

S05

*Meteorología eta Atmosfera Zientziak
Meteorología y Ciencias de la Atmósfera
Meteorologia e Ciências da Atmosfera
Meteorology and Sciences of the Atmosphere*

Chairpersons:

Pedro M. A. Miranda
Rui Salgado
Sergio Alonso Oroza
Yolanda Castro Díez

Aurkibidea/Índice/Índice/Index

<i>Mapping Solar Radiation Over Complex Topography Areas Using Artificial Neural Networks And Meteosat Images</i>	279
Bosch, J. L., López, G., Batlles, F. J.	
Radiación Solar Ultravioleta. Beneficios y Perjuicios para la Salud	
<i>Ultraviolet Solar Radiation. Benefits and Damages for the Health</i>	283
J. Cañada, M.A. Serrano, J.C. Moreno, G. Gurrea, P. Utrillas	
<i>Measuring the atmosphere properties with a high resolution Cosmic Ray detector.....</i>	
<i>Juan A. Garzón, José Collazo, Georgy Kornakov, M. Angeles López Agüera, Vicente Pérez Muñoz, Juan Taboada</i>	287
<i>On homogenization of Portuguese meteorological and geophysical data</i>	
Anna L. Morozova, Paulo Ribeiro, Maria Antónia Valente, M. Alexandra Pais	293
Variabilidad temporal de dióxido de azufre en una zona urbana	
<i>Temporal variability of sulphur dioxide in an urban area</i>	297
C. Capilla	
Modelación de la variación temporal del valor de $\delta^{18}\text{O}$ en la precipitación en la España peninsular e islas Baleares	
<i>Modelling the temporal variability of $\delta^{18}\text{O}$ values in precipitation in peninsular Spain and Balearic Islands</i>	301
J. Heredia, S. Castaño, M.F. Díaz-Teijeiro, J. Rodríguez-Arévalo, J., J.E. Capilla, R. Sánchez-Moral, L. Bardasano	
Predictibilidad del caudal de los ríos en Cataluña mediante Análisis Singular Espectral y modelos ARMA	
<i>River Flow Predictability in Catalonia (north Spain) using Singular Spectral Analysis and ARMA models</i>	309
Hernández-Martínez. M., Hidalgo-Muñoz, J. M., Gámiz-Fortis, S. R., Castro-Díez, Y., Esteban-Parra, M. J.	
Aplicación de diferentes parametrizaciones de la capa límite atmosférica (ABL) en el sudoeste de la Península Ibérica	
<i>Application of different Atmospheric boundary layer (ABL) parameterizations in southwestern Iberian Peninsula.....</i>	315
Hernández-Ceballos, M. A., Adame, J. A., Bolívar, J. P., De la Morena, B. A.	
Episodios de alta concentración de SO ₂ en el área industrial-urbana de Huelva (2006-2010)	
<i>Events of high concentrations of SO₂ in the industrial-urban area of Huelva (2006-2010)</i>	323
M. D. Valentí-Pía, J. A. Adame, M. Gil-Ojeda, B. A. de la Morena	
Estudio estadístico de las series de precipitaciones máximas diarias en la Comunidad Autónoma del País Vasco	
<i>Statistical study of the series of daily maximum precipitation in the Autonomous Community of the Basque Country</i>	327
H. Llanos, K.M. Bâ, E. Trujillo	
Análisis estadístico de 10 años del Índice UV medido en la Red Radiométrica Nacional	
<i>Statistical study of UV Index from ten years of data of the Spanish Radiometric Network</i>	333
M. P. Utrillas, M. J. Marín, A. R. Esteve, V. Estellés, S. Gandía, J. Cañada, J. A. Nuñez, J. A. Martínez-Lozano	
Evaluación de la SST como potencial predictor del caudal de invierno en la cuenca del Duero	
<i>Evaluation of SST as potential predictor of winter streamflow in Douro basin.....</i>	337
Jose Manuel Hidalgo-Muñoz, María Hernández-Martínez, Sonia Raquel Gámiz-Fortis, Yolanda Castro-Díez, María Jesús Esteban-Parra	

Dosis de radiación solar ultravioleta eritemática sobre esquiadores infantiles <i>Erythemal ultraviolet solar radiation doses on children skiers</i>	343
María Antonia Serrano, Javier Cañada, Juan Carlos Moreno, Gonzalo Gurrea	
Estudio del índice de claridad para nubes bajas en Valencia, España <i>Study of the clearness index for low cloudiness in Valencia, Spain.....</i>	349
D. Serrano, M. J. Marín, M. P. Utrillas, M. Nuñez, J. Cañada, J. A. Martínez-Lozano	
Determinación del retraso troposférico con GNSS en tiempo casi real por el IGN en el proyecto europeo E-GVAP. <i>Determination of the tropospheric delay with near real-time GNSS by the IGN in the European project E-GVAP</i>	353
M. Valdés, M. A. Cano, J. A. Sánchez, P. Gonzalo	
Avaliação do potencial eólico offshore na Península Ibérica <i>Evaluation of offshore wind potential in Iberian Peninsula</i>	359
Tatiana Pinho, Bruno Lopes, Ricardo Carvalho, Santos, J. A., Margarida L. R. Liberato	
Mecanismos causales de la variabilidad de la temperatura en Colombia <i>Mechanisms of the variability of the temperature in Colombia</i>	363
Samir Córdoba-Machado, Reiner Palomino-Lemus, Yolanda Castro-Díez, Sonia Raquel Gámiz-Fortis, María Jesús Esteban-Parra	
Evaluación de modelos del CMIP5 en el área norte de Sudamérica <i>Evaluation of the CMIP5 models in the northern area of South America</i>	367
Reiner Palomino-Lemus, Samir Córdoba-Machado, Sonia R. Gámiz-Fortis, Yolanda Castro-Díez, María Jesús Esteban-Parra	
Impacto de aerossóis do deserto na radiação solar ultravioleta no Sul de Portugal <i>The impact of desert dust on solar ultraviolet radiation over the South of Portugal</i>	373
V. Salgueiro, M. J. Costa	

Mapping Solar Radiation Over Complex Topography Areas Using Artificial Neural Networks And Meteosat Images

Bosch, J. L.⁽¹⁾, López, G.⁽²⁾, Batllés, F. J.⁽¹⁾

⁽¹⁾CIESOL, Universidad de Almería, Almería, Spain, jlbosch@ual.es, fbatlles@ual.es

⁽²⁾Dpto. Ingeniería Eléctrica y Térmica, Escuela Técnica Superior de Ingeniería, Universidad de Huelva, Spain, gabriel.lopez@die.uhu.es

SUMMARY

In this work, daily global irradiation has been estimated on stations located in a complex terrain by using a combination of METEOSAT images and horizon information calculated from a Digital Terrain Model (DTM) of the studied area. The algorithm uses Artificial Neural Network techniques along with a 20x20 m DTM. The inputs to the network have been selected using the Automatic Relevance Determination methodology. The data set contains one year data of daily global irradiation measured at 12 different stations located in the north face of the Sierra Nevada Natural Park in the surroundings of Huéneja (Granada), a town located in the South East of Spain. The final developed network provides simultaneously values of daily shortwave solar irradiation and Photosynthetically Active Radiation (PAR). The values estimated by the neural network model have been compared with the measured ones leading to a RMSE of 8.9 % and a MBE of 0.1 %, for the broadband radiation, and 9.2 % RMSE 0.2% MBE for the daily PAR. The best performance was reported during summer months and the worst results were obtained during winter. Finally, solar irradiation maps have been produced for the studied zone. Results point out artificial neural networks as an efficient and easy methodology for calculating solar radiation levels over complex mountain terrains, including topography and clouds influence; and generating daily, monthly and yearly irradiation maps for the studied area.

1. INTRODUCTION

A detailed spatial and temporal analysis of the global component of the solar radiation on the earth surface is needed in many applications, ranging from solar energy uses to the study of agricultural, forest and biological processes. Sunlight energy for biomass production is obtained from the total short-wave radiation incident at the earth's surface. The major proportion of this radiation (99 %) is in the waveband 0.3 μm to 4 μm , and the longer wavelengths in particular are not available for photosynthesis in the sense that they cannot be absorbed by the photosynthetic pigments. These pigments harvest photons from the visible spectrum only (0.4 – 0.7) μm , which is referred to as photosynthetically active radiation (PAR). The importance of PAR as a key variable controlling the phytomass production is well established (Daughtry et al. 1992).

At local scales the topography is the most important factor in the distribution of the solar radiation on the surface. The variability of the elevation, the surface orientation and the obstruction due to elevations are a source of great local differences in insolation and, consequently, in other variables as ground temperature. On the other hand, the presence of clouds is another important factor influencing solar irradiation distribution over wide areas. For this reason, several models based on geographical information system (GIS) techniques or satellite images have been recently developed, integrating topography to obtain the solar radiation and accounting for the cloud effects through the information contained in the images (Zelenka et al., 1999; Scheifinger and Kromp-Kolb, 2000).

In this work, we present a different methodology to estimate daily global total radiation H and daily global PAR Q_p over complex topography areas at small spatial scales. This methodology uses digital terrain models (DTM) and Meteosat-7 images to provide the input information and a model based on artificial neural networks (ANN). ANNs have shown to be more suitable to predict solar radiation than other empirical regression models (Reddy and Ranjan, 2003). On the other hand, DTM along with geographic information systems (GIS) have favored recently the development of models over mountains and other complex topography areas, allowing topography information to be included in radiation models.

2. EXPERIMENTAL DATA

We use global horizontal shortwave and PAR measurements acquired during year 2005 in 12 stations located in the Sierra Nevada mountains, in Huéneja (Granada, Spain). Granada is sited in the

southeast of Spain and the characteristic weather at Huéneja is represented by very cold winters with frequent snow covers and frosts and very hot summers. Stations are equipped with LICOR 190-SZ pyranometers, with a sampling frequency of 2.5 min. Data acquisition system is an H8 HOBO and data have been integrated in a daily basis. In addition, we utilized a Digital Terrain Model with 20 m resolution containing the area where the stations are located, which was generated by the local government Junta de Andalucía from orthophotographs. Table 1 shows the stations characteristics: latitude, longitude and altitude above mean sea-level, and Fig. 1 shows their distribution inside the study area. After a filtering process, a total de 3102 daily values were available.

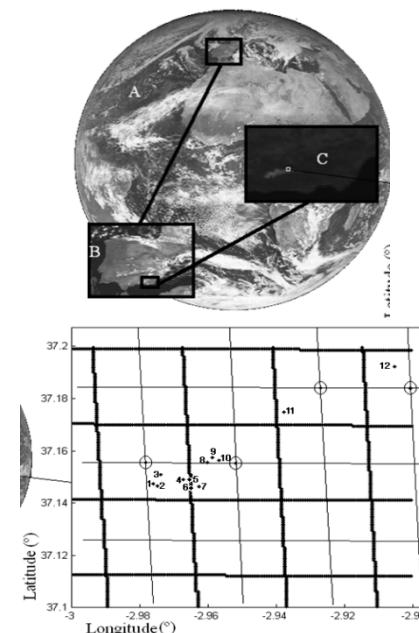


Figure 1 - A. METEOSAT image (© 2005 EUMETSAT). B. Iberian Peninsula. C. Sub-image used in this study. Stations distribution in the bottom.

Table 1 - Radiometric stations characteristics.

Station ID	Latitude	Longitude	Altitude (m)
------------	----------	-----------	--------------

1	37° 08' 52''	2° 58' 34''	1659
2	37° 08' 50''	2° 58' 29''	1669
3	37° 08' 47''	2° 58' 17''	1619
4	37° 08' 58''	2° 58' 02''	1532
5	37° 08' 59''	2° 57' 56''	1505
6	37° 08' 48''	2° 57' 45''	1467
7	37° 08' 47''	2° 57' 54''	1449
8	37° 09' 22''	2° 57' 36''	1305
9	37° 09' 25''	2° 57' 25''	1292
10	37° 09' 29''	2° 57' 32''	1300
11	37° 10' 31''	2° 56' 16''	1188
12	37° 11' 34''	2° 54' 20''	1091

Satellite images used in this work cover a period of time convergent with the information from the pyranometers. These are images of high resolution and correspond to the visible channel of the satellite Meteosat-7 (HRI-VIS) and they have been registered by the PDUS (Primary Data User Station) located in the Department of Renewable Energies of the CIEMAT (DER-CIEMAT). Meteosat-7 was located in a geostationary orbit of longitude 0°. The principal element of detection of the satellite is the sensor MVIRI (Meteosat Visible and Infrared Imager), a radiometer of high definition. The instantaneous field of view, according to the angular amplitude of the sensor and the orbital distance of the satellite, is 2.5 km in the nadir or point of the sub-satellite (*latitude* = 0°, *longitude* = 0°). Due to terrestrial curvature, this magnitude increases with distance and is approximately 3.5 km for the study area. Every pixel of the image has a value of brilliance, registered by the satellite, on the gray scale of 0-255 (8 bits). The 12 stations are located in 4 different pixels of the image, as shown in Fig. 1.

3. METHODS

The tool used to generate the solar radiation maps of daily values of the two solar radiation bands, total shortwave and PAR, is based on an artificial neural network. As a previous step to develop the model, the input parameters have to be selected. Due to the existing of a large number of possible input variables, a study about the relevance of several inputs is undertaken in the sub-section 3.2.1. Next, the ANN model is developed in the sub-section 3.2.2.

3.2.1 Selection of input variables

Many variables could be used to estimate solar radiation. However, we have adopted the following criterions:

3. Variables measured on the ground surface are not considered. As a consequence, the model will not depend on the availability of ground measurements. The values of selected variables must be obtained from the digital elevation models or satellite images, allowing the model to be used over large areas.
4. Those variables taking into account the horizon effects and clouds should be included. The reasons are explained by Bosch et al. (2010).

The resulting selected variables matching the above conditions are listed in the Table 2. The technique to analyze the relative importance of these variables as inputs to a model based on ANN is named as Automatic Relevance Determination, ARD (López et al., 2005). It is based on a probabilistic interpretation for the ANN training. Table 2 also shows the classification of the variables following the results obtained using the ARD method. The relative albedo $\Delta\rho$ is the most important input variable. It is defined as:

$$\Delta\rho = \rho^* - \rho_g \quad (1)$$

where ρ^* is a modified apparent ground albedo and ρ_g is the referenced ground albedo (Bosch, 2010). A daily value for $\Delta\rho$ is derived for every pixel from the satellite image. The second important input is the daily PAR under clear-sky Q_c . This theoretical variable is calculated as:

$$Q_c = \frac{12}{\pi} Q_{sc} E_0 [I_1(\omega_{ss}) - I_1(\omega_{sr})] \quad (2)$$

where Q_{sc} is a PAR solar constant at the mean sun–earth distance that is modulated by E_0 , the eccentricity factor. I_1 represents the analytical function to obtain the integration of the PAR between the sunrise hour angle ω_{sr} and the sunshine hour angle ω_{ss} . This function depends on the site elevation and the day of the year (Bosch et al., 2009). The third most important parameter is the relative day length S , defined as

$$S = \frac{\omega_{ss} - \omega_{sr}}{N_{day}} \quad (3)$$

where N_{day} is the time length of the day without horizon obstructions. The fourth and final input parameter is the daily total extraterrestrial solar radiation H_0 . The other two inputs present a relevance two and four orders of magnitude lower than the previous variables. The relevance is measured by means of the bayesian parameter O^{rel} (López et al., 2005). For that reason, Z and T_L can be discarded.

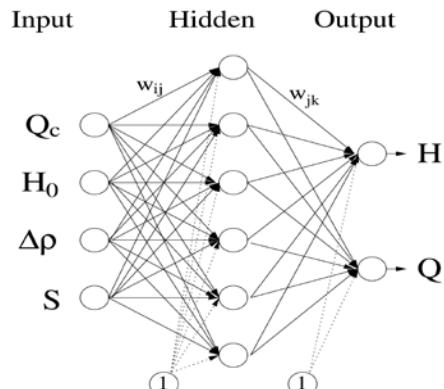


Figure 2 - ANN model architecture.

3.2.2 Artificial Neural Network Model

The functional relationship between H and Q_p and the four selected input variables is modeled using an Artificial Neural Network (ANN). Artificial neural network is implemented here using a combination of custom-designed Octave functions (Octave, 2010). A standard multilayer perceptron (MLP) architecture with three fully interconnected layers (input, hidden, and output) is employed, Fig. 2. The hyperbolic tangent transform is chosen as the nonlinear activation function in the hidden layer, and the identity function is selected as the activation function for the output layer. Such a network determines a non-linear mapping from an input vector (constituted of $\Delta\rho$, Q_c , S and H_0) to the outputs, which is parameterized by a set of network weights. These are referred to as hidden weights, w_{ij} (weights connecting inputs to hidden neurons), and output weights, w_{jk} (weights connecting hidden neurons to output ones). All weights are randomly initialised within the range (-0.5, 0.5). Among several existing training algorithms, a Gauss-Newton based Levenberg-Marquardt method was selected due its rapid convergence properties and robustness. The ANN training was performed using the stations labelled with ID {2, 3, 4, 5, 7, 9, 12}. A total of 2004 days were available (around 300 days per station). Validation and testing steps used stations ID {1, 8, 11} and ID {6, 10}, respectively.

Finally, the number of hidden neurons, N_h , was chosen following a heuristic approach, where several networks with different values of N_h are trained and the best performing network among them is selected. The performance parameters used have been the root mean square error (RMSE) and the mean bias error (MBE), both expressed as a percentage of the mean value of the measure daily PAR and total radiation using the validation data. To overcome potential different model performances related to the random initializations of the weights, for each ANN architecture, ten training runs were accomplished and the performance values (RMSE and MBE) were

Table 2 - Input variables and results of the relevance analysis.

Input	Description	Source	Units	O^{rel}	Relevance
$\Delta\rho$	relative albedo	Satellite	--	0,02 ± 0,01	1st
Q_c	daily clear-sky PAR	theoretic	$E\ m^{-2}$	0,34 ± 0,20	2nd
S	relative day lenght	DEM	--	0,71 ± 0,11	3rd
H_0	daily extraterrestrial shortwave radiation	theoretic	$MJ\ m^{-2}$	0,91 ± 0,11	4th
Z	elevation	DEM	m	2,07 ± 0,49	5th
T_L	Linke Turbidity coefficient	Satellite	--	3,91 ± 0,74	6th

the mean. For every N_h value, the ANNs shown MBE values about 0%. The RMSE diminished as N_h increased. The lowest RMSE values correspond to N_h equal or higher than 6. That is the selected number of hidden neurons

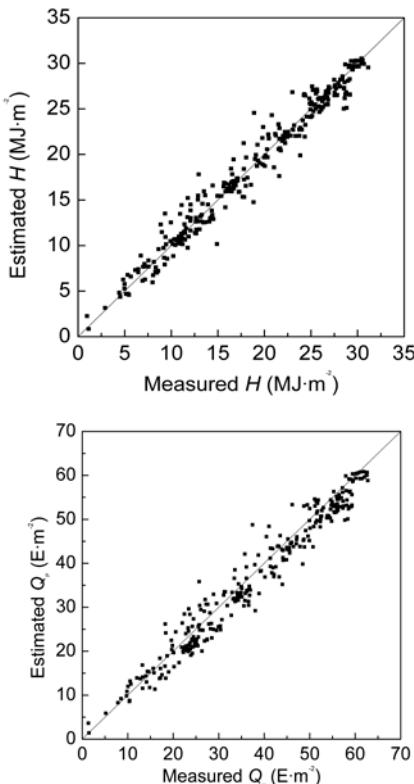


Figure 3 - Estimated vs measured daily values of the total shortwave solar radiation (top) and PAR (bottom).

4. RESULTS DISCUSSION

The ANN model is evaluated using the testing data. The statistical performance shows a RMSE equal to 8.9 % and a MBE about 0.1 % for the total solar radiation H and a RMSE of 9.2 % and a MBE of 0.2 % for the PAR Q_p . Fig. 3 shows the estimated values versus the measured ones. It is clear the similar and great estimation of the model for both outputs. It is interesting to note the almost null tendency of the ANN model to over- or under- estimate. That is a drawback presented in many models using satellite images. The reasons for the excellent results are also due to the use of the new inputs $\Delta\rho$ and Q_c . The first takes into account information on the snow cover, an important source of error. The second one is a very accurate parameterization of the PAR under cloudless conditions.

Finally, regarding the satisfactory results yielded for the 12 stations located on a complex topography area, a map was generated for the mountainous site. Fig. 4 shows the total solar radiation for the twelve months. It is interesting the high definition of the surface, due to the downscaling procedure from the satellite image using the DTM. It is found that the variability of the total solar radiation for the summer months is lower than that for the winter months. That is

a consequence of the horizon obstructions and the day length. In winter months, a higher contrast is noted due to an increase in the shadowed surfaces of the mountain. Similar results are found for the maps of monthly averages of PAR.

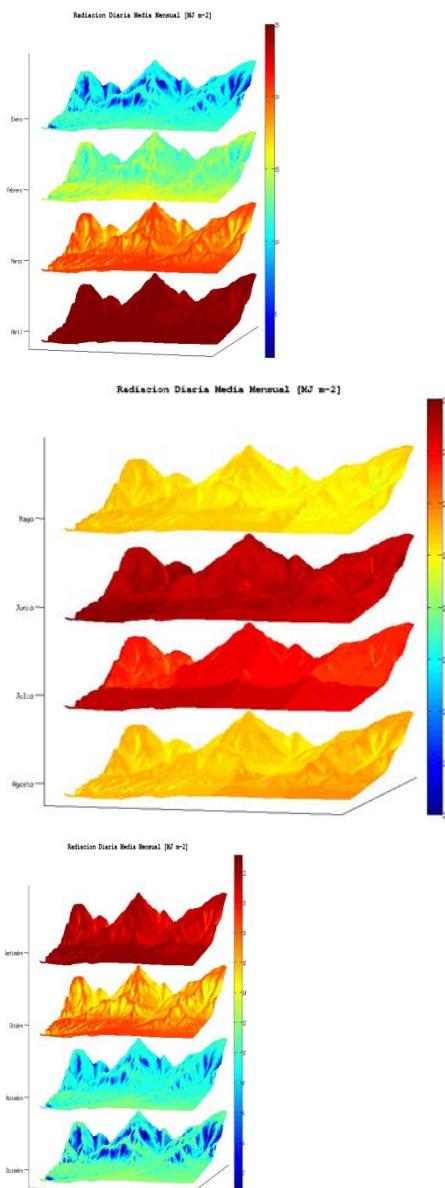


Figure 4 - Monthly total shortwave irradiation H [$MJ\ m^{-2}$] for the 12 months (from January –top– to December –bottom–).

5. CONCLUSIONS

Considering the results, this methodology allows the estimation of solar irradiation in complex topography zones, using satellite images and Digital Terrain Models, in a simple way. One of the more important advantages is that there is no need of additional information or ground measurements, making this model very suitable in any kind of alpine terrain even if there are no radiometric stations around the studied area. The final goal has been to perform an irradiation map of daily values from the satellite images, fitting the spatial resolution of image pixels (~3.5 km) to the DTM

resolution (20 m). Ground data registered at 12 stations located in the study area have been used for validation purposes, observing an improvement in the model performance after the consideration of horizon effects and snow covers presence. It is also interesting to note that this procedure can be applied under all kind of sky conditions.

Acknowledgement

This work has been financed by the Ministerio de Ciencia y Tecnología of Spain ENE2007-67849-C02-02. We would like to thank CIEMAT for the use of the satellite images.

6. REFERENCES

- Daughtry, C.S.T., Gallo, K.P., Goward, S.N., Prince, S.D. and Kustas, W.P. (1992): "Spectral estimates of absorbed radiation and phytomass production in corn and soybean canopies". *Remote Sensing of Environment*, **39**, 141-152.
- Zelenka, A., Perez, R., Seals, R. and Renne, D. (1999): "Effective accuracy of satellite derived hourly irradiances". *Theoretical Applied Climatology*, **62**, 199–207.
- Scheifinger, H. and Kromp-Kolb, H. (2000): "Modelling global radiation in complex terrain: comparing two statistical approaches". *Agricultural and Forest Meteorology*, **100**, 127–36.
- Reddy, K.S. and Ranjan, M. (2003): "Solar resource estimation using artificial neural networks and comparison with other correlation models". *Energy Conversion and Management*, **44**, 2519–2530.
- Bosch, J.L., Battles, F.J., Zarzalejo, L. and López, G. (2010): "Solar resources estimation combining digital terrain models and satellite images techniques". *Renewable Energy*, **35**, 2853–2861.
- López, G., Battles, F.J., Tovar, J. (2005): "Selection of input parameters to model direct solar irradiance by using artificial neural networks". *Energy*, **30** (9), 1675–1684.
- Bosch, J.L. (2010): "Modelización del recurso solar utilizando redes neuronales artificiales, y su aplicación a la generación de mapas topográficos de radiación". *PhD Thesis*, University of Almería (Spain).
- Bosch, J.L., López, G., Battles, F.J. (2009): "Global and direct photosynthetically active radiation parameterizations for clear-sky conditions". *Agricultural and Forest Meteorology*, **149**, 146–158.
- Octave (2010): <http://www.gnu.org/software/octave/>

Radiación Solar Ultravioleta. Beneficios y Perjuicios para la Salud

Ultraviolet Solar Radiation. Benefits and Damages for the Health

J. Cañada⁽¹⁾, M.A. Serrano⁽¹⁾, J.C. Moreno⁽¹⁾, G. Gurrea⁽¹⁾ y P. Utrillas⁽²⁾

⁽¹⁾Instituto de Ingeniería Energética, Universitat Politècnica de València, Camino de Vera s/n, 46022 Valencia, jcanada@ter.upv.es

⁽²⁾Departamento de Física de la Tierra y Termodinámica, Universidad de Valencia

Miembros del Grupo de Radiación Solar de Valencia

SUMMARY

Solar ultraviolet radiation (UV) is one of the most important factors in the development of skin cancer in humans. Excessive exposure to solar radiation is responsible for the majority of skin cancers and other adverse effects such as solar erythema, skin aging and some forms of cataracts. Thus, in certain geographical areas are advised to use protective measures against solar radiation to reduce the risk of skin cancer. Moreover, numerous studies have shown the benefits of solar radiation basically related to the synthesis of vitamin D in the skin, as health services recommend a daily dose of at least 400 IU of vitamin D. It is therefore very important to estimate the dose of solar radiation in the ultraviolet band received by humans, to prevent skin cancer and maintain both a sufficient production of vitamin D. This paper analyzes data from solar ultraviolet erythemal irradiance (UVER), in W/m², measured in Valencia in the period 2003-2010. From these values we calculated the Ultraviolet Index (UVI) on horizontal plane and the results were analyzed according to the period of the year. To estimate effective solar ultraviolet radiation in the production of vitamin D (UVD) it has been used the model proposed by McKenzie et al. (2009) that calculates the UVD from UVER measured data, ozone content and the solar zenith angle.

1. INTRODUCCIÓN

La radiación solar global está comprendida entre 280 y 2800 nm aproximadamente y se puede dividir en tres grandes bandas: a) Ultravioleta (UV) con longitud de onda menor de 400 nm, representa el 8% de la extraterrestre, b) Visible comprendida entre 400 y 770 nm, representa el 46.4% de la extraterrestre y por último la c) Infrarroja con longitudes de onda mayores de 770 nm y que representa del orden del 45.6% de la extraterrestre.

La componente ultravioleta se puede dividir en tres bandas: 1) Ultravioleta C, comprendida entre 100 y 280 nm, siendo absorbida totalmente por el ozono estratosférico de manera que no llega a la superficie terrestre, 2) Ultravioleta B (UVB), comprendida entre 280 y 320 nm, la cual tiene importantes efectos biológicos, negativos como el eritema solar y el melanoma, y positivos como la estimulación de la síntesis de la vitamina D en la piel, y por último la 3) Ultravioleta A (UVA), comprendida entre 320 y 400 nm, cuya intensidad que alcanza la superficie terrestre es muy superior a la correspondiente a la UVB aunque resulta menos perjudicial siendo sus efectos más importantes, el bronceado y envejecimiento de la piel.

La irradiancia ultravioleta eritemática (UVER) se define como la convolución entre la irradiancia espectral a nivel del suelo ($I(\lambda)$) y el espectro de acción del eritema humano ($E(\lambda)$), el cual mide el efecto relativo de la radiación UV en la piel. La irradiancia UVER (en W/m²) viene dada por la siguiente expresión:

$$I_{UVER} = \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} I(\lambda)E(\lambda)d\lambda \quad (1)$$

La irradiancia ultravioleta Vitamina D (UVD) se define como la convolución entre la irradiancia espectral a nivel del suelo y el espectro de acción de la síntesis de la vitamina D en la piel ($D(\lambda)$), el cual mide el efecto relativo de la radiación UV en la producción de vitamina D en la piel. La irradiancia UVD (en W/m²) se calcula mediante la siguiente expresión:

$$I_{vit.D} = \int_{\lambda_1}^{\lambda_2} I(\lambda)D(\lambda)d\lambda \quad (2)$$

En las Figuras 1 y 2 se muestra la representación de la irradiancia espectral y la respuesta relativa frente a la longitud de onda, respectivamente.

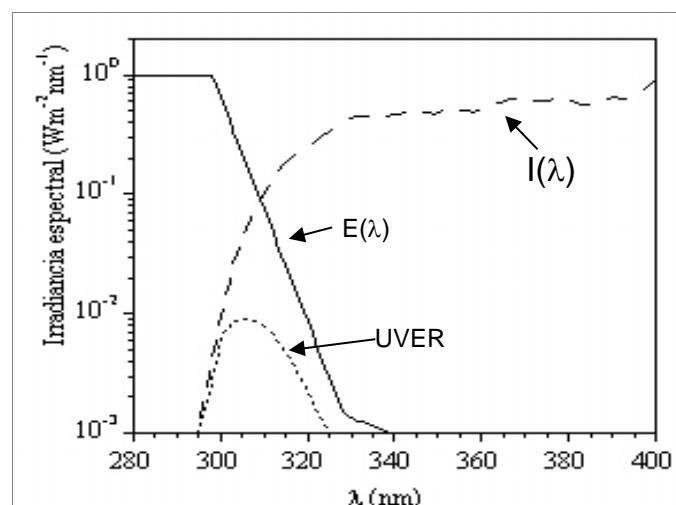


Figura 1 – Irradiancia UVER y curva del espectro de acción del eritema humano. (UVER irradiance and curve eryhema action spectrum).

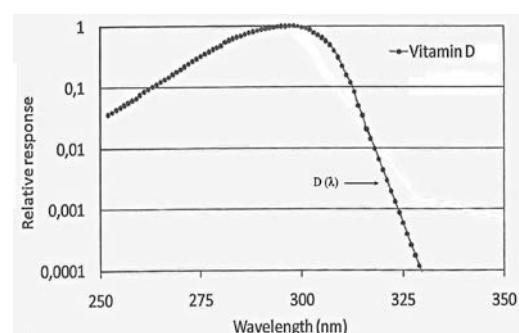


Figura 2 – Espectro de acción de la síntesis de vitamina D en la piel. (Curve of action spectrum synthesis of vitamin D in the skin).

Se sabe que la radiación solar afecta a la salud humana debido a la componente ultravioleta que tiene efectos positivos, síntesis de la vitamina D en la piel, y negativos como el eritema, cataratas y daños en el ADN que pueden producir cáncer de piel (Godar et al., 2011). Por tanto, cuando en verano los niveles de radiación solar UV son

altos se pueden producir efectos negativos, pero en cambio en invierno, pueden producirse deficiencias en la producción de vitamina D debido a los bajos niveles de radiación UV.

El bronceado de la piel, inducido por elevados valores del Índice Ultravioleta (UVI) en verano, puede disminuir la síntesis de la vitamina D ya que la pigmentación de la piel bloquea la penetración de la radiación UV.

En este trabajo, a partir de los datos medidos en Valencia de irradiancia UVER en el periodo 2003-2010, se han calculado los valores del UVI utilizando el modelo de McKenzie et al. (2009), y se han analizado sus valores en función de la época del año. Se ha estimado la radiación solar UV efectiva en la producción de vitamina D (UVD), analizando sus valores tanto diarios como estacionales.

2. INSTRUMENTACIÓN Y DATOS MEDIDOS

Las medidas de la irradiancia UVER se han realizado en el edificio del Departamento de Física de la Tierra de la Universidad de Valencia ubicado en el Campus de Burjassot (Valencia), (coordenadas 0°24' O, 39°30' N, 60 m sobre el nivel del mar), situado a 7 km al noroeste de la ciudad de Valencia, dentro de su área metropolitana. El período de medida de la irradiancia UVER utilizado en este estudio comprende los años 2003 a 2010.

Para medir dicha irradiancia UVER, sobre un plano horizontal, se utiliza un Piranómetro YES UVB-1 (Sistema Yankee Environmental Systems) con un rango de medidas de 280-320 nm. y una sensibilidad espectral cercana al espectro de acción del eritema. El UVB-1 se encuentra instalado en una plataforma horizontal, sin obstáculos ni sombras, en el edificio del Departamento de Física mencionado. La incertidumbre de calibración de este radiómetro es aproximadamente del 10% (Bais et al., 2001). La respuesta coseno según el fabricante es menor del 4% para ángulos cenitales solares por debajo de 55° (Ditcher et al., 1993). Este instrumento fue calibrado en el Instituto Nacional de Técnica Aeroespacial. Esta calibración consistió en una medición en el laboratorio de la respuesta espectral del radiómetro, y una comparación con un espectroradiómetro Brewer MKIII al aire libre (Vilaplana et al., 2006; Hülsen and Gröbner, 2007).

Debe tenerse en cuenta que el YES UVB-1 presenta errores no despreciables para elevados ángulos cenitales a menos que sea utilizada una matriz de calibración de doble entrada, ángulos cenitales-columna total de ozono (Vilaplana et al., 2006). Para un valor constante de ozono de 300 DU, el error dado por la matriz de calibración se mantuvo por debajo del 9% para ángulos cenitales menores de 70°. Una calibración adicional de este radiómetro se llevó a cabo en el Departamento de Física de la Tierra por comparación con un Optronic OL-754, espectroradiómetro equipado con un doble monocromador con un rango espectral que se extiende desde 250 nm a 800 nm. Los valores dados por el Optronic se convolucionan con el espectro de acción de eritema y después se integra y se compara con los valores obtenidos con el UVB-1 (Cañada et al., 2008; Tena et al., 2009).

Los YES UVB-1 en su modo de operación estándar, miden irradiancia UVER cada segundo y a partir de estos datos se obtienen los valores de irradiancia en el intervalo temporal deseado, que después de las recomendaciones de la WMO y de la Acción COST 713, ha pasado de media hora a intervalos de un minuto en enero de 2001.

A mediados de los 80 y debido a la alarma social creada por la observación del crecimiento del agujero de la capa de ozono del Hemisferio Sur, se pensó en la necesidad de introducir índices para la predicción de las dosis de radiación UV incidente, cuya finalidad era facilitar información a la opinión pública sobre los niveles que alcanza dicha radiación sobre la superficie terrestre, sus efectos nocivos y los medios para protegerse. El índice más empleado es el índice relativo a la acción eritemática (UVI) de la radiación UVB. Las primeras predicciones se dieron en Australia en los años 90 (Roy et al., 1990) y Nueva Zelanda (McKenzie, 1998), basándose en los valores de la dosis eritemática mínima (MED) y del tiempo de exposición para provocar quemaduras, respectivamente.

Finalmente, en 1995 la Comisión Internacional de Protección frente a la radiación no ionizante (ICNIRP), en colaboración con la WHO (Organización Mundial de la Salud), la WMO (Organización Meteorológica Mundial) y la UNEP (Programa Medioambiental de las Naciones Unidas) elaboraron unas recomendaciones redefiniendo el índice de radiación ultravioleta (UV Index o UVI), de manera que éste debe entenderse como una unidad de medida y no sólo como un valor máximo diario (ICNIRP (1995), WHO (1995), WMO (1998)). El valor numérico del UVI se calcula a partir de la integración de la irradiancia UV para todas las longitudes de onda (hasta los 400 nm), y multiplicando el valor de la irradiancia UVER (expresado en W/m^2) por 40. Finalmente se expresa el resultado mediante el número entero más próximo entre 0 y 16 (sin decimales).

La predicción del UVI se realiza en la actualidad por diferentes organismos en la Comunidad Valenciana como son la Generalitat Valenciana y la Agencia Estatal de Meteorología, que también la realiza en otros puntos de España, además de realizarse dicha predicción en otras universidades e institutos de investigación de España. Desde comienzos de este siglo se han formado redes de medida y predicción de la radiación ultravioleta, como es el caso de la Red de medida de la Comunidad Valenciana creada en el año 2001, por parte de la Generalitat Valenciana. También se han desarrollado campañas de predicción como la de Cataluña (Lorente et al., 2001), en la que se realizó la predicción diaria a partir de simulaciones de dos modelos de alta resolución (SBDART, STAR), que han demostrado su fiabilidad para distintos escenarios atmosféricos (Koepke et al., 1998).

Tabla 1 – Categorías de exposición en función del índice UV (WHO 2003). (Exposure categories based on UV Index (WHO 2003)).

Categoría	Valor numérico
Bajo	<2
Moderado	3-5
Alto	6-7
Muy alto	8-10
Extremo	11+

3. RESULTADOS

3.1.- Análisis del UVI en Valencia

En la Figura 3 se muestra la representación de las medidas semihorarias de la irradiancia UVER para el período 2003-2010 en la ciudad de Valencia.

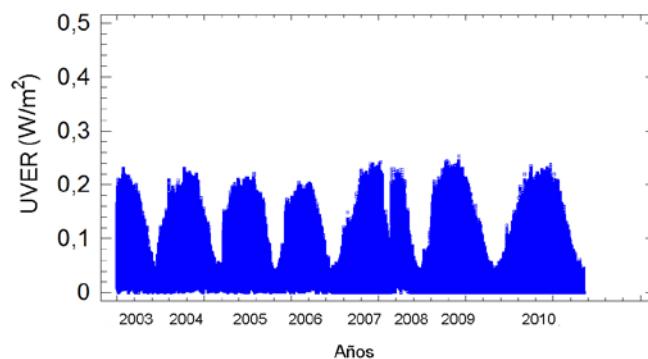


Figura 3 - Evolución de la irradiancia UVER en Valencia en el período 2003-2010. (Evolution of UVER irradiance in Valencia in the period 2003-2010).

La evolución anual de la irradiancia UVER tiene una forma sinusoidal para días despejados, presentando un valor máximo cercano a 0.25 W/m^2 .

En la Figura 4 se representa la evolución del índice UV obtenido a partir de las medidas semihorarias de la irradiancia UVER del período 2003-2010 en la ciudad de Valencia. Dicha evolución es similar a la obtenida para la irradiancia UVER. Se observa, por ello,

una variación estacional con valores elevados en los meses de verano, alcanzando valores cercanos a 10 los años 2007 y 2009, estando todos los veranos del período estudiado en la categoría muy alta de exposición según la Organización Mundial de la Salud (WHO, 2003). El ángulo cenital solar a las 12 h solares es el principal responsable de la variabilidad estacional del UVI.

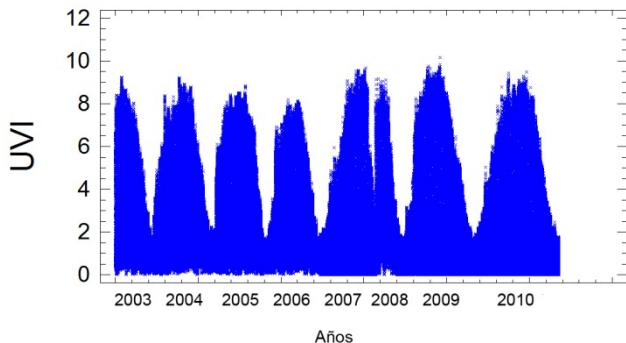


Figura 4 - Evolución del índice UV en Valencia en el período 2003-2010. (*Evolution of UV index in Valencia in the period 2003-2010*).

En la Figura 5 se muestra el diagrama de frecuencias del UVI a las 12 h. solares para todos los días del período 2003-2010. Se observa que en Valencia, en el 35% de los días, el UVI es mayor de 6 (alto) y hay 30 días en los que el UVI es mayor de 9 (muy alto).

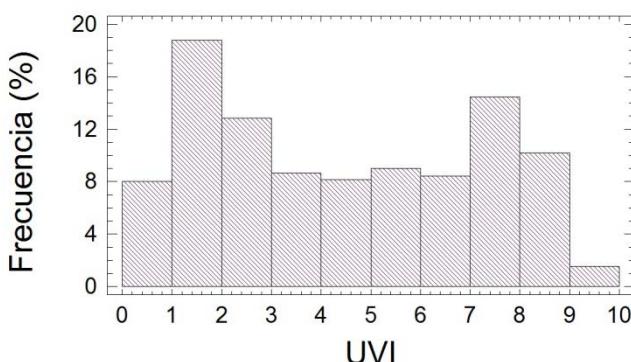


Figura 5 – Diagrama de frecuencias del UVI en Valencia en el período 2003-2010. (*UVI frequencies diagram in Valencia in the period 2003-2010*).

Además, si estudiamos el UVI según la estación del año, se observa que en verano el 72% de las medidas del UVI son mayores de 6 (alto), siendo el valor medio del UVI en verano de 6.6 ± 1.8 . En primavera, el 50% de los valores del UVI son mayores de 6 y su valor medio es 5.6 ± 2 . En la estación de otoño, el 71% de las medidas del UVI es menor de 3 (moderado) y su valor medio es de 2.4 ± 1.3 . Por último, en invierno el 84% de las medidas es menor de 3 y su valor medio es de 1.9 ± 1 .

3.2.- Análisis de la irradiancia UVD en Valencia

McKenzie et al. (2009) demostraron que aunque la irradiancia UVD no es directamente proporcional a la UVER, es posible estimar la UVD a partir de la UVER mediante un modelo conociendo el contenido de ozono en la atmósfera y el ángulo cenital solar (AZS):

$$UVD = R(\text{ozono}, \text{AZS}) \cdot \text{UVER} \quad (3)$$

Respecto a la función R, sus valores numéricos se han obtenido de la tabla de doble entrada (contenido de ozono en la atmósfera y el ángulo cenital solar) que figura en el Apéndice del artículo de McKenzie et al. (2009). Para cada pareja de valores de ozono y ángulo cenital, que son los datos de entrada de la tabla, se ha interpolado en dicha tabla, y se ha obtenido el correspondiente valor de R. Utilizando estos valores de R, se ha calculado para Valencia la irradiancia UVD a partir de las medidas de la irradiancia UVER en el período 2003-2010.

En la Figura 6 se muestran los valores de la irradiancia UVD calculados, según la expresión (3), a partir de la irradiancia UVER para el período 2003-2010.

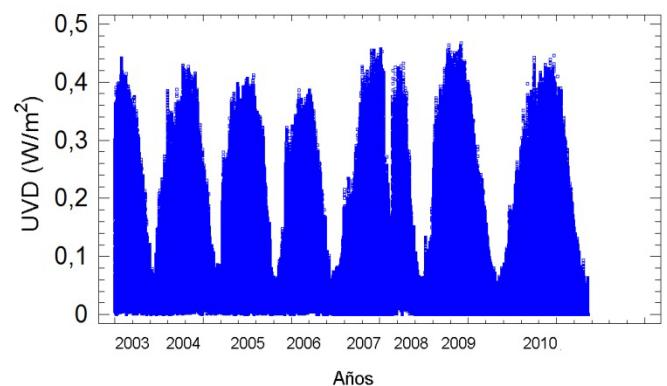


Figura 6 - Evolución de la irradiancia UVD en la ciudad de Valencia en el período 2003-2010. (*Evolution of UVD irradiance in Valencia in the period 2003-2010*).

Si comparamos la representación de la irradiancia UVER con la irradiancia UVD se observa que, para valores altos de UVER, hay una cierta relación entre las dos variables, de manera que la UVD es aproximadamente el doble que la UVER. Sin embargo, para valores bajos de UVER (invierno) la proporcionalidad no se cumple.

En las Figuras 7 y 8 se muestra la evolución diaria de las irradiancias UVER y UVD en Valencia para un día de verano y otro de invierno, respectivamente, del período de estudio.

Irradiancias (W/m²) UVER y UVD frente hora solar Valencia. 20/7/2008.

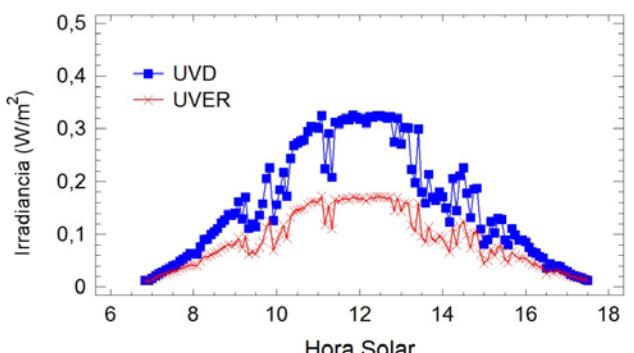


Figura 7 - Evolución de la irradiancia UVER y UVD en Valencia para un día de verano. (*Evolution of UVER and UVD irradiance in Valencia for a summer day*).

Los valores máximos observados en verano son del orden de 0.35 W/m² para la irradiancia UVD y 0.18 W/m² para la irradiancia UVER.

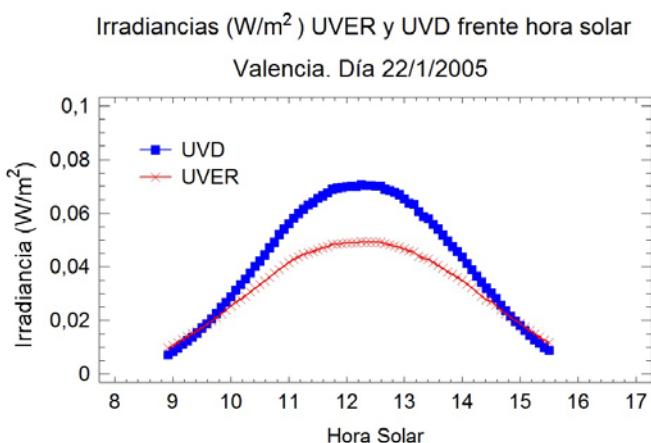


Figura 8 - Evolución de la irradiancia UVER y UVD en Valencia para un día de invierno. (Evolution of UVER and UVD irradiance in Valencia for a winter day).

Los valores máximos observados en invierno son del orden de 0.07 W/m² para la irradiancia UVD, y 0.05 W/m² para la irradiancia UVER.

Si representamos el cociente UVD/UVER frente a la hora solar para estos 2 días típicos de verano e invierno (Figura 9), se observa que la relación UVD/UVER es prácticamente constante y próxima a 2 en un día de verano, en cambio en invierno su valor es menor y varía en función de la hora solar, es decir, en función del ángulo cenital solar.

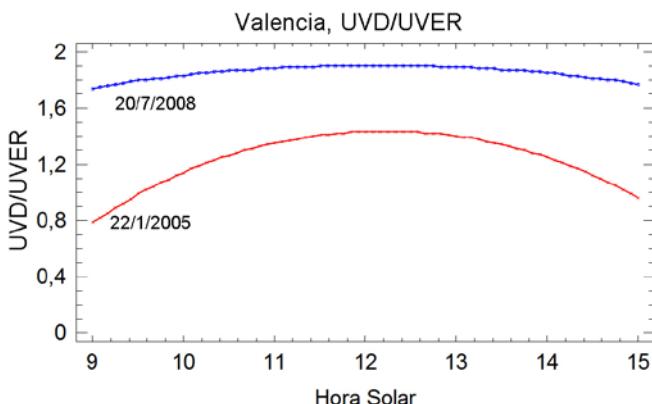


Figura 9 - Evolución de la relación UVD/UVER según la hora solar en la ciudad de Valencia. (Evolution of the ratio UVD/UVER by solar time).

4. CONCLUSIONES

A partir de los valores de irradiancia UVER se ha calculado el UVI para toda la base de datos (del 2003 al 2010) observándose que en Valencia el 35% de los días el UVI es mayor de 6 y hay 30 días en los que el UVI es mayor de 9.

Utilizando el modelo de McKenzie et al. (2009) se ha calculado la irradiancia UVD en el periodo 2003-2010.

Se observa que el cociente UVD/UVER varía en función de la época del año y de la hora del día, de manera que la UVD es aproximadamente el doble que la UVER en los meses de verano, mientras que en los meses de invierno la proporcionalidad no se cumple y es función del ángulo cenital solar.

5. AGRADECIMIENTOS

Este trabajo se ha realizado gracias al apoyo del Ministerio de Economía y Competitividad, proyecto CGL2010-15931/CLI y a la Generalitat Valenciana dentro del proyecto Prometeo/2010/64.

6. REFERENCIAS

- Bais, A., C. Topaloglou, S. Kazadzis, M. Blumthaler, J. Schreder, A. Schmalwieser, D. Henriques and M. Janouch (2001): Report of the LAP/COST/WMO Intercomparison of Erythemal Radiometers, Thessaloniki, Greece, 13-23 September 1999. WMO-GAW report, No. 141, (WHO TD No. 1051), Geneva.
- Cañada, J., A.R. Esteve, M.P. Utrillas, F. Tena and J.A. Martínez-Lozano (2008): "Study of erythemal, UV(A+B) and global solar radiation in Valencia (Spain)". *International Journal of Climatology*, **28**, 693-702.
- Dichter, B.K., A.F. Beaubien and D.J. Beaubien (1993): "Development and Characterization of a New Solar Ultraviolet-B Irradiance Detector". *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*, **10**, 337-344.
- Godar, D.E., S. J. Pope, W. B. Grant and M. F. Holick (2011): "Solar UV doses of adult Americans and vitamin D₃ productio". *Dermato-Endocrinology*, **3**, 243-250.
- Hülsen, G. and J. Gröbner (2007): "Characterization and calibration of ultraviolet broadband radiometers measuring erythemally weighted irradiance". *Appl. Opt.*, **46**, 5877-5886.
- ICNIRP (1995) International Commission on Non-Ionizing Radiation Protection: "Global solar UV index, WHO/WMO/ICNIRP recommendation". ICNIRP publication, n° 1/95, Oberscheleissheim.
- Koepke P, Bais A, Balis D, Buchwitz M, De Backer H, de Cabo X, Eckert P, Eriksen P, Gillotay D, Koskela T, Lapeta B, Litynska Z, Lorente J, Mayer B, Renaud A, Ruggaber A, Schauberger G, Seckmeyer G, Seifert P, Schmalwieser A, Schwander H, Vanicek K, and Weber M (1998): "Comparison of models used for UV index calculations". *Photochem. Photobiol.*, **67**, 6, 657-662.
- Lorente J, de Cabo X, Capmany E and Martínez-Lozano JA (2001): "Resultados de la campaña de predicción del índice UV en Cataluña". XV Reunión del Grupo Español de Fotobiología, Valladolid 2 y 3 de Febrero de 2001.
- McKenzie, R.L., J.B. Liley y L.O. Björn (2009): "UV Radiation: Balancing Risks and Benefits". *Photochemistry and Photobiology*, **85**, 88-98.
- McKenzie, R.L. (1998): "UV information in New Zealand". *W.M.O. Global Atmosphere Watch* n° **127**, 131-133.
- Roy, C.T., Gies H.P. and Graeme E. (1990): "Ozone depletion". *Science*, **327**, 235-236.
- Tena, F., J.A. Martínez-Lozano, M.P. Utrillas, M.J. Marin, A.R. Esteve and J. Cañada (2009): "The erythemal clearness index for Valencia, Spain". *International Journal of Climatology*, **29**, 147-155.
- Vilaplana, J.M., V.E. Cachorro, M. Sorribas, E. Lucchini, A.M. de Frutos, A. Berjón and B. de la Morera (2006): "Modified calibration procedures for a Yankee Environmental System UVB-1 biometer based on spectral measurements with a Brewer spectrophotometer". *J. Photocem. Photobiol.*, **82**, 508-514.
- WHO, World Health Organization (1995): "Protection against exposure to ultraviolet radiation". *Report WHO/EHG/95*, **17**, Geneva.
- WHO (2003). Índice UV Solar Mundial: Guía Práctica (versión en castellano), 28 pp. Organización Mundial de la Salud (WHO), Organización Meteorológica Mundial (WMO), Programa de las Naciones Unidas para el Medio Ambiente (UNEP) y Comisión Internacional de Protección contra la Radiación no Ionizante (ICNIRP), Ginebra. <http://www.who.int/uv>.
- WMO (1998): "Report WMO-WHO/ meeting of experts on standardization of UV indices and their dissemination to the public". *W.M.O. Global Atmosphere Watch* n° **127**.

Measuring the atmosphere properties with a high resolution Cosmic Ray detector

Juan A. Garzón⁽¹⁾, José Collazo⁽¹⁾, Georgy Kornakov⁽¹⁾, M. Angeles López Agüera⁽²⁾, Vicente Pérez Muñozuri⁽³⁾, Juan Taboada⁽³⁾

⁽¹⁾ LabCAF, Dpto. Física de Partículas. Univ. de Santiago de Compostela, E-15782 Santiago de Compostela, juanantonio.garzon@usc.es

⁽²⁾ Grupo de Aplicaciones Energéticas Sostenibles. Univ. de Santiago de Compostela, E-15782 Santiago de Compostela.

⁽³⁾ Meteogalicia, Xunta de Galicia, E-15707 Santiago de Compostela.

SUMMARY

Modern detectors based on RPCs (Resistive Plate Chambers) did become very popular in big experiments on Particle and Nuclear Physics because of the good performance they offer at an affordable price.

Cosmic rays consisting mainly on protons and light nuclei, with energies up to 10^{20} eV are impinging permanently to the Earth atmosphere where they produce the so called secondary cosmic rays; these particles may later be detected at the Earth surface. Depending on their energy, the cosmic rays are affected either by the solar wind, the terrestrial magnetic field or the atmosphere allowing the analysis of those effects.

Preliminary results on the measurement of the cosmic rays with RPC detectors seem to show that a small volume detector, with good position granularity and a time resolution of the order of ~ 100 ps, would allow to estimate the rates of the cosmic rays at different energy intervals and, as consequence, estimate the contribution of the different effects.

Recently, we have taken the initiative of installing in the University of Santiago de Compostela an RPC detector, having a volume of 2m^3 aiming to go deeper in the analysis of the cosmic ray properties and to verify that it is possible to carry out the measurement of atmospheric properties.

1. INTRODUCTION

One hundred years after their discovery, cosmic rays are still a permanent source of unknowns. Although we have learned a lot about their properties and the energy they have, we don't know yet where and how are they produced or how do they reach their huge energies that some of them show when they arrive to the Earth surface.

Most of the cosmic rays are protons and light nuclei although there is some contribution of medium and heavy elements, specially of the iron nuclei. Their energies range from almost the rest up to a few joules. The less energetic ones, below a few GeV, are produced in the Sun and arrive to the Earth surface as a part of the solar wind. Some times, when the Sun produces a so called Coronal Mass Ejection (CME), the protons may reach energies up to tens of GeV or even, sometimes, about 100 GeV. Above those energies, cosmic rays are produced either in our galaxy or in other galaxies; we classify both as galactic cosmic rays (GCR). Taking into account the size of our galaxy and the mean value of the magnetic field we may assume that cosmic rays below 10^{17} GeV are not able to leave the galaxy and keep confined in it. The cosmic rays above that energy may only be explained as having extragalactic origin. A very interesting effect is that the solar wind does interact with the galactic cosmic rays, modulating their arrival flux. Then, in periods of high solar activity the solar wind screens the galactic cosmic rays and a significative decrease of them is seen.

Fig. 1 shows the flux or cosmic rays arriving to the Earth surface as a function of the energy. Below a few GeV, most of the cosmic rays are produced in the Sun and hence, the flux depends on the solar activity. At this energy, the rate is of about $10^3/\text{m}^2\cdot\text{s}$ and they are usually measured indirectly using satellites or detectors that measure the neutrons produced when they collide in the top of the atmosphere. Above that energy and up to $\sim 10^{15}$ eV, cosmic rays are measured mainly using detectors placed in satellites or in balloons. Above that energy, the rate of cosmic rays is so small that they have to be measured at the Earth surface using big arrays of detectors.

2. THE COSMIC RAYS AND THE ATMOSPHERE

It is well known that the temperature of the atmosphere, specially that at the highest altitudes, affects the measurement of the Cosmic Rays at the Earth surface. This effect on the secondary Cosmic Rays was already reported at the thirties of the last century

and was very deeply analyzed by A. Duperier (1941). More recently, Ambrosio et al. (1997) reported a very significative correlation between the rate of muons measured about 1km underground in the MACRO experiment and the seasonal variations of the temperature in the atmosphere.

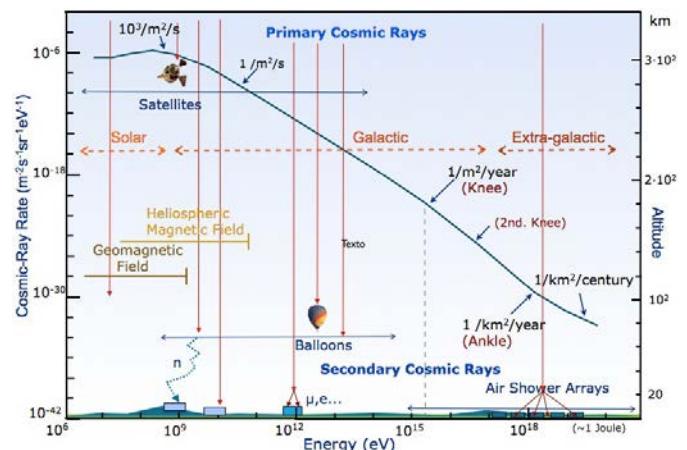


Fig.1. Energy spectrum of the primary Cosmic Rays.

The effect has also been seen later even in primary cosmic rays of the highest energy as the ones measured by the P. Auger observatory, J. Abraham et al. (2009), where the seasonal effects have been seen in Cosmic Rays up to $E \sim 10^{20}$ eV.

More recently, a very interesting result has been reported by the MINOS experiment at the Soudan mine in Minnesota, S. Osprey et al (2009). This experiment, that is placed about 700m underground (~ 2100 m.w.e. or meters water equivalent), has measured the flux of cosmic muons above an energy threshold of $E > 700\text{MeV}$. They have compared that flux with the effective temperature of the atmosphere, defined as a weighted average that takes into account the distribution of altitudes where the mesons which cause the measured muons occur. They have found that there is a very close correlation between both magnitudes.

Most of these effects can be easily understood looking at how the secondary cosmic rays are produced in the atmosphere. Primary cosmic rays arriving to the Earth atmosphere having energies above

several tens of GeV do interact with the atoms of the atmosphere producing mainly nucleons and light mesons, as pions and kaons. All these particles may later either interact with other nuclei or decay producing other secondaries like muons, electrons and photons. Depending on the energy of the primary particle and, as a consequence, of the number and energies of the secondaries produced, the process may be repeated several times giving rise to an extended air shower (EAS). Later, some of the particles are absorbed in the air and the remaining ones arrive to the Earth surface where they can be detected.

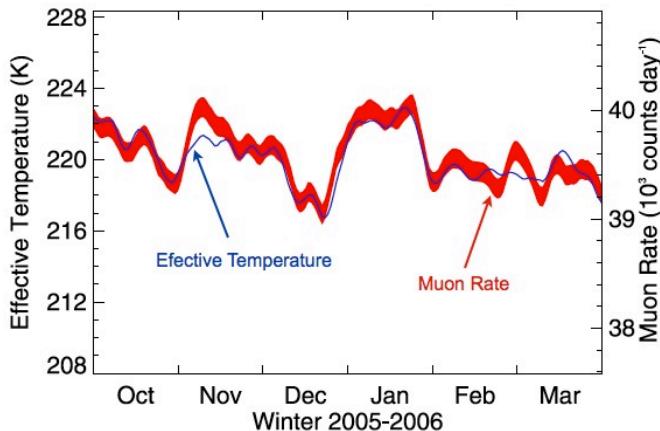


Fig. 2 - Muon rate and Effective temperature measured by the MINOS experiment at the Soudan mine in Minnesota (USA). Both independent measurements show a very significative correlation. S. Osprey et al. (2009)

The atmosphere properties may affect the measurements of cosmic rays in several ways. When the temperature of the high atmosphere (above the tropopause, at ~15km height) increases, the density decreases and so does the interaction probability. Then, cosmic rays have a bigger chance to arrive deeper in the atmosphere and then the total number of secondaries arriving to the ground tend to be bigger. When that temperature decreases, there appear two competitive processes related with the muon production and with the muon arrival to the ground: pions (or kaons) produced in the high atmosphere have a chance of either decaying, producing a muon, or colliding with a nucleus producing new particles of lower energy. Later, a muon produced in any of this processes may disappear, decaying in an electron and a couple of neutrinos, or may arrive to the ground.

The contribution of these processes have been very well studied in the past and have been recently updated by A.N. Dmitrieva et al. (2011). According to these authors all those effects can be summarized in a single weighting function $W_T(E_{\min}, X, h, \theta)$, or DTC (Differential Temperature Coefficient), that informs about how much a layer of the atmosphere at a height h contributes to the change of the flux of muons arriving with a zenith angle θ , with energy greater than E_{\min} , at an observation level X . Fig. 3 shows the behavior of the Differential Temperature Coefficients as a function of the atmospheric heights, for muons of different energies at the sea level, arriving in the vertical direction.

The behavior of the coefficients show how the flux of the muons with the highest energies is very sensitive to the temperature of the stratosphere ($h > 0.2\text{atm}$). Or, very small changes of the temperature of the stratosphere may affect very significantly the flux of high energy muons arriving to the ground. It means that, in principle, a detector being able to estimate the flux of the very high energy muons at the ground, together with an appropriate model of the temperatures profile on top of the detector (or just the mean value of that profile measured previously) could be used to measure the changes of the temperature of the stratosphere. This is a very important challenge because it is well known how the dynamic of the low stratosphere affects dramatically the weather and the climate changes in the troposphere; Baldwin M.K. et al. (2007). A good and

a permanent watch of the variations of the temperature of the low stratosphere would allow to improve very significantly the mid and long term weather forecast.

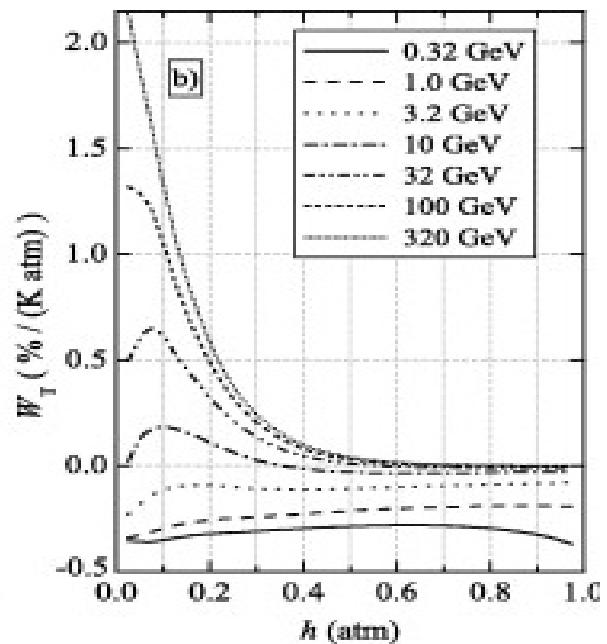


Fig. 3 - Differential Temperature Coefficients DTC as a function of the atmospheric depth for muons arriving vertically to the sea level with different energies; A.N. Dmitrieva et al (2011).

3. THE TIME AND DENSITY MICROSTRUCTURE OF COSMIC RAY AIR SHOWERS

Shower transport along the atmosphere is also a well known process that has been well approximated using both accurate measurements and simulation programs. As a consequence, it is well known that the higher energy muons arrive close to the core and forming small angles with the axis of the shower. Also the muons with highest energies arrive near the $v=c$ front of the shower. The lower energy muons will arrive later, preferentially in the tails of the shower. Then, theoretically, the rate of the fast and slow muons can be estimated with a detector or a set of detectors being able to measure faithfully both the time profile and the density of the particles impinging to the detector.

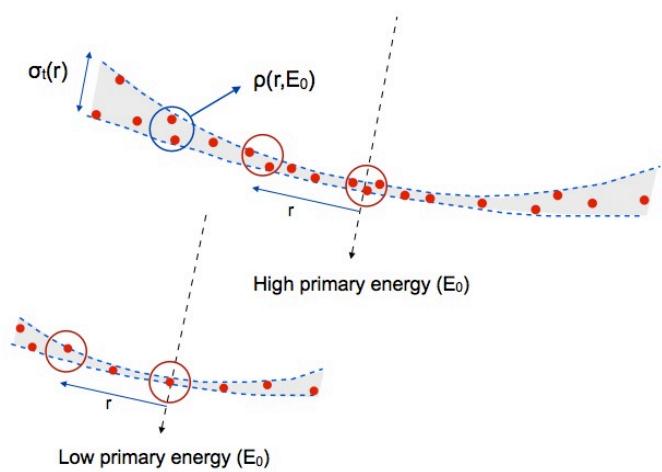


Fig.4 Rough comparison between high energy and low energy showers. In both cases, the time width is a function of the distance to the core. High energy showers have bigger densities at comparable distances.

The mean properties of the showers of secondary cosmic rays when they arrive to the Earth surface are well known. Some of the most representative are the following (see Fig. 4):

- The time width $\sigma_t(r)$ of a shower increases very significantly with the distance r to the axis of the shower (the core) and is quite independent of the energy of the primary cosmic particle. This behavior was parameterized by J. Linsley (1985) in the form:

$$\sigma_t(r) = \sigma_{t0} \left(1 + \frac{r}{r_t}\right)^{\beta}$$

where the parameters take the value: $\sigma_{t0} = 2.6$ ns, $r_t = 30$ m and $\beta = 1.5$.

- The density of particles of a shower, at a given distance to the core, depends on the size (no. of particles) of the shower and the distance in the form:

$$\rho(r, N_0) = \epsilon \cdot N_0 \cdot r^{-n}$$

where both, ϵ and n , depend on the mass of the primary cosmic ray. For a proton, $\epsilon = 0.00053$ and $n = 1.5$.

- The energy of the primary cosmic ray is related to the size of the shower by:

$$E_0(N_0) = \alpha \cdot N_0^b$$

where, according to A.M. Hillas (1975), for protons $\alpha = 2.217 \cdot 10^{11}$ and $b = 0.798$.

Finally, using all these parameterizations it is possible to get the energy of the primary cosmic ray as a function of both the time width and the density of particles measured by a single detector. The final relationship is:

$$E_0 = \alpha \left[\frac{\rho}{\epsilon} \left(r_t \left[\left(\frac{\sigma_t}{b} \right)^{1/\beta} - 1 \right] \right)^n \right]^b$$

The inner properties of the cosmic ray showers have been recently analyzed by the HADES Nuclear Physics experiment at the GSI (Darmstadt, Germany); A. Blanco et al. (2012). Using cosmic ray data taken during the commissioning of the RPC (Resistive Plate Chambers) time of flight wall, they have had the opportunity of looking inside the front of the cosmic showers with a joint position (~cm²) and arrival time resolution (<100ps) never used together before for analyzing cosmic rays at the Earth surface.

Fig. 5 shows the setup used for taking the data. Two RPC detectors, of about 1.25m² surface were stacked one on top of the other at a distance of ~33cm. Cosmic rays were measured making a trigger between coincidences of at least a hit in the upper and in the lower sector. Tracks can be reconstructed matching hits in both detectors and asking for having a velocity compatible with the speed of light. Among more than half a million cosmic ray data, a sample of about 40 millions of events, taken under very stable conditions, were chosen for a careful study of showers.

Fig. 6 shows a plot representing the time width, defined as the time difference between the arrival times of the first and the last particle in an event, versus the multiplicity of the event. The measured times have been corrected to take into account the arrival direction of the shower, estimated as the mean direction of all the arrival particles; the multiplicity has not been corrected by any kind of acceptance.

The overall shape of the plot can be easily understood in the framework of our understanding of the cosmic ray showers explained above. Small time widths and high multiplicities, like the events seen in the bottom-right corner should correspond to high energy showers having arrived to the ground relatively near the detector. Bottom-left corner should correspond to very low energy showers (starting in a few GeV) having very small multiplicity near the core. The top-left corner correspond to very high energy showers having arrived very far away from the detector and having, as a consequence, a very big width and very small density (see Fig. 4).

Fig. 6 shows also the lines corresponding to the is-energy curves using the parameterization given above, that relates the time dispersion of the shower as a function of the particle density.



Fig. 5 - Setup for taking cosmic ray data with couples of RPC detectors of the HADES low angles TOF wall at the GSI (Darmstadt). A. Blanco et al. (2012).

It is very important to stress out that those lines do not correspond exactly to the magnitudes represented in the axis of the figure. The horizontal axis should be scaled by a factor that depends on the arrival direction of the shower and the vertical axis should be modified to represent standard deviation of the time. Also another unknown factor should be included to take into account that, given the small size of the RPC detectors, they would provide systematically lower time dispersion than the ones that were used by the different authors to get the represented parameterizations. It is also very important to comment that all the parameterizations given above were developed for showers with energies greater than about 10^{16-17} eV and their validity at lower energies is very limited. By these reason, we have initiated MonteCarlo studies to estimate new parameterizations that are valid for energies between $\sim 10^{11}$ eV and 10^{16} eV.

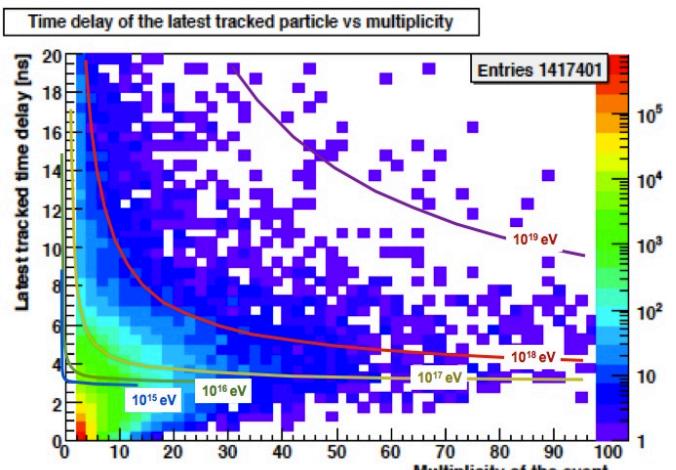


Fig. 6 - 2D plot showing the time difference between the first and the last particle of the shower as a function of the multiplicity for a selected period. The plot belongs to A. Blanco et al. (2012). The different lines drawn are explained in the text.

Some problems for getting such parameterizations are on one hand that existing MonteCarlo algorithms have their limitations and depend very much on the reaction model used for the nuclear collisions. On the other hand, no systematic measurement exist of air showers at the ground for energies below $\sim 10^{14}$ eV.

Several well known features may allow to make some interesting guess about the position of the muons in the density-time chart. The higher energy muons are produced by high energy cosmic rays and, as a consequence, they are present only in big size showers. Inside a shower the higher energy muons arrive close the core of the shower and the highest energy muons tend to arrive close to the front side. On the contrary the lower energy muons should arrive very far away from the core and very delayed respect to the front particles.

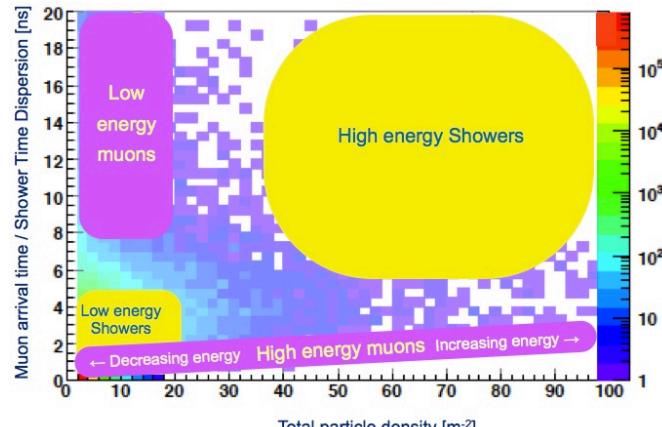


Fig. 7 - 2D plot showing the time difference between the first and the last particle of the shower as a function of the multiplicity for a selected period . The different lines drawn are explained in the text.

As a consequence, we may expect that a detector having enough granularity, for measuring the particle density, and enough time resolution, to measure both the arrival time of each particle and the time width of the cluster of particles, would provide estimates of both the energy of the primary and the energy of the secondary muons. Further studies are on the way to determine how well may the energy of the muons be estimated as a function of the size and the time resolution of the detector: a bigger detector will measure more particles and will provide a better estimation of the arrival time of the front of the shower than a small one, providing also a better estimation of the time delay of the particles with respect to the front of the shower. A good time resolution is needed for a better estimation of the arrival time of the fastest particles.

Another important feature to be asked to the detector is to have the capability of making track reconstruction. Only with such property, the arrival direction of all the measured particles may be used to estimate the arrival direction of the shower and to correct both the measured particles density and the time dispersion of the shower. Also, more work is on the way to estimate, using a MonteCarlo algorithm, the mean position in the density-time chart of the muons of different energies, depending on the energy of the primary cosmic ray.

Finally, it is important to realize that, as the Fig. 3 shows, the DTC coefficients for high energy and low energy muons behave in the opposite way. It means that, when the rate of high energy muons grows at the Earth surface as a consequence of the increasing of the temperature of the stratosphere, the rate of the lower energy muons will decrease. But, as muons with energy below ~5 GeV are very frequent (80% of the total), the increase of high energy muons will come together a big decreasing of the low energy muons.

4. THE RPC TRACKING DETECTOR OF THE LabCAF, IN THE USC.

As has been shown in the analysis of the HADES RPC wall, such detector technology offers several features that make them a very good candidate for testing the possibility of analyzing the stratosphere properties doing an accurate measurement of the muons flux at the Earth surface. Specially, timing RPCs offer an outstanding time resolution at a very affordable price.

For testing the previous ideas we have undertaken the initiative of installing in our laboratory, at the Faculty of Physics of the Univ.

of Santiago de Compostela, a small detector ($1 \times 2 \times 1 \text{ m}^3$) to start a systematic analysis of cosmic ray showers with a very good granularity an extraordinary resolution in time. It is based on the TRASGO philosophy already presented in D. Belver et al. (2012).

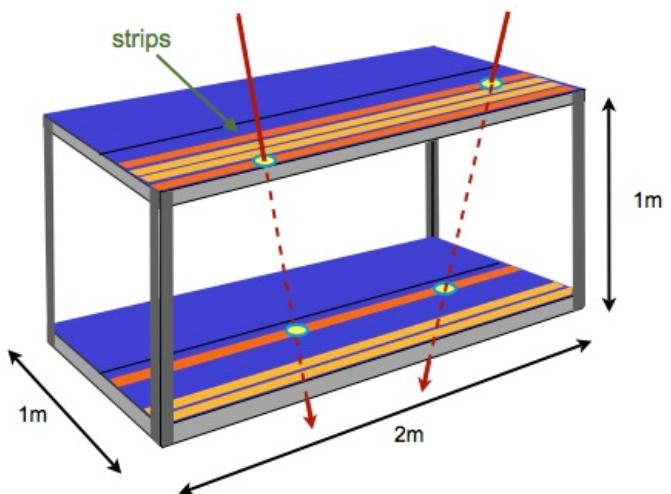


Fig. 8 - Setup of the 2 RPC planes detector that will be installed in our laboratories at the Faculty of Physics of the USC. An example of an occupancy problem is shown.

Two $1 \times 2 \text{ m}^2$ two-gap RPC planes will be stacked on top of each other at a distance of 1m. The RPC planes will be built at LIP-Coimbra with the same technology they are developing for the P. Auger observatory; P. Assis et al. (2011). They will be readout by 3cm wide strips offering an efficiency of ~90% and a time resolution of ~100ps. Crosstalk will be not limited and, as a consequence, high multiplicity events will be suppressed.

The constraints imposed by the crosstalk do not limit dramatically the goals of the initiative. On the one hand as it is shown in A. Blanco et. al (2012), more than 98% of the events correspond to multiplicities lower than 3, that wont be affected too much by the crosstalk. On the other hand, according to Fig. 3, the muons that are more sensitive to the temperature of the stratosphere are those with energies above ~100GeV. Following Kaye&Laby (2012), the total number expected every day of such muons is $\sim 4 \cdot 104 / \text{m}^2$.

There is another interesting feature to take into account: according to T.K.Gaisser (1973), the so called “response function”, i.e. the function that provides the probability that a cosmic muon of a given energy E_μ has been produced by a primary cosmic of an energy E_0 has its maximum at about $E_0 \sim 12 \cdot E_\mu$ and the factor decreases for increasing energies. It means that most of the muons with energies between, let say 100GeV and 1TeV will be produced by primaries of energy E_0 in the range (1012 -1013)eV, where not very high multiplicities will be expected. As has been also pointed out by A. Blanco et al. (2012), about 84% of the events recorded by Hades had multiplicity equal to 1 and about 12% of those events had a multiplicity between 2 and 3. Only a 1% of all the events they recorded with a coincidence trigger of the two planes had a multiplicity bigger than 5. A naive extrapolation of this ratios to the rates expected using the tables of Kaye tell us that we may expect more than 5000 events/m² per day, most of them in the low energy showers region. We compensate the acceptance corrections (~50%) with the factor 2 that we gain having a detector of a surface of 2m². Also, we can gain more acceptance in the future making smaller the distance between the RPC planes (in Hades was ~33cm).

Although the estimated statistic is about 5 times bigger than the one used by MINOS our approach offer some disadvantages and advantages. The MINOS experiment is deeply underground and the sample of muons they get is very clean. However they loose all the information carried out buy the low energy muons. On the other hand, has been already pointed out before, our setup may get

information about the changes on the rate of both very high and very low energies. As they behave in an opposite way respect the changes in the temperature a detector placed at the Earth surface offers the chance of looking for anticorrelations between high energy (fast) and low energy (slow) muons; this mechanism may allow to compensate other sources of inaccuracies. Even, with a good parameterization of the curves shown in the figure it can not be ruled out that a single muon detector may perhaps in the future be able to estimate the temperature profile of the column of air just on top of the detector. But, before, all the necessary mathematical algorithms must be developed.

Each plane of the detector will be instrumented by 64 channels of the front end electronics (FEE) that has been designed for the HADES RPC wall; D. Belver et al. (2010). Both planes will be read-out by a TRB.V2 board, developed at the GSI and that is described in I. Fröhlich et al. (2008). The board offers 128 100ps/bin-time resolution channels for LVDS logic level input signals, like the ones produced by the FEE. It is controlled by an embedded processor which cares also of the input/output via an Ethernet link, making the storage and handling of data very simple. TRB boards can be easily connected in serial with an optical link allowing for an easy expansion of the detector in the future, just adding more RPC planes and more boards.

The detector will be installed at the Faculty of Physics of the University of Santiago de Compostela, at ~100m of a weather station of Meteogalicia that will provide the main atmospheric variables, temperature and pressure, needed to make the necessary correction to the measured rates; see Fig. (9). Once the detector reach to work in stable conditions, after determining all the acceptance and efficiency corrections, we foresee to improve the analysis using the information provided by the weather balloons launched every week

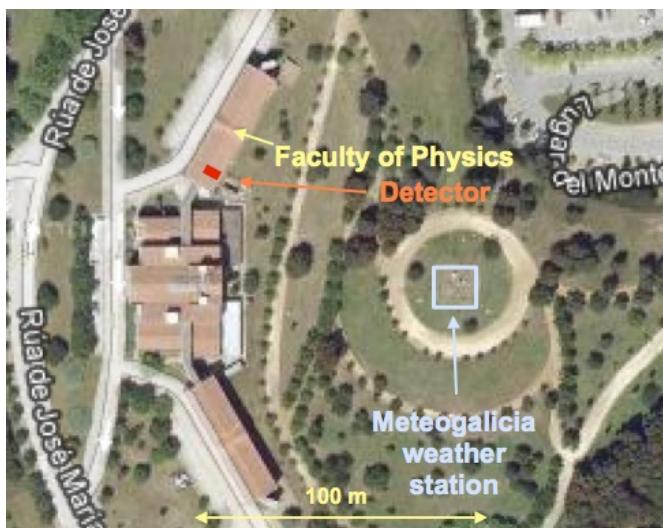


Fig. 9. Foreseen location of the detector, at the Campus of the University of Compostela, near a weather station of Meteogalicia.
by Meteogalicia.

The particle reconstruction will be performed using a new powerful and fast reconstruction algorithm called TimTrack, developed by J.A. Garzón et al (2010). This algorithm has been designed specifically to take advantage of the good time resolution provided by the RPCs. The algorithm reconstructs in one step the six parameters defining the movement of the particle (two coordinates, two slopes, the arrival time and the velocity of the particle) using directly the times read out at the strips and their coordinates. Such algorithm will allow an easy a fast rejection of bad track candidates doing cuts in the reconstructed velocity and rejecting those combinations of hits offering velocities very different than the speed of light.

Finally, the separation between electrons and muons will be performed analyzing the charge of the signals produced in the RPCs.

Although this kind of detector doesn't work in a proportional mode, cosmic rays are composed mainly by either very high energy muons or very small energy electrons that offer very different ionization properties in the gas of the cells. Then a quite reasonable statistical separation of electrons and muons will be possible looking at the charge spectrum.

5. SUMMARY AND CONCLUSIONS

Primary cosmic rays impinging on the Earth surface have a large variety of properties: mass, direction, energy. However, the extended air shower of secondaries produced in the high atmosphere and propagated to the ground offer very characteristic patterns, mainly in their total density of particles, lateral density of electrons and muons and in their respective time arrival distribution. There are evidences that a detector able to measure the density of particles and the distribution of their arrival time may provide an indirect estimate of the rate of muons of different energies impinging to the detector.

Although that estimate may be affected by relative big uncertainties, such possibility is, in our opinion, of big interest. Taking into account that about 70% of the muons arriving to the sea level have an energy bigger that 1GeV and that they are very penetrating particles, the other alternative to measure the energy of those muons is using intense magnetic fields and good tracking detectors; but this is very expensive solution. On the other hand, taking into account that muons of different energies are affected in different way by the different temperature of the different layers of the atmosphere, specially at the stratosphere (a very interesting region due to climatic reasons), the detector we are developing may offer a very interesting way of making radiographies of the atmosphere in a quit simple way and at a very low price. In any case, a lot of work is still to be done and a lot of problems are still to overcome in front of us.

6. ACKNOWLEDGMENTS

We are very grateful to all the members of the HADES RPC team who made the RPC wall work and that make possible to take the commissioning data of cosmic rays that we refer to in this article. Specially, we thank our colleagues from the LIP in Coimbra (Portugal), in particular Prof. Paulo Fonte, for providing us the planes of RPC cells that we will use in the detector and also for the many fruitful discussions we had about our project during the last years. We thank also our colleagues from the Digital Electronics Group, in particular Dr. Michael Traxler, for providing us the TRB.V2 we need for taking data with our detector. And we thank Dr. Diego González Díaz, now at the Univ. of Zaragoza, for all the discussions we had in the past that allowed us to improve the basic ideas of our initiative. Finally, we thank our colleague of the Non-linear Physics Group of the Univ. of Santiago, Gonzalo Míguez Macho, for all the discussions we held related to the relationship between the stratosphere and the weather evolution.

7. BIBLIOGRAPHY

- Abraham J. et al. (2009): "Atmospheric effects on extensive air showers observed with the Surface Detector of the Pierre Auger Observatory". arXiv:0906.5497v2.
- Ambrosio M. et al. (1997). "Seasonal variations in the underground muon intensity as seen by MACRO. Astrop. Phys. 7,109-124.
- Assis P. et al. (2011). "R&D for an autonomous RPC station in air shower detector arrays". Proc. of 32 ICRC,
- Baldwin M.P. et al. (2007). "How Will the Stratosphere Affect Climate Change?" Science 316, 1576-1577.
- Belver D. et al (2010). "Performance of the Low-Jitter High-Gain/Bandwidth Front-End Electronics of the HADES tRPC Wall". IEEE Trans. Nucl. Sci. 57, 2848-2856
- Belver D. et al (2012). "TRAGO: A proposal for a timing RPCs based detector for analyzing cosmic ray air showers". Nucl. Inst.& Meth. A661, S163-167
- Blanco A. et al (2012). Analysis of the front structure of EAS with the HADES tRPC wall. Proc. of Science. RPC2012, Frascati, Italy.
- Dmitrieva A.N. et al. (2011). "Corrections for temperature effect for ground-based muon hodoscopes. Astrop. Phys. 34, 401-411.
- Duperier A. (1941). "The Seasonal Variations of Cosmic-Ray Intensity and Temperature of the Atmosphere". Proc.R.Soc.Lond. A, 177, 204-216.
- Fröhlich I. et al. (2008). "A General Purpose Trigger and Readout Board for HADES and FAIR-Experiments". IEEE Trans. Nucl. Sci. 55, 59-66.
- Gaisser T.K. (1973). "Calculation of muon yields, response function and sea level integral energy spectrum using recent accelerator data and Feynman scaling". Proc. of 13th. ICRC, Denver (USA).

- Garzón J.A. & Cabanelas, P. (2010). "TimTrack: A matrix formalism for a fast time and track reconstruction with timing detectors". Nucl. Inst. & Meth. V661, S210-S213.
- Hara et al. (1983). "Characteristics of a Large Air Showers at core distance between 1km and 2km". Proc. of 18th. ICRC, 276
- Hillas A.M. (1975)." Some recent development in cosmic rays". Phys. Rep.C 20, 79
- Kaye & Laby (2012). "Tables of Physical & Chemical constants".http://www.kayelaby.npl.co.uk/general_physics/2_7/2_7.html.
- Linsley, J (1985). "Mini and Super Mini Arrayd for the study of Highest Energy Cosmic Rays". Proceedings 19th ICRC, 434
- Osprey S. et al. (2009). Sudden stratospheric warmings seen in MINOS deep underground muon data. Geoph. Res.Lett. 36, L05809.

On homogenization of Portuguese meteorological and geophysical data

Anna L. Morozova⁽¹⁾, Paulo Ribeiro⁽¹⁾, Maria Antónia Valente⁽²⁾ and M. Alexandra Pais⁽¹⁾

⁽¹⁾Centro de Geofísica da Universidade de Coimbra, University of Coimbra, Coimbra, (anna_m@teor.fis.uc.pt, pribreiro@ci.uc.pt, pais@fis.uc.pt)

⁽²⁾ Instituto Dom Luiz, University of Lisbon, Lisbon, mavalente@fc.ul.pt

SUMMARY

The Geophysical Institute of the University of Coimbra (IGUC) has a long history of meteorological and geomagnetic observations. At the moment, digitized series of temperature parameters (minimum, maximum and mean temperature) are available from 1865 to 2005 on monthly timescale and from 1941 to 2005 on daily timescale. The geomagnetic K-index computed in IGUC is also available in the digital format starting from 1952 up to 2005 on monthly timescale. The original data series contain artificial shifts due to the changes in the instruments, instruments positions, measurement procedures and calculation methods. Therefore, a systematic study of the homogeneity level of the historical meteorological and geomagnetic data series and subsequent correction for artificial shifts is needed. This study has been performed using a number of absolute and relative homogeneity tests. As a result, the homogenized temperature and K-index series measured in IGUC are considered to be free of artificial shifts with significance of 95%, at least.

1. INTRODUCTION

Long instrumental records provide very important information about variability of measured parameters, their trends and cycles. Unfortunately, long-term series often contain inhomogeneities caused by a number of non-natural factors that can provide unrealistic trends, shifts and jumps. These inhomogeneities are originated by changes in instruments, instruments positions, measurement procedures and calculation methods. Such inhomogeneities, which we call ‘artificial’, without a doubt, have to be detected and corrected, and only after that, the data series may be used in scientific studies.

The Geophysical Institute of the University of Coimbra (IGUC) was founded as a meteorological and magnetic observatory in 1864. Currently, some of these long records of meteorological (since 1864) and magnetic (since 1866) data are available in digital format. However, these series need to be used with care because they contain uncorrected inhomogeneities caused by the changes in the instruments, in station location, and introduction of new methods for primary data processing that unavoidably took place during this long period. The main goal of our work was the detection of such inhomogeneities and their correction.

The difficulty of this task is complicated additionally by the fact that not all inhomogeneities present in the data series are of artificial origin. The meteorological and geomagnetic data have homogeneity breaks that originate from “real” environmental changes: e.g. volcanic aerosol ejections or abrupt changes of atmospheric and/or oceanic circulation for meteorological series or changes in the geomagnetic fields due to internal (e.g. secular variation impulses or jerks) and external (solar activity) processes. The artificial inhomogeneities have to be separated from the others, and this task can be done using the metadata – the record of station re-locations, changes in station environment, in the instrument park, in observation routines, applications of new formulae to calculate means etc. The metadata can provide precise information about the dates of occurrence and explanations for artificial homogeneity breaks and consequently have to be used in any homogenization procedure (see Venema et al. (2012) for thorough discussion).

2. HISTORY REVIEW AND METADATA

Meteorological records used in this study contain monthly minimum (Tmin) and maximum (Tmax) temperature and their annual means measured at IGUC from 1865 to 2005. Monthly mean data have been obtained by the averaging of the daily mean data. According to IGUC logbooks, the meteorological station remained in the same location – the instrument’s park of IGUC – for the whole period. However, there were two more or less significant changes in the instruments location in 1922 and 1933; besides that, the standard

Stephenson’s shelter was installed in 1922 and in 1950 the thermometer height increased by 0.3 m.

In this study we also used the K-index series which are available in digital format on monthly timescale from January 1952 to December 2005. The K-index is a local geomagnetic index that is (non-linearly) related to the amplitude of geomagnetic disturbances measured locally in the horizontal components of the field and which shows solar activity effects on the Earth’s magnetic field (e.g. Menville et al., 2011). It is calculated on the basis of the geomagnetic field disturbance level during every 3-hour period. The K-index ranges from 0 (quiet) to 9 (greatly disturbed). Each activity level relates almost logarithmically to its corresponding disturbance amplitude. The weighting average of the K-indices scaled at 13 selected worldwide distributed observatories gives Kp – a “planetary K-index”.

According to IGUC logbooks, there were at least two significant changes that could have affected the homogeneity of the K-index records: in January of 1980 the original suspension quartz wire of the H magnetograph was broken and replaced by a tungsten wire. Afterwards, in June of 1985, a new method to calculate the K index scales was introduced by a new observer.

3. HOMOGENIZATION PROCEDURE

The inhomogeneities that arise due to instrumental or environmental changes are, as a rule, shift-like (step-like) or trend-like. The simplest way to detect the shift-like inhomogeneities is a visual analysis, preferably by an experienced person. It is clear, however, that this method is very subjective and can be used only as an initial part of the analysis, providing information about “suspicious” periods. After the visual analysis, objective statistical methods accepted by the scientific community, have to be used to detect the presence and probable date of inhomogeneities (Venema et al., 2011). In this study we applied three of the most commonly used methods, which are the standard normal homogeneity test (SNHT; Alexandersson and Moberg, 1997), the Buishand cumulative deviation test (Buishand, 1982) and the non-parametric rank Pettitt test (Pettitt, 1979). These methods estimate not only the level of inhomogeneity of the tested series, but also detect the highly probable homogeneity break points. The Pettitt test was used only for homogeneity tests of meteorological data. The homogeneity breaks detected by the homogeneity tests were compared to available metadata and only breaks that coincide with known dates of instrumental changes were corrected.

The correction procedure is applied to the data series backward in time, starting from the most recent break, so that all data are corrected in line with the conditions of the most recent homogeneous part of the data series: a period ranging from the last homogeneity break to the end of the series. The most usual way to correct

artificial (non-climatic or non-geomagnetic) breaks begins with the calculation of the means of the studied parameter during some time before and after each of the breaks. The adjustment value is the difference between these means. In our study we calculated the corrections in a way that fulfill the following conditions: maximization of the number of the corrected monthly series that 1) do not have significant peaks in homogeneity tests statistics around the dates of artificial homogeneity breaks, 2) do not increase the centered root mean square errors (CRMSE) of the corrected series compared to the CRMSEs of the original data. CRMSEs are calculated using a number of reference series (see Taylor (2001) and Venema et al. (2012) for discussion).

4. METEOROLOGICAL DATA

The following temperature parameters have been analyzed: minimum monthly temperature (T_{\min}), maximum monthly temperature (T_{\max}), temperature range (DTR)

$$DTR = T_{\max} - T_{\min} \quad (1)$$

and monthly average temperature (averT)

$$averT = (T_{\max} + T_{\min})/2 \quad (2)$$

Twelve monthly temperature series were tested and corrected separately. The individual corrections for all 12 months were smoothed by 3 months moving average to provide a more or less smooth annual cycle of the correction values. Corrected annual series were calculated from corrected monthly series. The reference series used to calculate CRMSE are previously homogenized temperature series measured in Lisbon and Porto (see full descriptions of these series in Morozova and Valente (2012)).

Visual analysis (not shown here) of the temperature series shows a significant jump in T_{\min} (but not in T_{\max}) in 1921/1922 and in T_{\max} in 1932–1933. These breaks are also clearly seen in DTR variations. Another possible break can be seen both in T_{\min} and T_{\max} data in 1949/1950. This last break is however absent in DTR data, probably, due to almost equal shifts in T_{\min} and T_{\max} .

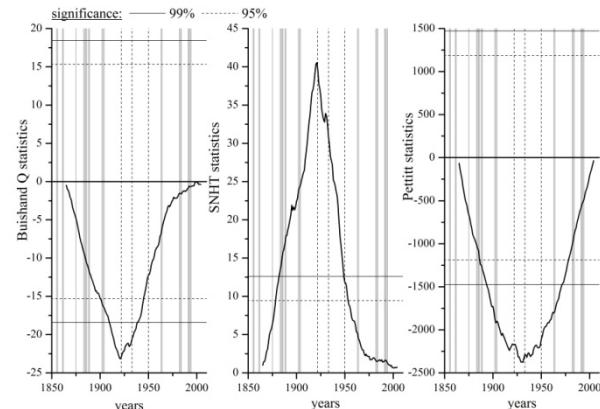


Figure 1 - Average of 12 monthly series of Buishand Q test, SNHT and Pettitt tests statistics of Coimbra DTR series. Solid and dotted horizontal lines show probability levels of 99% and 95%, respectively. Black dotted vertical lines show known dates of instrumental changes (1922, 1933, 1950), grey broad vertical lines show periods of strong volcanic eruptions.

The averages of 12 monthly statistic series for three homogeneity tests applied to DTR series are shown in Fig. 1 (same statistics for other temperature parameters can be found in Morozova and Valente (2012)). The analysis of the homogeneity tests statistics (dates of maxima and/or minima of the curves according to the type of homogeneity test) provides the most probable time periods of the breaks in the data homogeneity: 1885–1890, around 1905, around 1916, around 1921/22 (significant both in T_{\max} and T_{\min} series), 1930–1936 (significant in T_{\max} but not in T_{\min} series), in the 1940s, 1960s and 1980s. Many inhomogeneities, which are detected by the tests but could not be associated with known instrumental changes, may be associated with volcanic influence (gray vertical lines in Fig. 1 mark dates of strong volcanic eruptions).

The analysis of the homogeneity test results provides us with the date of the most significant non-climatic homogeneity break which has occurred in 1922 due to changes in the instruments location. Another homogeneity break is associated with the small re-location of the instruments park in 1933. This break is significant only for T_{\max} series. These two breaks have to be corrected. The change in the thermometer height in 1950 shows no significant (significance 95% or more) effect on the homogeneity of the temperature series.

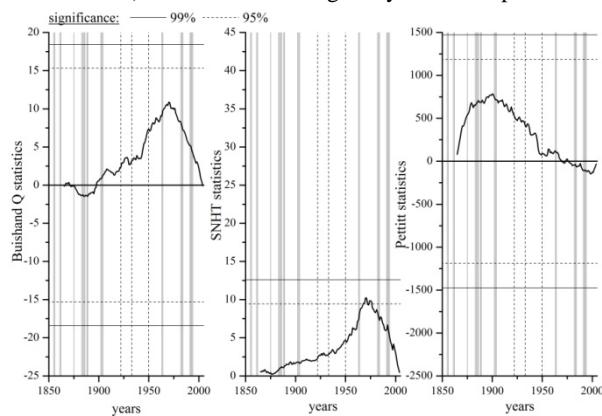


Figure 2 - Same as Figure 1 but for corrected DTR.

The correction procedure consisted in the division of the original T_{\min} and T_{\max} data sets into three periods: 1865–1921, 1922–1932, and 1933–2004. Firstly, the break in 1932/1933 was corrected only in the T_{\max} series. Afterwards, the break in 1921/1922 was corrected in T_{\max} and T_{\min} . Corrected DTR and averT series were calculated using corrected T_{\min} and T_{\max} data. All corrected data sets were subjected to the same homogeneity tests as the original data. The results of these tests for DTR are shown in Fig. 2. As one can see from the comparison of homogeneity test statistics of original (Fig. 1) and corrected (Fig. 2) series, the corrected data sets are more homogeneous. The corrected series still contain inhomogeneities caused most probably by the volcanic eruptions. Therefore, further corrections for these breaks are not necessary.

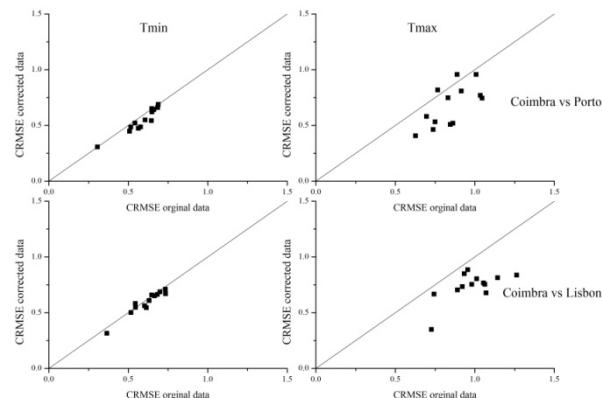


Figure 3 - Scatter plots of CRMSE before and after homogenization of 12 monthly series and the annual series for T_{\min} and T_{\max} . Homogenized temperature series from Porto and Lisbon are used as reference series. Dots on or below the bisect indicate data sets with unchanged or improved homogeneity, while dots above the bisect indicate data sets with decreased homogeneity.

Figure 3 shows CRMSEs of corrected temperature series plotted versus CRMSEs of the original series. Previously homogenized Porto and Lisbon temperature series are used as reference series. As one can see, the homogeneity level of T_{\min} (left panels) increases only slightly – dots are close to the bisect, whereas on the contrary the homogeneity level of T_{\max} (right panels) significantly increases for all monthly series when compared to Lisbon temperature series (low panel) and for 10 monthly series when compared to Porto temperature series (top panels). These homogeneity tests allow one to consider the corrected series of T_{\min} and T_{\max} as free of non-climatic changes with a significance of at least 95%.

5. GEOMAGNETIC DATA

The homogeneity of series of monthly K-index values has been studied. The following data have been used as reference series: monthly series of K-index measured in Toledo, Spain ($\phi=39^{\circ}33'N$, $\lambda=4^{\circ}21'W$), monthly series of K-index measured in Sodankylä, Finland ($\phi=67^{\circ}22'N$, $\lambda=26^{\circ}38'E$) and monthly series of Kp index.

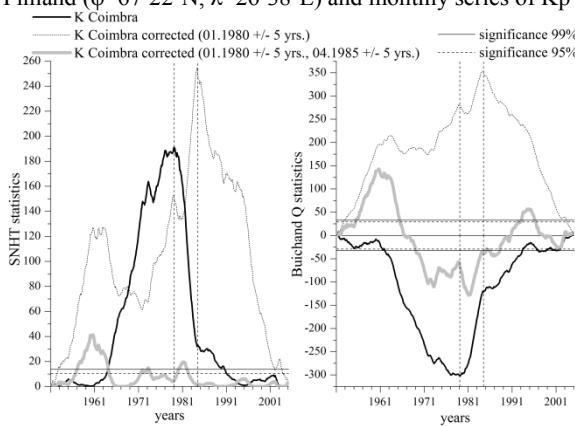


Figure 4 - SNHT and Buishand Q test statistics of Coimbra K-index original (thick black lines) and corrected (light -1st correction, and dark - 2nd correction, grey lines) series. Solid and dotted horizontal lines show probability levels of 99% and 95%, respectively. Vertical lines show dates of the homogeneity breaks: January 1980 and April 1985.

Visual analysis (not shown here) shows extraordinary behavior of the Coimbra K-series between 1979 and 1986 that does not correspond to variations of Kp and K-indices of Sodankylä and Toledo during this period. Homogeneity tests (Fig. 4, thick black lines) also show a significant break in homogeneity of the Coimbra K-index series around January 1980. This break is clearly connected with the replacement of the suspension wire and has to be corrected.

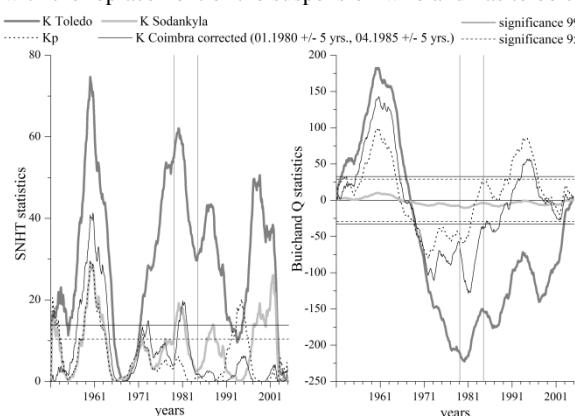


Figure 5 – Same as Figure 4 but for corrected Coimbra K-index series (thin black lines) as well as reference series: Kp (dotted lines), Toledo (thick dark gray lines) and Sodankylä (thick light grey lines) K-indices.

However, the correction of this break does not remove all significant inhomogeneities from Coimbra K-index series. Figure 4 shows (light grey lines) homogeneity tests results for the corrected series. Another strong homogeneity break appears in April 1985. Most probably, this break could be associated with the introduction of a new method in June 1985 according to IGUC logbooks. We tried two correction options: correction in June 1985 and in April 1985. The results of these corrections show that the correction introduced in April 1985 removes the homogeneity break but the correction introduced in June 1985 does not affect the homogeneity level of the K-index series. In our opinion, it means that, most likely, records in logbooks are not quite correct concerning this period. The homogeneity tests of the fully corrected series are shown in Fig. 4 by dark grey lines.

The corrected K-index series still have inhomogeneities. However, these inhomogeneities coincide with inhomogeneities detected in series of other geomagnetic indices. Figure 5 shows results of homogeneity tests applied to Kp and K-indices of

Sodankylä and Toledo, where we can see homogeneity breaks at the same epochs as those seen in Coimbra K-index series. The same homogeneity breaks can also be found in variations of other geomagnetic and solar indices (not shown here), which confirms their natural origin and relations to solar and geomagnetic activity variations.

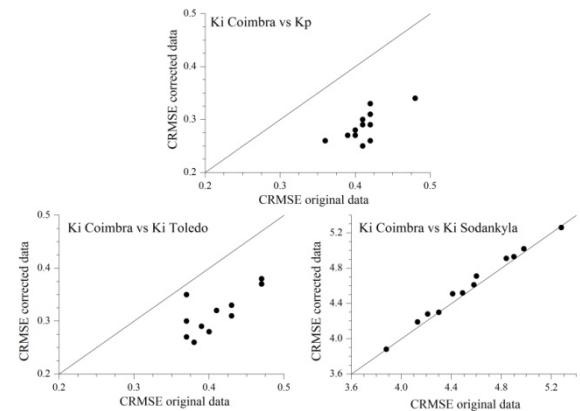


Figure 6 - Scatter plots of CRMSE before and after homogenization of Coimbra K-index monthly series. Series of Kp and K-indices of Sodankylä and Toledo are used as reference series.

Figure 6 shows CRMSEs of corrected Coimbra K-index series plotted versus CRMSEs of the original series. Here, the series of Kp and K-indices of Sodankylä and Toledo are used as reference series. As one can see, the homogeneity level of Coimbra K-index significantly increases when compared to Kp and Toledo K-index. However, comparing to Sodankylä K-index the homogeneity level of Coimbra K-index slightly decrease. This could be associated with significant differences in geomagnetic field behavior between Portugal and Finland, due to very different geographical location and, consequently, to different external ionospheric and magnetospheric current systems affecting the local geomagnetic activity. Nevertheless, all applied tests allow us to consider the corrected series of Coimbra K-index as free of artificial changes with a significance of at least 95%.

6. CONCLUSION

Homogeneity tests show the presence of two strong artificial breaks in the temperature series (1921/1922 and 1932/1933) and K-index series (January 1980 and April 1985) of Coimbra, IGUC. These breaks are caused by changes in the instruments location, in the instruments themselves or in the calculation methods. These breaks were detected using statistical homogeneity tests with significance not lower than 95%. These breaks were corrected both in meteorological and geomagnetic series. The corrected series were tested for the remaining inhomogeneities and accepted as free of artificial inhomogeneities with a 95% significance. Corrected series can be made available to the scientific community for research studies.

A. Morozova was supported by a Post-Doc FCT scholarship (ref.: SFRH/BPD/74812/2010). M. A. Valente is supported by the European FP7 (Environment) project ERA-CLIM (Grant Agreement nr. 265229). A. Pais is supported by FCT (PTDC/CTE-GIX/119967/2010) through the project COMPETE (FCOMP-01-0124-FEDER-019978).

7. REFERENCES

- Alexandersson, H. and Moberg, A. (1997): "Homogenization of swedish temperature data. Part I: Homogeneity test for linear trends". *Int. J. Climatol.*, **17**, 1, 25-34.
- Buishand, T. (1982): "Some methods for testing the homogeneity of rainfall records". *J. Hydrol.*, **58**, 1-2, 11-27.
- Menvielle, M.; Iyemori, T.; Marcaudon, A.; Nosé, M. (2011): "Geomagnetic Indices". In: Geomagnetic Observations and Models. Mandea, M., Korte, M. (Eds.). *IAGA Special Sopron Book Series 5*. Springer Science and Business Media, 183-228.
- Morozova, A.L. and Valente, M.A. (2012): "Homogenization of Portuguese long-term temperature data series: Lisbon, Coimbra and Porto". *Earth Syst. Sci. Data Discuss.*, **5**, 521-584.

- Taylor, K.E. (2001): "Summarizing multiple aspects of model performance in a single diagram". *J. Geophys. Res.*, **106**, 7183–7192.
- Pettitt, A.N. (1979): "A Non-Parametric Approach to the Change-Point Problem". *Appl. Stat. - J. Roy. St. C.*, **28**, 2, 126-135.
- Venema, V. K. C.; Mestre, O.; Aguilar, E.; Auer, I.; Guijarro, J. A.; Domonkos, P.; Vertacnik, G.; Szentimrey, T.; Stepanek, P.; Zahradnicek, P.; Viarre, J.; Müller-Westermeier, G.; Lakatos, M.; Williams, C. N.; Menne, M.; Lindau, R.; Rasol, D.; Rustemeier, E.; Kolokythas, K.; Marinova, T.; Andresen, L.; Acquaotta, F.; Fratianni, S.; Cheval, S.; Klancar, M.; Brunetti, M.; Gruber, C.; Prohom Duran, M.; Likso, T.; Esteban, P.; Brandsma, T. (2012): "Benchmarking monthly homogenization algorithms". *Clim. Past*, **8**, 89–115

Variabilidad temporal de dióxido de azufre en una zona urbana

Temporal variability of sulphur dioxide in an urban area

C. Capilla⁽¹⁾

⁽¹⁾Universidad Politécnica de Valencia, Camino de Vera s/n, 46022, Valencia, ccapilla@eio.upv.es

SUMMARY

In this work trends are extracted from sulphur dioxide (SO_2) data obtained in an urban area of Valencia (Spain) with high traffic density. The study period is 1994-2011. Annual and seasonal SO_2 averages are used. There is a compelling evidence of a non-linear decreasing trend. Non-parametric fittings and an asymptotic regression model are able to capture the dynamics in SO_2 annual levels. These methods explain a high percentage of the total SO_2 temporal variations. The regression model provides an estimation of the annual SO_2 level for the last study years that ranges between 2.15 and 4.36 $\mu\text{gr}/\text{m}^3$ (95% confidence level). Seasonal differences in trend patterns are observed when the monthly data are averaged across seasons. There has been a steeper decrease in winter SO_2 levels than in the other season. Summer values have been lower and more stable, with a light increase in the last study years.

1. INTRODUCCIÓN

El análisis de la variabilidad temporal de los contaminantes atmosféricos, permite evaluar la efectividad de las medidas introducidas para mejorar la calidad del aire en zonas urbanas. El dióxido de azufre (SO_2) es uno de los contaminantes primarios en esos contextos. Este contaminante y sus derivados atmosféricos (e.g.sulfato, ácido sulfúrico) tienen efectos adversos sobre la salud humana y el medio ambiente.

La realización de mediciones de SO_2 permite estudiar si se encuentra a un nivel adecuado para proteger la salud y el entorno. Con estas observaciones se han aplicado diversos métodos para determinar su variabilidad temporal. Lins (1987) utilizó un método no paramétrico con series temporales de SO_2 , e identificó tendencias decrecientes en 32 estados de EEUU, crecientes en 10 estados, y tendencias no significativas en 6 estados. Holland et al. (2000) aplicaron un modelo aditivo para describir las pautas de variabilidad temporales en cada estación de medición. También realizaron un análisis espacial conjunto con campos aleatorios de Markov. Nunnari et al. (2004) compararon varios métodos estadísticos para modelizar concentraciones medias de SO_2 en un punto urbano, pero no detectaron tendencias significativas. Branis (2008) analizó con métodos descriptivos, medias mensuales de SO_2 observadas en Praga, para evaluar el efecto de cambios en la densidad de tráfico y en los combustibles utilizados para calefacción. Los resultados muestran un descenso en la primera parte del estudio (1992-1997).

Este trabajo tiene por objetivo determinar si la tendencia en el nivel de SO_2 en la zona de estudio, sigue la misma pauta de mejora observada en diversas partes de EEUU y la Unión Europea (De Leeuw et al., 2001; Kuebler et al., 2001; Fernández-Jiménez et al., 2003), o si es semejante a la de otras ciudades donde sería necesario tomar medidas estrictas para disminuir los niveles de este contaminante (Baldasano et al., 2003; Beewers and Carslaw, 2005). El objetivo es también comparar métodos no paramétricos y de regresión para extraer la tendencia con medias anuales y estacionales.

2. MATERIAL Y MÉTODOS

Los datos han sido proporcionados por el Laboratorio Químico Municipal del Ayuntamiento de Valencia. Dicho laboratorio gestiona y controla una red de monitoreo automática, que consta de cinco estaciones ubicadas en puntos críticos de la ciudad por su alta densidad de tráfico. La estación que se considera en este trabajo es Pista de Silla (coordenadas 0°22'52''W, 39°28'05''N, altitud 11 metros), situada en el comienzo de una autovía de salida sur de la ciudad. Las mediciones se han agregado con medias mensuales y anuales desde abril de 1994 hasta marzo de 2011.

Ballester et al. (2006) detectaron una relación significativa entre un incremento de 10 $\mu\text{gr}/\text{m}^3$ del nivel medio de SO_2 en 24 horas y un incremento del 3% (intervalo de confianza 95%, [0,4, 5,7]) en el

número esperado de ingresos por problemas cardiovasculares en Valencia.

El porcentaje de valores ausentes en las medias mensuales es del 2,9%. Algunos de los métodos que se aplican en este trabajo requieren que la serie de datos esté completa. Los valores ausentes se sustituyeron utilizando el análisis de vecindad más cercana (*k nearest neighbour method*). Se aplicó validación cruzada para determinar el valor óptimo del parámetro k . Los cálculos se realizaron con el programa “imputation” (Wong, 2011) del software estadístico R (R Development Core Team, 2011).

La tendencia se puede analizar utilizando una regresión local polinómica *kernel* (Wand y Jones 1995, Simonoff 1996). El orden p del polinomio se obtiene minimizando:

$$\hat{m}_t = \sum_{i=1}^n (X_t - \beta_0 - \beta_1(t - t_i) - \dots - \beta_p(t - t_i)^p)^2 K\left(\frac{t-t_i}{l}\right) \quad (1)$$

X_t es el valor medio de SO_2 observado en t . $K(u)$ es la función *kernel* que determina la ponderación de las observaciones cercanas a t . l es el parámetro de suavizado (*bandwidth*). n es el número de observaciones. Estudios previos (Wand y Jones 1995, Simonoff 1996) indican que los polinomios locales de orden impar tienen claras ventajas respecto a los de orden par, especialmente en los períodos límite (i.e. al principio o al final de la serie).

En este trabajo se aplica un *kernel* gaussiano:

$$K(u) = (2\pi)^{-1/2} e^{-u^2/2} \quad (2)$$

La selección de la función *kernel* no es crítica (Härdle 1990). Sin embargo el valor del parámetro bandwidth l que se aplica es importante. Dicha selección se puede realizar optimizando el criterio de validación cruzada (Simonoff 1996), que minimiza el parámetro $VC(l)$:

$$VC(l) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \hat{m}_p^{(-1)}(i))^2 \quad (3)$$

$\hat{m}_p^{(-1)}(i)$ es la estimación de la tendencia eliminando la observación i .

Otro método para estimar el nivel medio de SO_2 (\hat{m}_t) consiste en aplicar una combinación lineal de *wavelets* $\varphi_{pj}(.)$ (Daubechies, 1992):

$$\hat{m}_t = \sum_{p,j} d_{pj} \varphi_{pj}(t/n) \quad (4)$$

Donde $\varphi_{pj}(u) = 2^{p/2} \varphi(2^p u - j)$. $\varphi_{pj}(.)$ es la función base seleccionada, que en este trabajo es la *wavelet* Daubechies LA(8), utilizada con frecuencia en la investigación geofísica (Percival and Mojteld 1997). Los coeficientes d_{pj} se obtienen con la ecuación $d_{pj} = \sum_t X_t \varphi_{pj}(t)$. Miden la contribución a la serie de la escala 2^p en la localización $j2^p$. Los eventos temporales importantes tienen valores d_{pj} grandes. La componente de tendencia se puede extraer reteniendo sólo los valores elevados de d_{pj} , tras aplicar un umbral a los valores de este parámetro pequeños.

Una técnica alternativa no paramétrica para estimar la tendencia a largo plazo, consiste en aplicar un filtro cuyo resultado sea la componente temporal con frecuencia por debajo de un determinado

valor. El filtro de Kolmogorov-Zurbenko ($KZ_{m,p}$) se ha desarrollado con dicho objetivo. Ha sido utilizado en numerosos estudios de calidad del aire (Rao and Zurbenko, 1994; Wise and Comrie, 2005). El filtro $KZ_{m,p}$ se puede aplicar a series temporales con valores ausentes, y es más sencillo de implementar que la transformada *wavelet*. Se basa en la utilización iterativa de una media móvil que elimina variaciones de alta frecuencia. Permite separar las componentes a corto plazo, estacional y a largo plazo (tendencia) si se modifican la amplitud m de la ventana de la media móvil y el número de iteraciones p . Con el filtro $KZ_{6,3}$ (tamaño de ventana $m=6$ años y $p=3$ iteraciones), aplicado a la serie de medias anuales de SO₂, se obtiene una componente a largo plazo que refleja cambios en una década o en períodos temporales de mayor longitud.

La tendencia se ha ajustado también para las medias anuales, con un modelo de regresión no lineal asintótica (Bates and Watts, 1988):

$$\hat{m}_t = A + (B - A)e^{-t+c} \quad (5)$$

A representa la asintota horizontal por la derecha, es decir, la estimación del nivel medio de SO₂ para los últimos años del estudio.

3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La Figura 1 representa la serie de medias anuales de SO₂ con tres ajustes de tendencia con la regresión polinómica local *kernel*, y con *bandwidth l=2, l=15* y $l=25$. Se utilizó el paquete ‘KernSmooth’ (Wand, 2011) de R. Se ajustaron polinomios de orden 3.

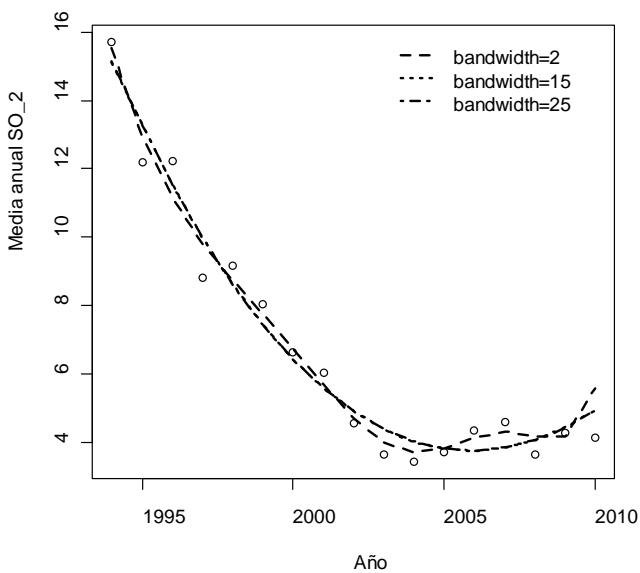


Figura 1 – Ajuste de tendencia con regresión local polinómica *kernel*.
(Local polynomial *kernel* trend fitting.)

Con $l=15$ y $l=25$ los resultados son muy similares. Aplicando el criterio de validación cruzada (3), el resultado óptimo se obtiene a partir de $l=15$. La selección de l puede verse afectada por la presencia de autocorrelación en los residuos del ajuste de tendencia, porque las pautas cíclicas en dichos residuos dificultan el suavizado necesario para extraer la tendencia. No hay autocorrelación en los residuos del ajuste con $l=15$.

En los ajustes *wavelet* de la Figura 2, los coeficientes $d_{p,j}$ menores que el umbral propuesto por Donoho and Johnstone (1995), se igualaron a cero. En el primer suavizado se aplicó el umbral a todas las escalas, y en el segundo sólo a escalas por debajo de 8 años. En dicha figura se incluye la tendencia extraída con el filtro $KZ_{6,3}$. Las líneas rojas son los límites del 95% de probabilidad para la regresión local polinómica *kernel* con $l=15$. Se obtuvieron aplicando *bootstrap* con 1000 muestras de los residuos del ajuste de tendencia.

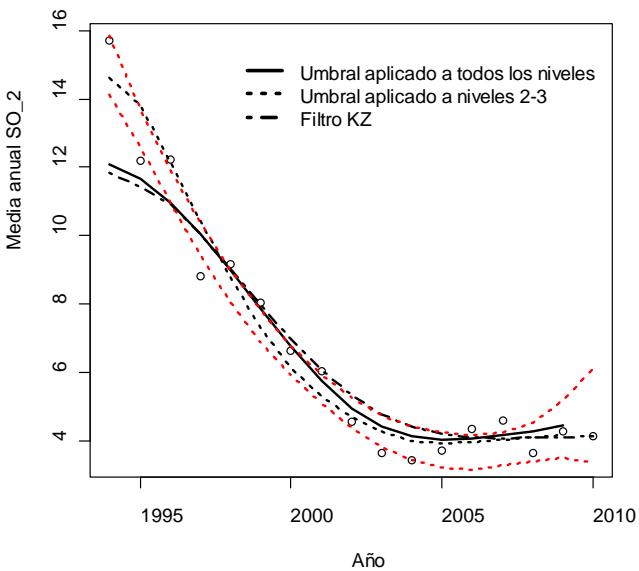


Figura 2 – Ajustes de tendencia con los métodos utilizados. (Trend fittings with the applied methods.)

La Figura 3 representa el modelo de regresión (5) estimado con los datos. La estimación de la asintota A resultó $3.26 \mu\text{gr}/\text{m}^3$ ([2.25, 4.36] Intervalo de confianza al 95%). Por tanto la disminución de nivel medio anual de SO₂ oscila entre 72% y 86.2%.

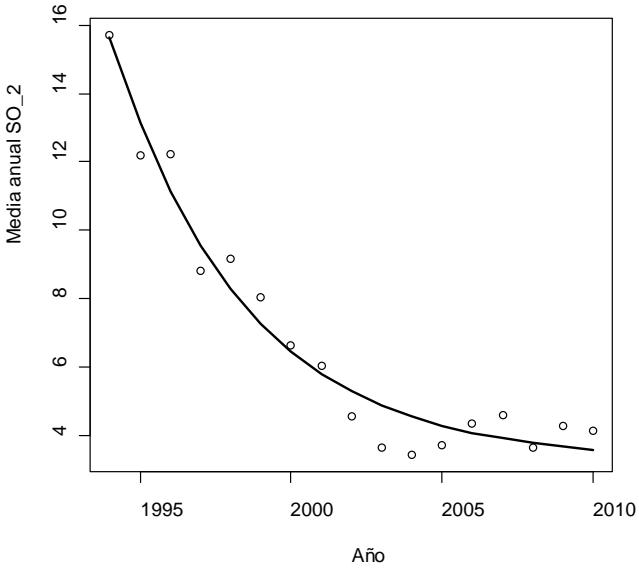


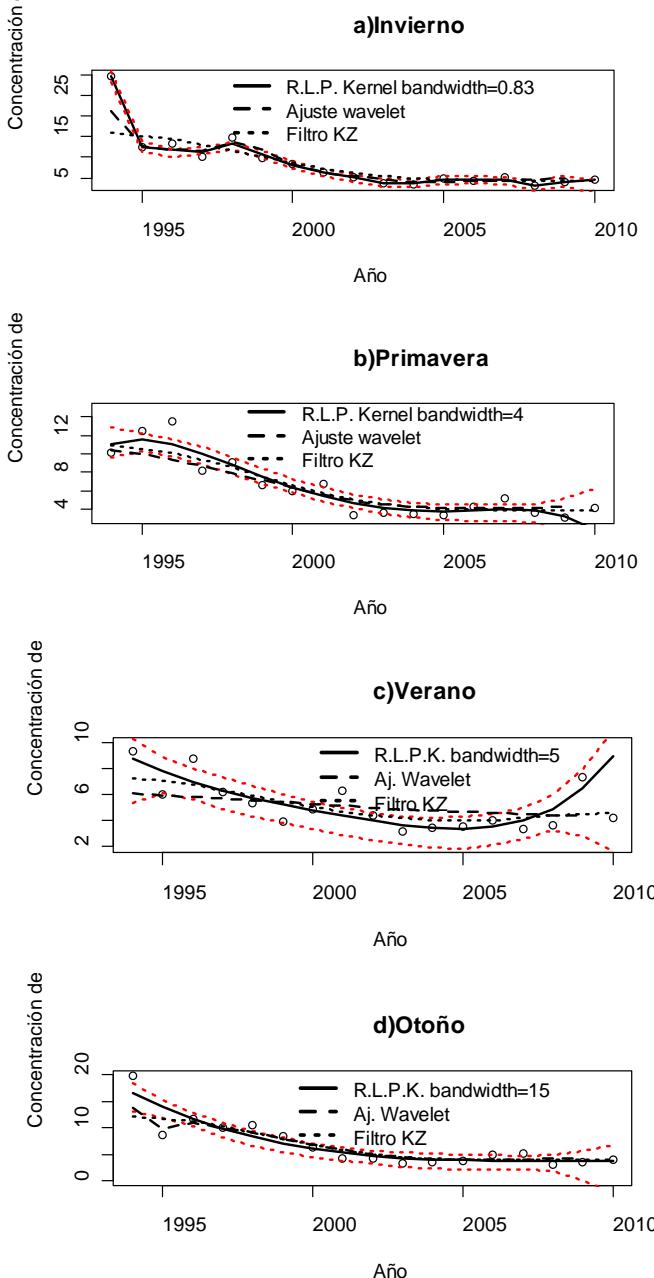
Figura 3 – Ajuste de tendencia con el modelo de regresión asintótica.
(Trend fitting with the asymptotic regression model.)

Para comparar los ajustes se ha calculado el coeficiente de determinación (% de varianza explicada). La Tabla 1 recoge los resultados de este parámetro para los cuatro métodos utilizados. Se observa que los métodos de regresión *kernel* y asintótica dan valores muy similares y superiores a los otros dos.

Tabla 1 – Porcentaje de varianza explicada por los estimadores de tendencia (Percentage of variance explained by the trend estimates.)

Método	% Varianza explicada
Regresión lineal polinómica	
kernel	95.6
Filtro KZ _{6,3}	62
Regresión asintótica	95.9
Wavelet	64.4

Se obtuvieron 4 series promediando los datos mensuales medios de SO₂ por estación del año. Utilizando el índice de validación cruzada (3) se seleccionaron los *bandwidths* $l=0.83$ para invierno, $l=4$ para primavera, $l=5$ para verano y $l=15$ para otoño.



0 Figura 4- Análisis de tendencia estacional (Seasonal trend analysis.)

La Figura 4 recoge el suavizado *wavelet*, con el filtro KZ_{6,3} y las bandas de 95% de probabilidad, calculadas con *bootstrap*, para la regresión local polinómica *kernel*.

La disminución del valor medio de SO₂ estacional, ha sido más pronunciada en invierno (81.6%) que en otras estaciones (primavera 67.4% y otoño 77.9%). En la serie de verano se observa un incremento en los últimos años. La Tabla 2 recoge el porcentaje de varianza explicada por los tres métodos según estación del año.

Tabla 2 – Porcentaje de varianza explicada por los estimadores de tendencia según estación del año (Percentage of variance explained by the trend estimates in each season.)

Método	Invierno	Primavera	Verano	Otoño
R. kernel	97.7	91.9	94.6	83.1
Filtro KZ	43.1	62.2	35.2	48.9
Wavelet	54.3	47.1	8.3	49.8

4. CONCLUSIONES

Se ha observado una tendencia decreciente significativa en los 17 años de estudio. La disminución en el nivel medio anual de SO₂ es no lineal y oscila, con un nivel de confianza del 95%, entre 72% y 86.2%. Dicha tendencia sigue una pauta similar a las analizadas para el periodo de 1970 a 1980, en otras regiones y países de América y Europa (Lins, 1987; Holland et al., 2000; Baldasano et al., 2003), o en otras regiones del este y centro de Europa o Asia en la década de 1990 (Mage et al., 1996; Ebelt et al., 2001). Sin embargo una tendencia tan pronunciada como la observada en este estudio en el periodo de 17 años en Valencia, no es frecuente en otras zonas.

Los métodos que mejor reflejaron la tendencia media anual fueron la regresión local polinómica *kernel* y la regresión asintótica. La tendencia difiere según la estación del año. Los niveles medios en invierno han disminuido en mayor medida que en primavera y otoño. Los niveles de verano han sido en promedio más bajos y estables con un ligero incremento en los últimos años de estudio.

5. REFERENCIAS

- Baldasano, J.M., E. Valera and P. Jiménez (2003): "Air quality from large cities". *Science of the Total Environment*, **37**, 1-3, 141-165.
- Ballester, F., P. Rodríguez, C. Iñiguez, M. Sáez, A. Daponte, I. Galán, M. Taracido, F. Arribas, J. Bellido, F.B. Cirarda, et al. (2006): "Air pollution and cardiovascular admissions association in Spain: Results within the EMECAS project", **60**, 4, 328-336.
- Bates, D.M. and D.G. Watts (1988); *Nonlinear regression analysis and its applications*. New York: Wiley.
- Beewers, S.D. and D.C. Carslaw (2005): "The impact of congestion charging on vehicle emissions in London". *Atmospheric Environment*, **39**, 1, 1-5.
- Branis, M. (2008): "Long term trends in concentration of major pollutants (SO₂, CO, NO, NO₂, O₃ y PM₁₀) in Prague-Czech Republic (analysis of data between 1992 and 2005)". *Water, Air & Soil Pollution: Focus*, **8**, 1, 49-60.
- Daubechies, I. (1992): *Ten lectures on wavelets*. Philadelphia: SIAM.
- De Leeuw, F.A.A., N. Moussiopoulos, P. Sahm, and A. Bartonova (2001): "Urban air quality in larger conurbations in the European Union". *Environmental Modelling & Software*, **16**, 4, 299-414.
- Donoho, D.L. and I.M. Johnstone (1995): "Adapting to unknown smoothness via wavelet shrinkage". *Journal of the American Statistical Association*, **90**, 432, 1200-1224.
- Ebelt, S., M. Brauer, J. Cyrys, H.E. Wichman and J. Heinrich (2001). "Air quality in postunification Erfurt, East Germany: associating changes in pollutant concentration with changes in emissions". *Environmental Health Perspectives*, **109**, 4, 325-333.
- Fernández-Jiménez, M.T., A. Climent-Font and J.L.S. Antón (2003): "Long term atmospheric pollution study at Madrid City (Spain)". *Water, Air & Soil Pollution*, **142**, 1-4, 243-260.
- Härdle, W. (1990): *Applied non-parametric regression*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Holland, D., V. De Oliveira, L. Cox and R. Smith (2000): "Estimation of regional trends in sulfur dioxide over the Eastern United States". *Environmetrics*, **11**, 4, 373-393.
- Kuebler, J., H. van der Bergh and A.G. Russel (2001): "Long term trends of primary and secondary pollutant concentrations in Switzerland and their response to emission controls and economic changes". *Atmospheric Environment*, **35**, 8, 1351-1363.
- Lins, H.F. (1987): "Trend analysis of monthly sulfur dioxide emissions in the conterminous United States". *Atmospheric Environment*, **21**, 11, 2297-2309.
- Mage, D., G. Ozolins, P. Peterson, A. Webster, R. Ortfofer, V. Wanderweerd and M. Gwynne (1996): "Urban air pollution in megacities in the world". *Atmospheric Environment*, **30**, 5, 681-686.
- Nunnari, G., S. Dorling, U. Schlink, G. Cawley, R. Foxall and T. Chatterton (2004): "Modelling SO₂ concentrations at a point with statistical approaches". *Environmental Modelling & Software*, **19**, 10, 887-905.

- Percival, D.B. and H.O. Mofjeld (1997): "Analysis of subtidal coastal sea level fluctuations using wavelets". *Journal of the American Statistical Association*, **92**, 439, 868-880.
- R Development Core Team. (2011): *R: A language and environment for statistical computing*; R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. ISBN: 3-900051-07-0. <http://CRAN.R-project.org>.
- Rao, S.T. y I.G. Zurbenko (1994): "Detecting and tracking changes in ozone air quality". *Journal of the Air & Waste Management Association*, **44**, 9, 1089-1092.
- Simonoff, J.S. (1996): *Smoothing methods in statistics*. New York: Springer Verlag.
- Wand, M. (2011). S original, R port by Ripley, B. *KernSmooth: Functions for Kernel Smoothing for Wand & Jones*. R package version 2.23-5. <http://CRAN.R-project.org/package=KernSmooth>.
- Wand, M.P. and M.C. Jones (1995): *Kernel smoothing*. London: Chapman and Hall.
- Wise, E.S. and A.C. Comrie (2005): "Extending the Kolmogorov-Zurbenko filter: application to ozone, particulate matter and meteorological trends". *Journal of the Air & Waste Management Association*, **55**, 8, 1208-1216.
- Wong, J. (2011): *Imputation:imputation*; R Package Version 1.2. <http://CRAN.R-project.org/package=imputation>.

Modelación de la variación temporal del valor de $\delta^{18}\text{O}$ en la precipitación en la España peninsular e islas Baleares

Modelling the temporal variability of $\delta^{18}\text{O}$ values in precipitation in peninsular Spain and Balearic Islands

J. Heredia⁽¹⁾, S. Castaño⁽¹⁾, M.F. Díaz-Teijeiro⁽²⁾, Rodríguez-Arévalo, J.⁽²⁾, J.E. Capilla⁽³⁾, R. Sánchez-Moral⁽¹⁾ y L. Bardasano⁽²⁾

⁽¹⁾Instituto Geológico y Minero de España, Ríos Rosas 23, 28003 Madrid. j.heredia@igme.es; s.castano@igme.es; r.sanchez@igme.es

⁽²⁾Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas, Alfonso XII, 3 y 5, 28005 Madrid. javier.rodriguez@cedex.es; marife.diaz@cedex.es; lara.bardasano@cedex.es

⁽³⁾Universitat Politècnica de Valencia. Valencia. jcapilla@upv.es

SUMMARY

Oxygen-18 contents in precipitation is closely correlated with average air temperature, as well as with the availability of this isotope during the sequence of consecutive precipitation events from the place where water vapour originated. Therefore, several geographic parameters like latitude and altitude, that indirectly reflect temperature, and the distance to the coast have been used to provide reference isotopic values in precipitation that help to know the geographic origin of water in other components of the continental hydrologic cycle. However, temperature and front directions are variable in time, and consequently $\delta^{18}\text{O}$ values in precipitation, which points out that the study of the temporal component could help to know better, not only the origin of water regarding geographic location, but other processes relate to forms of precipitation and spatial distribution. One of the possible approaches to estimate the isotope composition ($\delta^{18}\text{O}$) of precipitation is to develop regression models that consider, in a simplified way, different parameters and variables that can explain, directly or indirectly, spatial and temporal variability of such isotopic content. In this project (reference CGL2009-12977, financed by the Ministry of Economy and Competitiveness of Spain), a model has been built to represent the temporal evolution (monthly and annual) of $\delta^{18}\text{O}$ values in precipitation at the local scale of peninsular Spain and the Balearic Islands taking into account the global climatic framework. The independent term of the polynomial model is defined by the geographic variables that are constant in time (latitude, altitude and minimum distance to the coast). Three model structures were investigated, considering climatic variables at local (air temperature and vapour pressure) and regional scale (NAO index). In general, the models based on local climatic variables performed well as they were able to reproduce annual and monthly trends of $\delta^{18}\text{O}$ values, although they did not capture well the monthly maxima. In the models based on the NAO index, a regional scale variable, monthly simulations gave poor representations, while annual simulations produced better results in general.

1. INTRODUCCIÓN

El contenido isotópico del agua de precipitación es función de las condiciones climatológicas tanto al ocurrir la precipitación, como de las imperantes en el origen del vapor y en su evolución temporal. La diferencia de masa entre las moléculas más livianas y más pesadas del agua las lleva a tener un comportamiento diferente en los procesos de evaporación y precipitación dentro del ciclo hidrológico. Por ello una vez que las nubes se forman principalmente sobre el océano y empiezan a precipitar, el vapor de agua que permanece en las nubes y el agua de precipitación cambian su composición isotópica a causa del proceso de fraccionamiento isotópico, de forma que el vapor se va empobreciendo en los isótopos más pesados (^{18}O y ^{2}H) mientras que el agua de lluvia o la nieve se enriquecen relativamente en estos isótopos (Kendall and McDonnel, 2003). El estudio del contenido de estos isótopos en las aguas de los distintos componentes del ciclo hidrológico es práctica usual en biología, ecología, ciencias hídricas y meteorología. La hidrogeología isotópica permite caracterizar a la recarga, los tiempos de residencia y otros rasgos de los sistemas hidrogeológicos, contribuyendo así a la investigación y gestión de los recursos hídricos.

En particular, valor de $\delta^{18}\text{O}$ en la precipitación está estrechamente correlacionado con la temperatura media del aire, así como con la disponibilidad de ese isótopo durante los sucesivos fenómenos de precipitación desde el lugar de origen del vapor de agua. Por ello, se han utilizado distintos parámetros geográficos y climáticos que reflejan indirectamente la temperatura y la humedad, para estimar valores isotópicos de referencia en la precipitación que ayuden a conocer el origen geográfico del agua de otros componentes del ciclo hidrológico continental. Sin embargo, tanto la temperatura como las trayectorias de los frentes de precipitación son cambiantes en el tiempo y, por tanto, también lo es el valor de $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación. Debido a ello el estudio de la componente temporal

podría ayudar a conocer mejor, no sólo el origen del agua en cuanto a su localización, sino también otros procesos relacionados con las formas de precipitación y su distribución espacial. Una de las aproximaciones para estimar el valor de $\delta^{18}\text{O}$ en la precipitación es plantear modelos de regresión que consideren, simplificándolos, distintos parámetros que puedan describir y explicar, directa o indirectamente, la variabilidad espacio-temporal de dicho valor.

El trabajo que se presenta se desarrolló en el marco del proyecto ISOTOPOSHIDRO (ref. CGL2009-12977) financiado por el Ministerio de Economía y Competitividad de España. El objetivo ha sido identificar modelos de regresión múltiple basados en parámetros climáticos que describan la evolución temporal a escala mensual del contenido isotópico ($\delta^{18}\text{O}$) en la precipitación en el ámbito de la España peninsular e Islas Baleares. La escala espacial de los modelos es local. Igualmente, se presenta un estudio en primera aproximación de la evolución anual del valor de $\delta^{18}\text{O}$ en la precipitación, con el mismo dominio geográfico.

2. ANTECEDENTES Y DATOS DE PARTIDA

El Organismo Internacional para la Energía Atómica (OIEA) y la Organización Meteorológica Mundial (OMM) han establecido desde la década del 60 del pasado siglo una Red Mundial de Isótopos en Precipitación (GNIP, siglas en inglés, Figura 1). España contribuye a esta red con los datos que capturen en la Red Española de Vigilancia Isotópica en Precipitación (REVIP), creada en el año 2000 y que gestiona el Centro de Experimentación de Obras Públicas (CEDEX) en colaboración con la Agencia Española de Meteorología (AEMET). Integran REVIP 14 estaciones en España peninsular, una en Mallorca (Figura 2) y otra en La Palma de Gran Canaria (Islas Canarias). Las series que ofrecen estas estaciones son de cadencia mensual, están actualizadas y sus carencias son escasas. Estas características hacen de REVIP una de las mejores redes nacionales que integran GNIP.

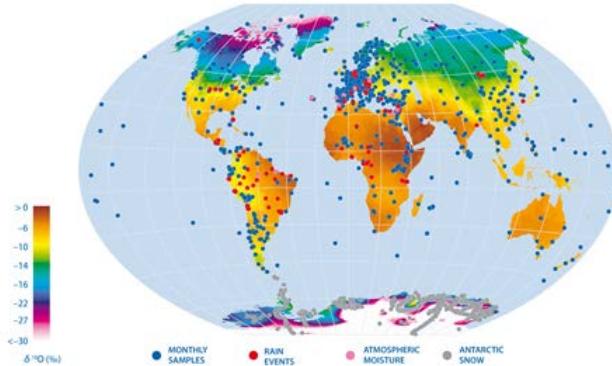


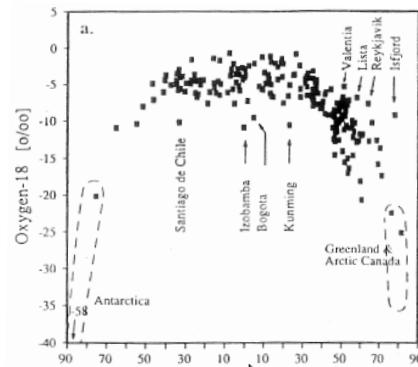
Figura 1 - Red Mundial de Isótopos en Precipitación (GNIP). Operada: IAEA-WMM (Fuente: www.iaea.org) (Global Network of Isotopes in Precipitation (GNIP). IAEA-WMM. Source: www.iaea.org)



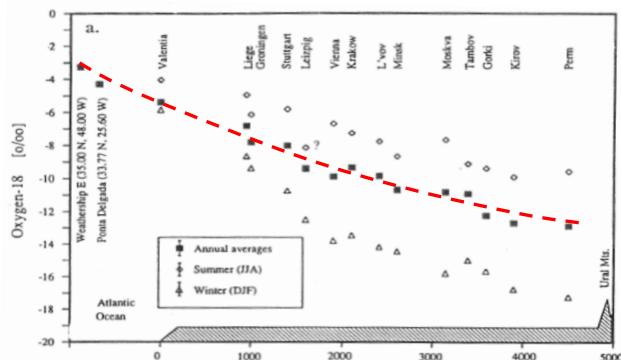
Figura 2 - Red Española de Vigilancia de Isótopos en Precipitación (REVIP). Operada: AEMET-CEDEX (modificada de Google Earth). (Spanish Monitoring Network of Isotopes in Precipitation. Managed: AEMET-CEDEX. Modified of Google Earth)

Basados en datos AIEA-WMM, hace 20 años (Rozanski *et al.*, 1993), estudiaron las correlaciones existentes entre los contenidos de los isótopos en precipitación con distintos parámetros geográficos (latitud, altitud, distancia al mar) y climáticos (temperatura del aire), en sus medias estacionales y anual (Figura 3). Bowen y Wilkinson (2002), 10 años después, modelizaron la variación espacial a escala global del valor medio anual de $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación, basado en las variables latitud y altitud. Basado en estas variables geográficas, mediante una técnica de identificación de modelo de correlación múltiple diferente, Díaz-Teijeiro *et al.*, (2009) presentaron un modelo que describía la variación espacial del valor medio anual de $\delta^{18}\text{O}$ a escala de la España peninsular y Baleares. Posteriormente, este grupo de investigación ajustó el modelo e implementó y estandarizó su representación cartográfica (Figura 4) y su aplicación en aguas del ciclo hídrico (Rodríguez Arévalo *et al.*, 2010, 2011). En el proyecto ISOTOPOSHIDRO se ha profundizado en distintos aspectos de la modelación del valor de $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación, en la distribución espacial se comenzó a trabajar en el empleo de técnicas geoestadísticas (Capilla *et al.*, 2011) y en la distribución temporal se ha investigado en incorporar variables climáticas a la modelación.

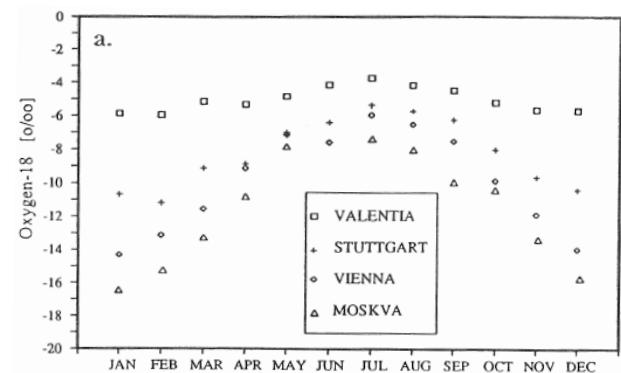
En el campo de la modelación de la evolución temporal del valor de $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación se deben mencionar los trabajos de Liebminger *et al.* (2006, 2007) en Austria y de Lykoudis *et al.* (2010) en el Mediterráneo Oriental. Si bien en ninguno de sus trabajos los modelos describen series temporales, se considera que ambos presentan rasgos metodológicos de interés.



a. Latitud (Latitude)



b. Distancia al mar: continentalidad (Distance to the sea: continentality)



c. Estacional (Seasonal)

Figura 3 - Patrones Isotópicos en la Precipitación Global Moderna recientes, de Rozanski *et al.*, 1993 (Isotopic Patterns in the recent Modern Global Precipitation, source Rozanski *et al.*, 1993)

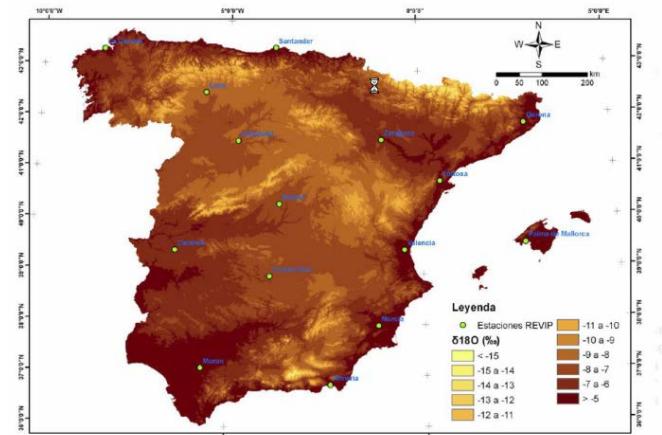


Figura 4 - Modelo de distribución espacial del valor de $\delta^{18}\text{O}$ medio anual para España peninsular e islas Baleares, de Rodríguez Arévalo *et al.*, 2011 (Spatial distribution model of annual mean $\delta^{18}\text{O}$ value for peninsular Spain and Balearic Islands, source: Rodríguez Arévalo *et al.*, 2011).

En los trabajos de Liebminger *et al.* (2006, 2007) el dominio espacial es Austria y se identifican modelos que describen las distribuciones espaciales medias estacionales y media anual. Se estudiaron exhaustivamente 7 parámetros geográficos y climáticos, bajo distintas formas algorítmicas, de forma individual o compuesta. Esta exhaustividad es un rasgo positivo, pues estos parámetros no necesariamente impactan sobre el valor de $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación de forma lineal, ni singular, antes bien la combinación entre ellos puede describir procesos que inciden en el fraccionamiento isotópico. Sin embargo, muchas de las composiciones de parámetros o forma de tratamiento algorítmico que proponen son redundantes, o no se justifican en observaciones, o no tienen un claro sentido físico. Los modelos resultantes alcanzan buenos ajustes, aunque están sobreparametrizados: 13 términos (grados de libertad) para 51 datos.

En el trabajo de Lykoudis *et al.* (2010) el dominio espacial es el Mediterráneo Oriental de Grecia a la costa levantina y se identifican modelos que describen las distribuciones espaciales media anual y medias mensuales. La información presenta limitaciones: las estaciones son escasas y su distribución heterogénea; las series son heterogéneas en extensión y en períodos que cubren y presentan numerosos huecos. Estas limitaciones se acentúan al estudiar escenarios climáticos particulares, pues se restringen aún más las respectivas bases de datos. Los parámetros geográficos y climáticos estudiados sólo son la latitud, cota, temperatura y precipitación.

La valoración de ambos trabajos llevó a atender “*a priori*” los aspectos metodológicos siguientes: 1, contar con una información consistente y homogénea, dos rasgos que ofrecen los datos de REVIP; 2, ser exhaustivos al investigar los potenciales parámetros climáticos a incorporar al modelo y 3, evitar al sobreparametrización al identificar el modelo, tener en cuenta el principio de parsimonia.

3. METODOLOGÍA

Dominios espacial y temporal. Escalas de trabajo

Los modelos de regresión múltiple se identificaron para cada una de las 15 estaciones que componen REVIP en la Península Ibérica e Islas Baleares y para una hipotética estación promedio cuyos datos son las series medias de aquellas. Por lo que, la escala espacial de trabajo es local. Las series son mensuales y comprenden 10 años hidrológicos de Octubre del 2000 a Septiembre del 2010.

Parámetros

Los parámetros geográficos (latitud, L; longitud, l; cota, Ct; distancia al mar, DM) son invariables temporalmente por lo que no se consideran como parámetros de los modelos de correlación múltiple sobre las series temporales.

Los parámetros climatológicos son registros locales de cada estación (temperatura, T; tensión de vapor, TV; precipitación, P; humedad relativa, H; velocidad del viento, V; presión, Hg), con la excepción del índice NAO (fuente: National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA), que es regional. Algunos de los parámetros también fueron tratados logarítmicamente. Ello tuvo un fundamento empírico basado en las correlaciones observadas de estos parámetros respecto al valor de $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación. Los parámetros de los modelos han sido simples, definidos por un único parámetro climático, o compuestos, resultantes de la composición de 2 ó 3 parámetros climáticos.

Parámetros: estudio de sensibilidad “*a priori*”

Los objetivos del estudio de sensibilidad “*a priori*” fueron evitar definir modelos con parámetros que: 1, presentasen una baja correlación con el valor de $\delta^{18}\text{O}$; 2, su variación tuviera un bajo impacto en la evolución del valor de este isótopo y 3, fuesen dependientes entre sí.

El estudio sensibilidad “*a priori*” se realizó en todas las estaciones y en la estación “promedio”. Se basó en las matrices de correlación de los parámetros entre sí, incluido el $\delta^{18}\text{O}$, y en la correlación estandarizada de los parámetros respecto al $\delta^{18}\text{O}$, $\beta_{i\delta^{18}\text{O}}$.

$$\beta_{i\delta^{18}\text{O}} = C_{i\delta^{18}\text{O}} \left(\frac{S_i}{S_{\delta^{18}\text{O}}} \right) \quad (1)$$

Donde: $\beta_{i\delta^{18}\text{O}}$, es la correlación estandarizada del parámetro i , P_i , respecto al valor de $\delta^{18}\text{O}$; $C_{i\delta^{18}\text{O}}$, es la correlación de P_i , respecto

a valor de $\delta^{18}\text{O}$ y S_i y $S_{\delta^{18}\text{O}}$ son las desviaciones estándares de P_i y $\delta^{18}\text{O}$, respectivamente.

Estructuras de modelos

Se estudiaron 27 estructuras de modelos definidas a partir de los parámetros que el análisis de sensibilidad “*a priori*” indicó como relevantes para modelar el valor de $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación. Se siguió el principio de parsimonia en la definición de los modelos: se partió de analizar la estructura más simple (un parámetro, dos términos), para pasar a la siguiente estructura en complejidad al agregársele un término más. En cada nivel de complejidad se estudiaron los parámetros manteniendo un orden “jerárquico” en cuanto a su incidencia sobre el valor de $\delta^{18}\text{O}$. La sobreparametrización se evitó limitando a 5 el número de términos del modelo, 4 grados de libertad más el término independiente.

Identificación de parámetros de modelo

Los criterios para evaluar la bondad del ajuste de los modelos fueron:

Mínimos cuadrados:

$$CMC = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\delta^{18}\text{O}_{cl_i} - \delta^{18}\text{O}_{ob_i})^2 \quad (2)$$

Donde: N , es el número de datos y $\delta^{18}\text{O}_{cl}$ y $\delta^{18}\text{O}_{ob}$ los contenidos calculados y observados, siendo su diferencia el residuo, res .

$$res = (\delta^{18}\text{O}_{cl_i} - \delta^{18}\text{O}_{ob_i}) \quad (3)$$

Media de la sumatoria del valor absoluto de los residuos:

$$MVAR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |(\delta^{18}\text{O}_{cl_i} - \delta^{18}\text{O}_{ob_i})| \quad (4)$$

El coeficiente de correlación:

$$R_{\delta^{18}\text{O}_{cl}\delta^{18}\text{O}_{ob}} = \frac{Cov_{\delta^{18}\text{O}_{cl}\delta^{18}\text{O}_{ob}}}{(\sigma_{\delta^{18}\text{O}_{cl}}\sigma_{\delta^{18}\text{O}_{ob}})} \quad (5)$$

Donde: $Cov_{\delta^{18}\text{O}_{cl}\delta^{18}\text{O}_{ob}}$ es la covarianza entre $\delta^{18}\text{O}_{cl}$ y $\delta^{18}\text{O}_{ob}$ y $\sigma_{\delta^{18}\text{O}_{cl}}$ y $\sigma_{\delta^{18}\text{O}_{ob}}$ son las respectivas desviaciones estándares

Así, CMC penaliza, en particular, la existencia de grandes residuos en el conjunto, MVR evalúa la bondad del ajuste conjunto y R es un buen indicativo del grado de dispersión del ajuste.

Identificación de estructura de modelos

El contraste y selección entre modelos que presentan distintas estructuras, por grados de libertad o por tipo de parámetros, no se puede realizar con CMC , $MVAR$ o R . Para ello se ha recurrido a dos criterios, cuya minimización contribuiría a identificar la estructura de modelo óptima (Heredia, 1994). Uno de ellos, BIC , se basa en el principio de Máxima Entropía, al que también se llega desde un marco bayesiano. Este criterio no sólo valora el ajuste que alcanza el modelo respecto a los datos observados, sino que, además, tiene en cuenta el principio de parsimonia (atendiendo así al problema de sobreparametrización), al contrastar el número de parámetros del modelo con el de datos (información) en que se basa el modelo:

$$BIC = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N res^2 + n_p \ln N \quad (6)$$

Donde: n_p , es el número de parámetros del modelo.

El otro criterio de identificación es el de Kashyap, d_k , que se deriva del teorema de Bayes, al considerar que todos los modelos contrastados son, “*a priori*”, equiprobables. En relación a BIC , este criterio considera además el grado de dependencia de los parámetros del modelo respecto a los datos, que evalúa mediante el determinante de la matriz de información de Fisher, F , cuyo inverso es el límite inferior de la matriz de covarianza del modelo, C .

$$d_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N res^2 + n_p \ln \frac{N}{2\pi} + \ln \left(\frac{1}{N^{n_p}} |\mathbf{C}^{-1}| \right) \quad (7)$$

Donde: C es la matriz de covarianza del modelo.

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Estudio de la correlación $\delta^{18}\text{O}$ -Parámetros Climáticos en su evolución temporal a escala mensual

En la Tabla 1 se presentan las correlaciones de los parámetros climáticos considerados respecto al valor de $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación en

cada una de las estaciones que integran REVIP y en la sintética “estación promedio”. Debe observarse que, según los parámetros, las correlaciones pueden ser más o menos claramente logarítmicas (Fig. 5). Las matrices de correlación de los parámetros y las correlaciones estandarizadas de estos respecto a $\delta^{18}\text{O}$, $\beta_{i\delta^{18}\text{O}}$, se calcularon en todas las estaciones. En la Tabla 2, se presentan la matriz de correlación y los $\beta_{i\delta^{18}\text{O}}$ correspondientes a la estación promedio.

Tabla 1 – Coeficientes de correlación: parámetros climáticos- $\delta^{18}\text{O}$. Escala temporal: mensual (Correlation coefficients: climatic parameter- $\delta^{18}\text{O}$. Time scale: monthly)

Corr OXIG-18	T°	TV	Pp	Ln Pp	H	Ln H	V	LnV	Hg	Ln Hg	NAO
PROMEDIO	0.781	0.734	-0.640	-0.711	-0.773	-0.778	0.183	0.190	-0.045	-0.044	0.055
A CORUÑA	0.475	0.459	-0.540	-0.602	-0.029	-0.032	-0.055	-0.062	0.186	0.186	-0.012
SANTANDER	0.584	0.624	-0.437	-0.501	0.424	0.421	-0.380	-0.396	0.126	0.127	0.070
MICRON	0.429	0.352	-0.370	-0.633	-0.448	-0.461	0.267	0.257	-0.165	-0.165	-0.069
CACERES	0.456	0.326	-0.397	-0.536	-0.501	-0.494	0.045	0.060	-0.058	-0.058	0.004
CIUDAD REAL	0.590	0.471	-0.392	-0.521	-0.610	-0.614	0.118	0.104	-0.033	-0.032	0.040
MADRID-RETIRO	0.675	0.592	-0.336	-0.497	-0.625	-0.654	0.296	0.277	-0.005	-0.005	0.045
VALLADOLID	0.674	0.552	-0.399	-0.595	-0.698	-0.723	0.137	0.134	0.084	0.084	0.092
LEÓN	0.637	0.559	0.304	-0.401	-0.608	-0.624	0.124	0.134	0.187	0.188	0.101
PALMA	0.521	0.431	-0.457	-0.664	-0.335	-0.335	0.255	0.235	0.014	0.014	0.141
ALMERÍA	0.414	0.334	-0.533	-0.607	-0.140	-0.142	0.002	0.009	0.008	0.008	-0.119
VALENCIA	0.439	0.417	-0.224	-0.373	-0.028	-0.029	-0.042	-0.035	0.106	0.107	0.078
TORTOSA	0.626	0.608	-0.237	-0.390	-0.341	-0.345	0.133	0.143	-0.015	-0.014	0.142
MURCIA	0.370	0.358	-0.487	-0.652	-0.230	-0.220	0.284	0.265	-0.070	-0.070	-0.125
ZARAGOZA	0.656	0.598	-0.174	-0.313	-0.591	-0.613	0.051	0.050	-0.040	-0.039	0.086
GERONA	0.574	0.567	-0.281	-0.372	-0.371	-0.383	0.280	0.258	0.259	0.259	0.173

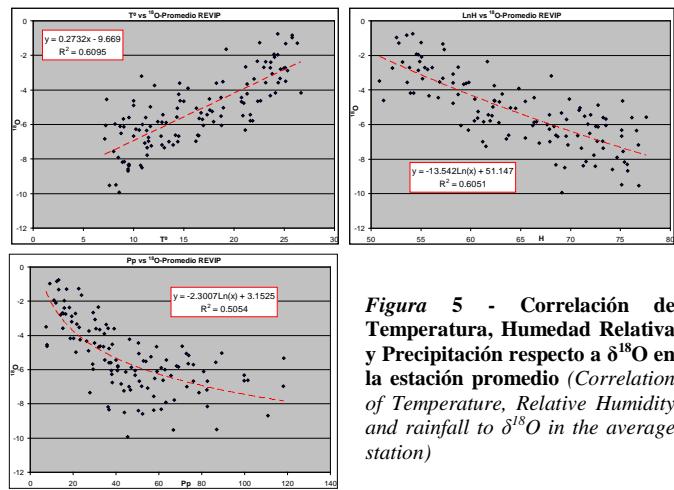


Figura 5 - Correlación de Temperatura, Humedad Relativa y Precipitación respecto a $\delta^{18}\text{O}$ en la estación promedio (Correlation of Temperature, Relative Humidity and rainfall to $\delta^{18}\text{O}$ in the average station)

Tabla 2 - Matriz de Correlación y Correlación estándar respecto a $\delta^{18}\text{O}$ en la Estación Promedio (Correlation matrix and Standard Correlation coefficients to $\delta^{18}\text{O}$ in the average station)

OXIG-18	T°	TV	Pp	Ln Pp	H	Ln H	V	LnV	Hg	Ln Hg	NAO
T°	1	0.781	-0.633	-0.707	-0.773	-0.778	0.183	0.190	-0.045	-0.044	0.055
TV		1	0.980	-0.433	-0.519	-0.834	-0.839	0.098	0.119	-0.288	-0.288
Pp			1	-0.346	-0.438	-0.719	-0.726	-0.185	0.007	-0.258	-0.258
Ln Pp				1	0.944	0.658	0.664	-0.092	-0.092	-0.284	-0.285
H					1	0.703	0.717	-0.103	-0.109	-0.194	-0.194
Ln H						1	0.999	-0.391	-0.400	0.276	0.275
V							1	-0.384	-0.393	0.270	0.269
LnV								1	0.997	-0.486	-0.486
Hg									1	-0.506	-0.505
Ln Hg										1	0.463
NAO											1
B	1.000	2.231	1.227	-7.733	-0.208	-2.834	-0.045	0.032	0.011	-0.063	0.000
											0.025

Los parámetros que presentan una correlación mayor, en orden decreciente, son la temperatura, la humedad relativa y la precipitación, aunque muestran un amplio rango de variación en el conjunto de las estaciones. Los tres son parámetros locales. La tensión de vapor, TV, no se consideró en el proceso de identificación del modelo pues, a pesar de presentar una correlación alta respecto a $\delta^{18}\text{O}$, es una variable dependiente de la temperatura. La estación promedio posee las correlaciones más altas. Entre las estaciones REVIP, Valladolid y Valencia resultan extremas, al presentar las correlaciones mayores y menores, respectivamente. La temperatura y humedad relativa son los parámetros que gobiernan el fraccionamiento isotópico y la precipitación incide en el efecto cantidad sobre la presencia de $\delta^{18}\text{O}$. El viento presenta una correlación baja y las correlaciones de la presión atmosférica y el índice NAO son despreciables. El viento, la presión y el índice NAO

son parámetros ligados entre sí, aunque los dos primeros sean de registro local y el último lo sea regional.

Finalmente, en el proceso de identificación del modelo de variación temporal a escala mensual del $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación se trabajó con los parámetros de: temperatura, humedad relativa, precipitación y velocidad de viento. La velocidad de viento a pesar de no presentar una correlación alta, se consideró que era un parámetro que debía ser investigado, pues participa en el proceso de evaporación y, por ello, incide en el fraccionamiento isotópico.

Se investigaron 26 estructuras de modelos. Se partió de tres modelos de correlación simple cuyas parámetros respectivos fueron la temperatura, la precipitación y la humedad. Una vez identificada la temperatura como parámetro básico de modelado, se estudiaron los modelos en los que el segundo parámetro pasó a ser el logaritmo de la precipitación o el logaritmo de la humedad relativa y las variantes respectivas de sus ponderaciones por los coeficientes de correlación estandarizado. En esta instancia, no se estudió la velocidad del viento, V, pues este parámetro no incide por sí mismo en el valor de $\delta^{18}\text{O}$. Una vez que se identificó al logaritmo de la precipitación sin ponderar, como el segundo parámetro que definía el modelo de tres términos más consistente (modelo básico) se analizó el cuarto término. El estudio de este término fue el más rico en variedad de composiciones de parámetros investigados (18). En la casi totalidad de estos modelos al menos uno de los parámetros era compuesto. En el caso de los modelos de cinco términos, cuatro parámetros, sólo se estudió una única estructura de modelo, en la que a cada parámetro climático le correspondía un término. No se contempló ningún término compuesto, pues para este número de parámetros de modelo se hubiera generado una estructura con información redundante. En esta instancia sí se estudió V, dándole a este parámetro un peso aritmético en el modelo del valor de $\delta^{18}\text{O}$ que probablemente no tiene físicamente.

Debido al gran número de modelos estudiados, se presentarán sólo los modelos de regresión simple de la estación promedio REVIP. Esta estación sintética ofrece mejores ajustes que los resultantes de las estaciones reales, aunque por este motivo permite una exposición clara de los rasgos que caracterizan a estos modelos. Entre los tres modelos de regresión simple, el dependiente de la temperatura es algo mejor que el del logaritmo de la precipitación y ambos son ligeramente mejores que el dependiente del logaritmo de la humedad. Esto para todos los indicadores de bondad de ajuste del modelo (Tabla 3). Esto se observa en todas las estaciones REVIP. Al contrastar las series calculadas y medidas (Figura 6) se observa que el modelo de temperatura replica la ciclicidad estacional del parámetro y por ello el aumento monótono de T en primavera no permite reproducir los picos estacionales observados en el $\delta^{18}\text{O}$. Probablemente, estos picos están ligados a las precipitaciones de febrero-abril, propias del clima mediterráneo. Los modelos que consideran el logaritmo de la precipitación los reproducen más ajustadamente que los dependientes del logaritmo de la humedad. Ninguno de los tres modelos reproduce adecuadamente los valores extremos observados, en particular los invernales.

Tabla 3 - Modelos de regresión simple: criterios de comparación. Estación promedio (Simple regression models: comparison criteria. Average station)

MODELO	N	np	1/N*Σ res	1/N*Σ res ²	1/N*Σ iles ²	Bic	d _k	det (C ⁻¹)	R
T	120	1	-0.009	1.6328	1.0678	6.42	-4.23	0.0179	0.7807
LP	120	1	-0.0005	1.6509	1.0509	6.44	1.76	43.9022	0.7779
LH	120	1	-0.0005	2.0681	1.1539	6.86	-1.42	1.2113	0.7109

En la Tabla 4 se presentan el residuo medio, los criterios de identificación de parámetros de modelos (CMC, MVAR y R) y de identificación de modelos (BIC y d_k) correspondientes a los modelos de regresión múltiple básico, el de cuatro parámetros y el óptimo de tres parámetros en la estación promedio y las 15 de la REVIP.

El criterio BIC ha primado siempre al modelo básico (T, ln P) y penalizó los sucesivos modelos acorde se incrementaba el número de parámetros. Indicando así que en ningún caso el aumento en grados de libertad del modelo justificaba la mejora alcanzado.

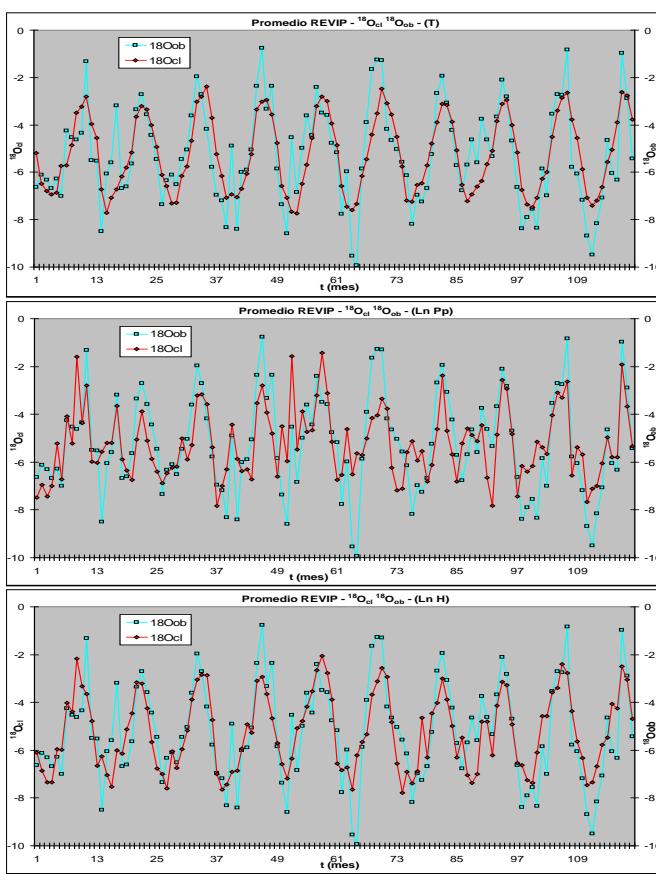


Figura 6 - Modelos de regresión simple: series calculadas vs observadas. Estación promedio (Simple regression models: calculated vs observed series. Average station)

En el caso de modelos de parámetros simples, al modelo básico ($T, \ln P$) se le sumó el término del logaritmo de la humedad ($\ln H$). Las covarianzas de T , $\ln P$ y $\ln H$ son del mismo orden, al igual que las covarianzas con $\delta^{18}\text{O}$. Por ello, siempre que se agregó el tercer parámetro simple de modelo, d_k lo penalizó. Al incorporarse el cuarto término, V , este presenta unas covarianzas algo más bajas que los restantes parámetros climáticos. Debido a ello, a los modelos de cuatro parámetros simples en algunas estaciones, d_k los valora peor y en otras mejor que a los de tres. Sin embargo, en todos los casos, las estructuras de tres y cuatro parámetros fueron peor valoradas por d_k que el esquema básico. Los parámetros compuestos del modelo fueron conformados por 3 ó 2 parámetros climáticos (T, V y $\ln H$ o T y $\ln H$ o V y $\ln H$). El valor de los términos de la covarianza, C , correspondientes al parámetro compuesto se incrementaban acorde aumentaba el número de parámetros climáticos que lo componían. Debido a ello, casi en la totalidad de los casos, d_k valoró mejor las estructuras con un parámetro compuesto que las formadas sólo por parámetros simples. En todas las estaciones, la estructura mejor valorada por d_k fue la que contaba con un parámetro compuesto por tres parámetros climáticos.

Las rectas de correlación entre los valores de $\delta^{18}\text{O}$ calculados y medidos de todos los modelos tienen, aproximadamente, pendiente unitaria y son pasantes por el origen. Ello señala que, en principio, los modelos tienden globalmente a representar el adecuadamente el valor de $\delta^{18}\text{O}$.

CMC y R indican la calidad del ajuste entre valores calculados y observados en el marco del problema en sí mismo y en términos absolutos, respectivamente. Al analizar los modelos se desestimaron las estructuras de cuatro parámetros, que no siempre son las que mejor ajuste obtienen, pues la mejora que aportan en los ajustes no es acorde con el incremento de parámetros, ni con disminución de la dependencia de estos respecto a los datos, según indican BIC y d_k .

Entre las 16 estaciones, en 7 el mejor ajuste lo obtuvo una estructura en la que el parámetro compuesto lo definían V y $\ln H$, en 6 lo definieron T y $\ln H$ y en 3 fueron V, T y $\ln H$ (ver CMC y R, Tabla 5). En la evaporación, la humedad es un factor determinante y la velocidad del viento y la temperatura son factores reguladores. Por lo que este parámetro compuesto podría responder a la evaporación, mecanismo que contribuye al fraccionamiento isotópico. Ello sugeriría que la temperatura es un proxy que describe de forma incompleta al fraccionamiento isotópico, contribuyendo el parámetro compuesto a completar esta descripción. Se debe observar que la reducción media de CMC de estos modelos respecto al modelo básico es del 4 % y sólo 3 estaciones superan el 5% de reducción: Santander (13%), Morón (12%) y Cáceres (6%). Ello sugeriría lo ya señalado por los resultados de BIC, que la mejora en el ajuste que indica CMC podría no justificar el incremento de parámetros del modelo. Sin embargo, en general, d_k , identifica a los modelos con estos parámetros compuestos como los óptimos para cada estación.

Los modelos óptimos de tres parámetros presentan coeficientes de correlación, R, que varían entre 0.76 a 0.66, exceptuando a Valencia (0.58), Cáceres (0.61) y Almería (0.64). En la estación promedio el valor de R es 0.86. La dispersión que señala R está ligada a la dificultad de modelar valores extremos, en particular los valores de $\delta^{18}\text{O}$ más bajos (aguas más ligeras) y a decalajes de un mes.

Tabla 4 - Criterios de identificación de parámetros y estructuras de modelos: estación media y REVIP (Identification criteria of model parameters and model structures: Average station and REVIP)

ESTACIÓN	MODELO	N	np	1/N*Σ res	CMC	MVAR	BIC	d _k	R
PROMEDIO	T, LP	120	2	-7.6E-04	1.1172	0.8524	10.69	-4.953	0.856
	T, LP, LH, V	120	4	-3.3E-03	1.0764	0.8308	20.23	-0.028	0.862
	T, LP, VLH	120	3	-7.6E-04	1.0840	0.8310	15.45	-7.425	0.861
VALLADOLID	T, LP	108	2	-2.0E-03	5.0758	1.6339	14.44	-4.897	0.750
	T, LP, LH, V	108	4	-7.2E-03	4.9329	1.5826	23.66	-2.138	0.758
	T, LP, TLH	108	3	-3.4E-03	4.8501	1.6018	18.90	-7.547	0.762
PALMA DE MALLORCA	T, LP	104	2	-8.7E-03	3.5925	1.4218	12.88	-6.531	0.747
	T, LP, LH, V	104	4	-1.2E-02	3.4147	1.3667	21.99	-2.049	0.762
	T, LP, VLH	104	3	-5.8E-03	3.4606	1.3804	17.39	-8.932	0.758
VALENCIA	T, LP	102	2	-8.3E-03	6.0905	1.8865	15.34	-3.731	0.556
	T, LP, LH, V	88	4	5.6E-01	6.3156	1.8265	24.22	0.727	0.577
	T, LP, TLH	88	3	-8.5E-03	5.9818	1.8248	19.41	-8.964	0.579
SANTANDER A CORUÑA	T, LP	119	2	-2.3E-03	1.7567	1.0801	11.31	-4.178	0.642
	T, LP, LH, V	119	4	-1.3E-02	1.7908	1.0924	20.91	-0.191	0.633
	T, LP, TVLH	119	3	-2.3E-03	1.6984	1.0700	16.04	-13.824	0.657
MORÓN	T, LP	120	2	-8.1E-03	1.6111	1.0071	11.19	-4.052	0.663
	T, LP, LH, V	120	4	-8.7E-03	1.3762	0.9217	20.53	-1.717	0.722
	T, LP, TLH	120	3	-8.1E-03	1.3991	0.9279	15.76	-5.544	0.717
CÁCERES	T, LP	91	2	-7.5E-03	2.3798	1.2669	11.40	-8.608	0.663
	T, LP, LH, V	91	4	-8.2E-03	2.0716	1.1781	20.12	-7.328	0.716
	T, LP, VLH	91	3	-7.5E-03	2.0889	1.1777	15.62	-12.970	0.713
MURCIA	T, LP	105	2	-1.4E-03	4.0270	1.5101	13.33	-6.427	0.582
	T, LP, LH, V	105	4	-4.7E-02	4.6498	1.7382	23.27	-1.824	0.516
	T, LP, TLH	105	3	-1.4E-03	3.7985	1.4485	17.76	-12.090	0.614
MADRID	T, LP	110	2	-2.7E-03	5.2698	1.7356	14.67	-6.210	0.694
	T, LP, LH, V	110	4	-2.8E-03	5.2525	1.7356	24.05	-2.549	0.696
	T, LP, TLH	110	3	-2.7E-03	5.2506	1.7293	19.35	-8.497	0.696
LEÓN	T, LP	102	2	-5.8E-03	6.8647	1.8266	16.11	-3.850	0.695
	T, LP, LH, V	102	4	-5.1E-03	6.3436	1.7692	24.84	-1.576	0.722
	T, LP, TLH	102	3	-5.8E-03	6.5338	1.7916	20.41	-7.648	0.712
ALMERÍA	T, LP	97	2	-1.6E-04	7.1935	2.0669	16.34	-2.940	0.723
	T, LP, LH, V	89	4	1.1E-03	7.0383	2.0538	24.99	0.565	0.730
	T, LP, VLH	89	3	-1.7E-04	7.0497	2.0547	20.52	-5.319	0.729
TORTOSA	T, LP	114	2	-7.3E-02	6.3323	1.8695	15.80	-2.909	0.661
	T, LP, LH, V	114	4	-6.7E-02	6.1723	1.8244	25.12	-1.001	0.671
	T, LP, VLH	114	3	-6.9E-02	6.2145	1.8244	20.42	-6.976	0.670
ZARAGOZA	T, LP	88	2	-1.8E-04	5.2103	1.6341	14.17	-4.796	0.634
	T, LP, LH, V	88	4	1.1E-04	5.0717	1.6229	22.98	-2.247	0.647
	T, LP, TVLH	88	3	1.8E-04	5.1008	1.6299	18.53	-14.191	0.644
GIRONA	T, LP	116	2	-5.2E-05	3.4132	1.4117	12.92	-5.741	0.683
	T, LP, LH, V	116	4	-2.0E-04	3.2867	1.4110	22.30	-2.387	0.697
	T, LP, TVLH	116	3	-5.2E-05	3.3769	1.4008	17.64	-14.278	0.687
	T, LP	117	2	-2.1E-05	4.6448	1.6899	14.17	-4.768	0.719
	T, LP, LH, V	117	4	1.2E-04	4.6061	1.6770	23.65	-3.124	0.722
	T, LP, VLH	117	3	-2.1E-05	4.6106	1.6785	18.90	-9.148	0.722
	T, LP	99	2	-1.8E-05	3.1725	1.3439	12.36	-5.535	0.671
	T, LP, LH, V	93	4	-5.2E-04	3.0726	1.2938	21.20	-2.593	0.676
	T, LP, VLH	93	3	-2.0E-05	3.1004	1.2968	16.70	-8.724	0.672

En la Figura 7 se presentan las series de valores de $\delta^{18}\text{O}$ calculadas versus medidas correspondientes a la estructura de modelo óptima de tres parámetros para la estación promedio y las estaciones de REVIP que alcanzan el mejor y el peor resultado, Valladolid y Valencia, respectivamente. En las series se puede apreciar la capacidad de los modelos de reproducir la evolución estacional del $\delta^{18}\text{O}$ y, en particular, los picos observados en primavera. Los tres modelos representan mejor todos los picos que los modelos básicos de dos parámetros (T , LnP). Aún así, se aprecia la limitación ya comentada para reproducir adecuadamente algunas observaciones extremas; destacando entre estas las caídas invernales del valor de $\delta^{18}\text{O}$.

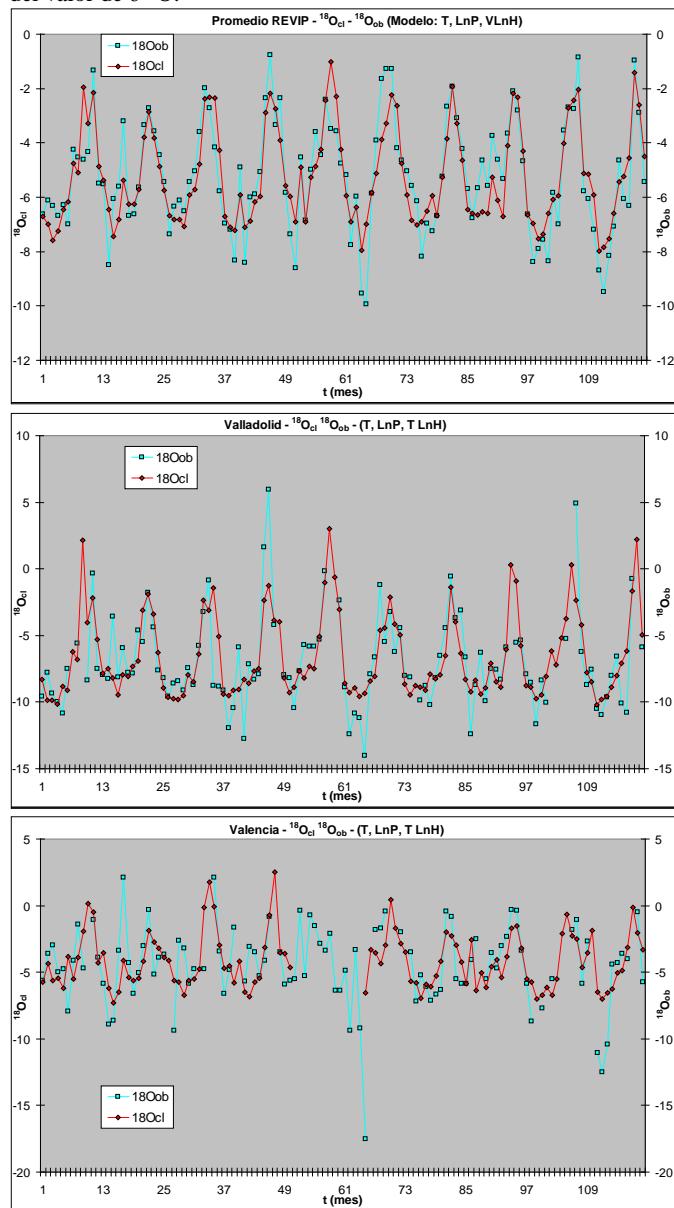


Figura 7 - Modelos de regresión múltiples de tres parámetros: series calculadas vs observadas. Estación promedio, Valladolid y Valencia (Multiple regression models of three parameters: calculated vs observed series. Average station and Valladolid and Valencia stations)

Estudio de la correlación $\delta^{18}\text{O}$ -Parámetros climáticos en su evolución temporal a escala anual

Abordar un estudio de la correlación entre los valores de $\delta^{18}\text{O}$ y parámetros climáticos en su evolución temporal a escala anual, demandaría series anuales más extensas. Así los resultados que se presentan se consideran estrictamente una primera aproximación. Se correlacionaron las series anuales de las estaciones REVIP y la estación promedio con el fin de contrastar los resultados con lo observado en el estudio a escala mensual. Los coeficientes de

correlación de los parámetros climáticos respecto al $\delta^{18}\text{O}$ para todas las estaciones se presentan en la Tabla 5. Estas correlaciones ofrecen un claro contraste con las de escala mensual (Tabla 1):

- La temperatura, la precipitación y la humedad tienen una baja notoriedad de sus correlaciones, R, con $\delta^{18}\text{O}$ respecto a las correspondientes de las series mensuales. La humedad y la temperatura se pueden considerar no correlacionadas en todas las estaciones con la excepción de Girona.
- La presión atmosférica y el índice NAO son los parámetros que presentan las correlaciones mayores respecto a $\delta^{18}\text{O}$. Si bien en el caso NAO esto dista de ser homogéneo para todas las estaciones, igualmente el incremento es notorio respecto a las series mensuales.
- La velocidad del viento mantiene valores de correlación en el mismo orden que los correspondientes a las series mensuales.
- NAO y la presión atmosférica cuyo R en todas las estaciones para las series mensuales variaba entre 0.40 y 0.50, en las series anuales pasa a un rango entre 0.70 y 0.82. Ello es coherente dado el vínculo entre ambos parámetros que se evidencia más al ampliar la escala temporal.
- La correlación precipitación- $\delta^{18}\text{O}$ pasa a ser aritmética y no logarítmica como era para las series mensuales. Ello refleja del menor rango de variación interanual respecto al mensual

Tabla 5 - Coeficientes de correlación: parámetros climáticos- $\delta^{18}\text{O}$. Escala temporal: anual (Correlation coefficients: climatic parameter- $\delta^{18}\text{O}$. Time scale: annual)

Corr OXIG-18	T°	Pp	Ln Pp	H	Ln H	V	Ln V	Hg	NAO
PROMEDIO REVIP	-0.108	-0.396	-0.363	0.097	0.094	-0.134	-0.148	0.776	0.593
A CORUÑA	-0.028	-0.835	-0.701	-0.025	-0.036	0.249	0.210	0.440	-0.124
SANTANDER	-0.093	-0.208	-0.312	0.307	0.334	-0.128	-0.149	0.352	-0.042
MORON	-0.072	-0.165	-0.380	-0.264	-0.234	0.882	0.868	0.356	0.113
CACERES	0.059	-0.432	-0.166	-0.103	-0.071	0.282	0.216	0.446	0.142
CIUDAD REAL	-0.252	-0.349	-0.151	0.028	0.032	0.087	0.141	0.645	0.455
MADRID-RETIRO	0.466	0.192	-0.088	0.323	0.276	0.063	-0.037	-0.109	-0.172
VALLADOLID	-0.414	-0.720	-0.469	-0.413	-0.424	0.353	0.306	0.737	0.801
LEON	0.074	-0.216	0.495	0.019	0.047	-0.632	-0.700	0.737	0.634
PALMA	0.223	-0.470	-0.153	0.028	0.034	-0.412	-0.447	0.751	0.463
ALMERIA	0.236	-0.622	-0.604	0.297	0.361	-0.026	-0.012	0.451	0.273
VALENCIA	0.232	0.107	-0.239	-0.340	-0.357	0.204	0.157	0.501	0.536
TORTOSA	-0.089	0.634	0.050	0.380	0.318	0.450	0.466	0.501	0.477
MURCIA	0.206	-0.503	-0.386	0.181	0.163	-0.222	-0.258	0.372	0.114
ZARAGOZA	-0.228	0.371	-0.049	0.435	0.398	-0.794	-0.785	0.512	0.489
GERONA	-0.726	0.237	0.009	0.688	0.701	-0.762	-0.769	0.595	0.716

5. CONCLUSIONES

Se procuró identificar el modelo de regresión múltiple óptimo que describiese la evolución temporal a escala mensual del valor de $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación en las 15 estaciones de la Red Española de Vigilancia de Isótopos en Precipitación en la Península Ibérica e Islas Baleares y en una estación sintética que representa la media de estas. Para ello se investigaron 26 estructuras de modelo. Dada la heterogeneidad de los modelos, tanto en el número de parámetros como en la conformación de estos (al parámetro de modelo simple lo define un parámetro climático y al compuesto lo conforman varios climáticos) y el interés de evitar la sobreparametrización se utilizaron dos criterios de comparación de modelos: *BIC* que penaliza el incremento del número de parámetros del modelo y d_k que, además de valorar el principio de parsimonia, penaliza la dependencia de los parámetros del modelo respecto a los datos.

Metodológicamente se pudo observar que el uso de los criterios *BIC* y d_k ha sido útil, si bien este último reveló alguna limitación relacionada con la definición misma del criterio y el problema tratado.

Los parámetros con los que se modeló la evolución temporal a escala mensual del valor de $\delta^{18}\text{O}$ en la precipitación han sido:

- Temperatura (T): es el parámetro principal, que atiende a la condensación y que, como proxy, se considera que describe de forma incompleta el fenómeno de fraccionamiento isotópico.
- Precipitación (LnP): describe el “efecto cantidad”.

- Humedad (lnH) y Viento (V) o/y Temperatura (T): atienden al proceso de evaporación, en el que la humedad es un factor determinante y la velocidad del viento y la temperatura son factores reguladores.

El parámetro simple y el parámetro compuesto que atenderían a la condensación y a la evaporación, respectivamente, ambos de forma conjunta estarían describiendo el proceso de fraccionamiento isotópico.

Los cuatro parámetros climáticos son locales. Se desestimó trabajar con la presión atmosférica, parámetro local, y el índice NAO, parámetro regional, dadas sus bajas correlaciones.

El modelo básico es definido por dos parámetros simples, temperatura y logaritmo de la precipitación, y alcanza ajustes aceptables con las series observadas, valorándose como óptimos si se juzgan por su simplicidad (*BIC*). Sin embargo, el incorporar a estos modelos un término con un parámetro compuesto definido por el logaritmo de la humedad y la velocidad del viento y/o la temperatura mejora la representación de detalle. Estos modelos de tres parámetros se consideran óptimos desde una perspectiva más amplia de valoración (d_k). Aún así, los modelos tienen dificultades al representar valores extremos. Se identifican como parámetros de los modelos óptimos los siguientes:

- T, lnP, V lnH, en las estaciones de: Palma de Mallorca, Morón, Madrid-Retiro, León, Zaragoza, Girona y la estación sintética media.
- T, lnP, T lnH, en las estaciones de: Valladolid, Valencia, Santander, Cáceres, Ciudad Real y Murcia.
- T, lnP, VT lnH, en las estaciones de A Coruña, Tortosa y Almería.

El estudio en primera aproximación sobre la evolución temporal a escala anual del valor de $\delta^{18}\text{O}$, en lo referente a la correlación ofreció un claro contraste respecto a lo obtenido a escala mensual. La presión atmosférica, parámetro local aunque correlacionado a escala anual con el índice NAO, y este mismo índice, parámetro regional, incrementaron notablemente su correlación con el $\delta^{18}\text{O}$. Por el contrario la temperatura y la humedad, parámetros locales muy relevantes a escala mensual, mostraron una clara falta de correlación con el $\delta^{18}\text{O}$. Ello podría estar sugiriendo que a mayor escala temporal irían cobrando influencia las condiciones climatológicas regionales en detrimento de las locales respecto a condicionar el valor de $\delta^{18}\text{O}$ en precipitación en un sitio dado.

Finalmente, en el estudio presentado, como en los antecedentes referenciados, se continúa desestimando por desconocerse la situación en origen: esto es las condiciones de evaporación que rigen el valor de $\delta^{18}\text{O}$ en el vapor que se incorpora a las nubes que dan lugar a las precipitaciones estudiadas. Poder identificar las condiciones climáticas en origen, caracterizarlas de forma accesible y evaluar su incorporación al proceso de modelación es una de líneas de trabajo de mayor desafío entre las que ofrece este campo.

6. AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen la labor de revisión por su contribución en la mejora del trabajo presentado.

7. REFERENCIAS

- Bowen, G.J. and B. Wilkinson, B. (2002) "Spatial distribution of $\delta^{18}\text{O}$ in meteoric precipitation". *Geology*, **30**(4), 315-318.
- Capilla, J., J. Rodríguez Arevalo, S. Castaño, M.F. Diaz Teijeiro, J. Heredia, and R. Sanchez del Moral (2011): "Mapping Oxygen-18 in Meteoric Precipitation over Peninsular Spain using Geostatistical Tools". 2011 AGU Fall Meeting San Francisco, California. USA
- Díaz-Teijeiro, M.F., J. Rodríguez-Arévalo, y S.Castaño, (2009): "La Red Española de Vigilancia de Isótopos en la Precipitación (REVIP): distribución isotópica espacial y aportación al conocimiento del ciclo hidrológico". *Ingeniería Civil*, **155**, 87-97.
- Heredia, J. (1994): "Determinación automática de la geometría de las formaciones hidrogeológicas". Tesis Doctoral. Universitat Politècnica de Catalunya. Inédita.
- Kendall, C. and J. Mc Donnel (2003): "Isotope tracers in catchment hydrology". 3rd Ed. ELSEVIER. Netherlands. 839 pp.
- Liebminger, A., G. Haberhauer, K. Varmuza, W. Papesch and, G. Heiss (2006): "Modeling the oxygen 18 concentration in precipitation with ambient climatic and geographic parameters". *Geophys. Res. Lett.*, **33**, L05808. doi:10.1029/2005GL025049.
- Liebminger, A., W. Papesch, K. Varmuza, G. Haberhauer (2007): "Multivariate models for the concentration of oxygen-18 in precipitation based on meteorological and geographical features". *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, **89**, 1-8.
- Lykoudis, S.P., A.A. Argirou and E. Dotsika (2010): "Spatially interpolated time series of $\delta^{18}\text{O}$ in Eastern Mediterranean precipitation". *Global and Planetary Change*, **71**, 150-159.
- Rodríguez Arévalo, J., S. Castaño, and M.F. Díaz-Teijeiro (2010): "Contribution of the Spanish Network for Isotopes in Precipitation and related modeling activities to characterize water bodies and their evolution". European Groundwater Conference. Madrid. Spain.
- Rodríguez Arévalo, J., M.F. Díaz-Teijeiro, and S. Castaño (2011): "Modelling and mapping oxygen-18 isotope composition of precipitation in Spain for hydrologic and climatic applications". International Symposium on Isotopes in Hydrology, Marine Ecosystems and Climate Change Studies, Monaco
- Rozanski, K., L. Araguas-Araguas, and R. Gonfiantini (1993): Isotopic patterns in modern global precipitation. *Geophysical Monograph* 78. American Geophysical Unión. 36 pp.

Predictibilidad del caudal de los ríos en Cataluña mediante Análisis Singular Espectral y modelos ARMA.

River Flow Predictability in Catalonia (north Spain) using Singular Spectral Analysis and ARMA models.

Hernández-Martínez, M.⁽¹⁾, Hidalgo-Muñoz, J. M., Gámiz-Fortis, S. R., Castro-Díez, Y., Esteban-Parra, M. J.

⁽¹⁾Departamento de Física Aplicada, Facultad de Ciencias, Universidad de Granada, Granada, Spain, mhdez@ugr.es

SUMMARY

In this work we analyse the predictability of river flows in Catalonia (northeastern Spain) for the 1970-2010 period. The study is performed for two areas, those characterized for having peak flows in winter and those where this maximum appears in spring. First, a Singular Spectral Analysis (SSA) is performed in order to identify the main oscillatory modes of the raw flow series. Results show: (i) oscillations associated with periods around 5.5, 4.5 and 2.2 years (winter) and 3.3 and 2.8 years (spring), (ii) a nonlinear trend with a 30-year period (spring) and (iii) a red noise process (winter and spring). Secondly, ARMA models are fitted to the filtered series using SSA, and a forecasting experiment is carried out. Period 1970-1996 has been used as calibration period to fit the models, while 1997-2010 period has been chosen as validation period. Finally, model simulated streamflows have been analysed against the raw streamflow series. In both cases the developed models provide a variance reduction of about 40%, showing a fairly good one-step-ahead forecast. Particularly, during validation period (1997-2010), the mean absolute error (MAE) and mean square error (MSE) values are 0.48 and 0.38, respectively for winter, and 0.43 and 0.29 for spring. Additionally, these models are able to detect, in most cases, the phase changes in the streamflow, presenting a phase concordance in the validation period of 80% for winter and 73% for spring.

1. INTRODUCCIÓN

Hoy en día se conoce que uno de los efectos directos del cambio climático es la modificación en el ciclo hidrológico (Trenberth et al., 2007). La variabilidad del caudal de los ríos como consecuencia de la variación en la precipitación y la temperatura asociada al cambio climático conlleva cambios en la escorrentía, en la disponibilidad de agua y en la calidad de la misma (Scarsbrook et al., 2003), jugando, por tanto, un papel muy importante en el desarrollo y en la gestión de los recursos hídricos en muchas regiones del planeta. Por otro lado, la demanda de agua para usos urbano, industrial, medio ambiental y agrícola ha ido aumentando en los últimos años, por lo que la habilidad de realizar simulaciones y predicciones acerca de la disponibilidad de agua es un factor clave para la gestión de dichos recursos hídricos.

El sistema hidrológico actúa como un integrador espacial y temporal de la precipitación, la temperatura y la evapotranspiración sobre una región específica. Las variaciones estacionales en el caudal de los ríos surgen a partir de los cambios en la precipitación y la temperatura, controlados por las fluctuaciones de larga escala en los patrones de circulación atmosférica. El caudal de los ríos presenta, en muchos casos, una mejor relación con determinados índices de teleconexiones que la que se puede obtener con la precipitación o la temperatura, ya que las variaciones en la precipitación aparecen amplificadas en el caudal. Por esta razón resulta más sencillo detectar cambios en el caudal de los ríos que directamente en las variables climáticas básicas (Dettinger et al., 2000, Trigo et al., 2004).

En este trabajo se realiza un estudio de la capacidad predictiva del caudal de los ríos de las Cuencas Internas de Cataluña mediante el Análisis Singular Espectral y los modelos autoregresivos de media móvil (ARMA). Esta región se sitúa al noreste de la Península Ibérica y abarca una extensión de 32000 km². Por el norte limita con las fronteras naturales que constituyen los Pirineos y por el este con el Mar Mediterráneo. Las proyecciones del IPCC para la región del mediterráneo alertan de un muy probable descenso significativo de la precipitación (Christensen et al., 2007a). Además se puede considerar que habrá una reducción de las aportaciones superficiales y de recarga a los acuíferos respecto a los registros observados en las series históricas, del orden del 5% para el año 2025 (Agencia Catalana del Agua, 2008). Esta reducción, en unos sistemas tan frágiles como los actuales, puede resultar crítica. En lo que a temperatura media anual se refiere, otros estudios de proyecciones

de cambio climático (Argüeso, 2011) advierten del aumento de las temperaturas máximas y mínimas en la Península Ibérica para finales de siglo.

Este estudio supone una ampliación a trabajos previos realizados para otras cuencas de la Península Ibérica (Gámiz-Fortis et al. 2008a, 2008b, 2010, 2011, Trigo et al., 2004), en el que se trabaja con ríos más localizados en una región de clima mediterráneo, en contraste con las influencias procedentes del Atlántico presentes en los otros estudios.

2. DATOS

Los datos con que se trabaja son datos del caudal mensual de los ríos de las Cuencas Internas Catalanas proporcionados por la Agencia Catalana del Agua. La red hidrográfica catalana presenta dos grandes cuencas hidrográficas mayores, la del Ebro y las Cuencas Internas de Cataluña. Éstas últimas cubren una extensión de 16.628 Km², que corresponde al 52% del territorio catalán. A grandes rasgos este territorio se suele categorizar en tres unidades morfoestructurales generales: al norte, los Pirineos, paralelamente a la costa, el Sistema Mediterráneo Catalán y la tercera gran unidad es la Depresión Central. El clima dominante es el mediterráneo pero con algunos matices según la altitud y la distancia al mar.

La base de datos original consta de datos mensuales de caudal de 144 estaciones de aforo distribuidas por todo el territorio de estudio y abarcan diferentes períodos de tiempo. Estas series de datos fueron sometidas a un control exhaustivo de calidad en el que se han desestimado aquellas series cuya longitud de los registros es inferior a 30 años, así como las que poseen más de un 15% de huecos. Además se ha comprobado la existencia de datos anómalos tratándolos como huecos. A aquellas series que superaron el control se les ha aplicado un proceso de llenado de huecos mediante regresión múltiple con las estaciones mejor correlacionadas, es decir, aquéllas que presentan un valor del coeficiente de correlación de Pearson igual o superior a 0.7. En total fue posible llenar 17 series (Figura 1) y se ha seleccionado el periodo 1970-2010 como periodo de estudio.

Las series resultantes se clasificaron según su estacionalidad obteniendo dos caracterizaciones: aquéllas en las que se observan caudales máximos en enero (invierno) y aquéllas en las que el caudal máximo aparece en mayo (primavera). Son muchos los autores que han descrito el régimen irregular que caracteriza tanto la precipitación (Esteban-Parra et al., 1998, Trigo et al., 2000) como el caudal de los ríos en la Península Ibérica (Trigo et al., 2004, Gámiz-

Fortis et al., 2008a, 2010, 2011). En particular, esta caracterización del comportamiento hidrológico de los ríos mediterráneos se ha puesto de manifiesto en otros estudios sobre la zona (Martín-Díaz, 2010), en los que se detectan comportamientos diferentes para los ríos con influencia nival, en los que la primavera es la estación más caudalosa, y aquéllos en los que se evidencia el carácter más caudaloso del invierno.

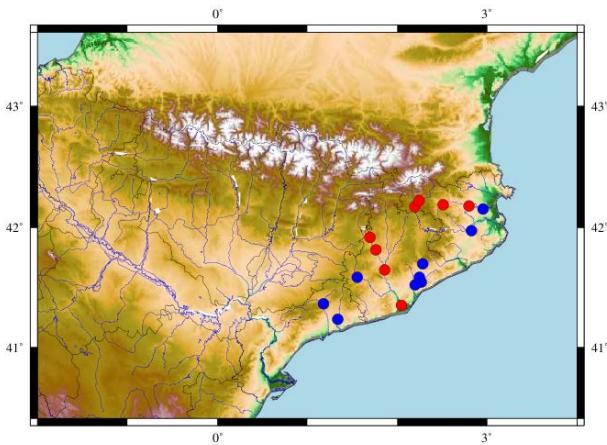


Figura 1 - Distribución de las 17 estaciones de aforo con series completas utilizadas en este estudio. En azul se representan aquéllas cuyo caudal máximo es en enero y en rojo las que lo presentan en mayo. (Spatial distribution of the 17 gauging stations without gaps. Stations with its maximum flow peak in January are represented in blue; those stations where this peak appears in May are represented in red.)

Para cada tipo de estacionalidad se ha elegido una serie de caudal representativa, sobre la que se llevará a cabo el resto del análisis. Para el caso de las series con caudales máximos en invierno se ha elegido Girona (41.97°N , 2.82°E) y, para el caso de la primavera, Ripoll (42.17°N , 2.19°E) (Figura 2). Las dos series han sido seleccionadas en base a ser dos de las que contenían menor número de huecos antes de realizar el proceso de relleno y porque no presentan datos anómalos que hubiera que corregir. Ambas series se sitúan en la cuenca del río Ter que es el más largo y caudaloso de las cuencas internas catalanas, con una longitud de 208 km y con un caudal promedio de $25 \text{ m}^3/\text{s}$.



Figura 2 – Ubicación de las estaciones de aforo Girona y Ripoll, tomadas como representativas a partir del pico máximo de caudal que presentan. En azul está la estación de Girona, con caudal máximo en enero, y en rojo Ripoll, con caudal máximo en mayo. (Spatial distribution of Girona and Ripoll gauging stations. In blue we represent Girona, with its maximum flow peak in January. In red Ripoll, with its maximum flow peak in May.)

Se ha trabajado con las series de caudal normalizadas de los meses de enero a marzo para Girona (invierno) y de abril a mayo para Ripoll (primavera). El proceso de estandarización de las series empieza por realizar un ajuste mensual de los datos a diferentes distribuciones para determinar aquélla que proporciona un mejor ajuste. Según el test de Kolmogorov-Smirnov y a un nivel de significación del 95% se ha determinado que los datos de la estación de Girona se ajustan mejor a una distribución log-normal, mientras que los de la estación Ripoll lo hacen a una Generalizada Pareto. En el primer caso la estandarización consiste en realizar una transformación logarítmica de los datos asumiendo que los datos resultantes se ajustarán a una distribución Gaussiana. Para el segundo caso el proceso se basa en una aproximación propuesta por Abramowitz y Stegun (1965), que transforma las frecuencias acumuladas en variables estandarizadas.

3. METODOLOGÍA

La metodología utilizada se puede diferenciar en dos partes. Cuando se trabaja con series climáticas promediadas éstas suelen presentar un espectro de ruido blanco asociado que dificulta los experimentos de predicción con modelos ARMA (Gámiz-Fortis et al., 2008a). Para evitar este problema, se aplica previamente un filtrado a las series mediante la técnica del Análisis Singular Espectral (SSA). La modelización ARMA, así como el experimento de predicción, se realiza, entonces, sobre la serie ya filtrada y los resultados se comparan con la serie original sin filtrar. De esta manera se obtienen mejores resultados en lo que a predicción se refiere (Gámiz-Fortis et al., 2002).

a) Análisis Singular Espectral

El Análisis Singular Espectral permite descomponer una serie en sus componentes oscilatorias y ruido. Desde el punto de vista matemático, el SSA es una forma de análisis de las componentes principales (PCA), pero en el dominio del tiempo con el fin de describir la variabilidad de una serie al estudiar su covarianza retardada (Vautard et al., 1992). El SSA se basa en la diagonalización de la matriz de covarianza-retardo de la serie original. Las componentes principales representan los coeficientes de la proyección ortogonal de la serie temporal original sobre su EOF asociado y proporcionan una representación de dicha serie en un nuevo sistema de coordenadas, con la mayor información representada en las primeras coordenadas. De este modo, una vez calculados los autovectores y las componentes principales de un registro es posible, mediante un número reducido de ellos, filtrar la serie original con el objetivo de reflejar modos oscilatorios de interés. Cuando dos autovalores de la matriz covarianza-retardo son casi iguales y sus autovectores correspondientes son ortogonales éstos representan una oscilación.

La reconstrucción de la serie original se realiza a partir de un ajuste óptimo entre las PCs correspondientes y la serie original (componentes reconstruidas) ya que las PCs no permiten una descomposición única como suma de sus diferentes componentes. Las componentes reconstruidas (RCs) representan versiones filtradas de la serie original que pueden ser usadas para aislar componentes específicas, para reconstruir tendencias y para eliminar componentes de una serie que son indistinguibles del ruido. Cada una de las componentes reconstruidas representa la contribución de su EOF asociado a la varianza de la serie. Además, las RCs son aditivas por lo que su suma proporciona la serie original y tienen la propiedad de preservar la fase de la serie temporal original.

Para evaluar su frecuencia correspondiente se utiliza el método de máxima entropía (MEM) que se basa en una particular extrapolación de unos valores de autocorrelación conocidos, propuesta por Burg (1975).

Para estudiar la significación estadística de los resultados del SSA se emplea el Método Monte Carlo siguiendo las indicaciones de Allen (1992) y Allen y Smith (1994). Inicialmente los resultados obtenidos del SSA se contrastan frente a la hipótesis de que las series estacionales provengan de un proceso AR(1), es decir, que sean el resultado de un proceso aleatorio de ruido rojo con un valor

de autocorrelación de retardo igual al que posea la serie. Con este objetivo, se utiliza la autobase correspondiente de los datos, proyectando cada realización generada por el método Monte Carlo sobre las EOFs procedentes de los datos y comparando los resultados con los obtenidos a partir de los datos originales.

b) Modelización ARMA y experimento de predicción

La modelización ARMA proporciona una estructura lineal representativa de la evolución temporal de la serie en función de sus valores anteriores. Un proceso estocástico $\{X_t\}$ con media cero, tiene una representación ARMA (p,q) si puede expresarse en forma:

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} - \dots - \phi_p X_{t-p} = a_t - \Theta_1 a_{t-1} - \Theta_2 a_{t-2} - \dots - \Theta_q a_{t-q} \quad (1)$$

donde $\{a_t\}$ es un proceso de ruido blanco gaussiano con varianza σ^2_a y media cero; p y q son enteros no negativos, $\{\phi_1, \dots, \phi_p\}$ son los coeficientes autoregresivos (AR) y $\{\Theta_1, \dots, \Theta_q\}$ los coeficientes de media móvil (MA).

El siguiente paso es el experimento de predicción. Dado un modelo ARMA (p,q) , la predicción con el menor error cuadrático medio $\hat{x}_t(L)$ a L pasos en el futuro es la esperanza condicionada $E_t[x_{t+L}]$ de x_{t+L} en el origen t :

$$\begin{aligned} \hat{x}(L)_t &= E_t[x_{t+L}] = \phi_1 E_t[x_{t+L-1}] + \phi_2 E_t[x_{t+L-2}] + \dots \\ &\dots + \phi_p E_t[x_{t+L-p}] + E_t[a_{t+L}] - \Theta_1 E_t[a_{t+L-1}] - \\ &- \Theta_2 E_t[a_{t+L-2}] - \dots - \Theta_q E_t[a_{t+L-q}] \end{aligned} \quad (2)$$

El error de predicción $e_t(L)$ se obtiene de:

$$e_t(L) = x_{t+L} - \hat{x}_t(L) = a_{t+L} + \psi_1 a_{t+L-1} + \dots + \psi_{L-1} a_{t+1} \quad (3)$$

La separación en períodos de calibración y validación es fundamental para la obtención de resultados fiables (Wilks, 1995). En este trabajo se ha realizado un experimento de predicción a un paso, en el cual se ha utilizado el periodo 1970-1996 para la calibración del modelo, y el periodo 1997-2010 para su validación.

4. RESULTADOS

a) Resultados del SSA

Tanto para los datos de la estación de Girona (invierno) como para los de Ripoll (primavera) se ha utilizado una ventana $M=15$ años y la matriz de covarianza-retardo basada en el algoritmo de Vautard y Ghil (1989) para el Análisis Singular Espectral.

i) Girona (Invierno)

Los resultados obtenidos muestran la obtención de tres pares en cuadratura que representan modos oscilatorios conformados por los autovalores 1-2, 3-4 y 5-6. A partir del Método de Máxima Entropía se ha evaluado el contenido espectral determinando, resultando que los pares de EOFs 1-2, 3-4 y 5-6 contienen oscilaciones de periodo 5.5, 4.5 y 2.2 años respectivamente.

Para evaluar la validez de los modos oscilatorios encontrados se utiliza el método Monte Carlo. El análisis concluye que la serie de datos de caudal de invierno de Girona puede ser representada por un modelo que contiene modos cuasi-oscilatorios con periodicidades asociadas de 5.4, 4.5 y 2.2 años y un proceso de ruido rojo.

En base a estos resultados se procede a la reconstrucción de la serie de datos. La serie que se obtiene (SF) tiene una varianza de valor 0.42, siendo la varianza explicada por este filtro del 58%. En el periodo de análisis (1970-2010) la correlación entre la serie original y la filtrada es 0.81 y la concordancia de fase es del 76%. Por otro lado, el error absoluto medio (MAE) y el error cuadrático medio (MSE) valen 0.38 y 0.24 respectivamente. Estos resultados aparecen recogidos en la primera columna de la Tabla 1.

Tabla 1 – Resultados estadísticos para el proceso de filtrado de las series originales (SO) de caudal de invierno en Girona (primera columna) y de primavera en Ripoll (segunda columna) con el SSA. (Statistical results for the filtering process of raw time series (SO). In the first column the results for the Winter streamflow (Girona) are shown while in the second column the results for the Spring streamflow are presented.)

	SO Girona vs SF	SO Ripoll vs SF
MAE	0.38	0.39
MSE	0.24	0.24
r	0.81	0.78
Con. Fase (%)	76	83

En la Figura 3 podemos ver la representación de la serie original junto con el filtro obtenido por el SSA. Éste es particularmente fiable a la hora de capturar la variabilidad del caudal en el periodo 1970-1990.

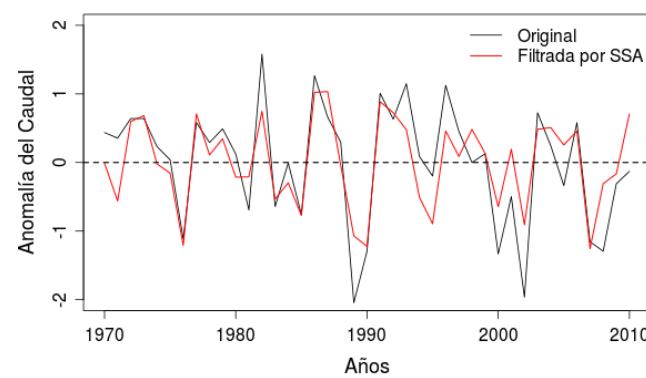


Figura 3 – Series estandarizadas de anomalías de caudal de invierno original (negro) y filtrada por el SSA (rojo) del río Ter en la estación de Girona. (Raw (black) and SSA-filtered (red) winter streamflow series for the Ter river of Girona gauging station.)

ii) Ripoll (Primavera)

El procedimiento utilizado para los datos de esta estación es el mismo que se ha descrito para la anterior estación. Los resultados del SSA muestran que los autovalores 1-2 y 3-4 conforman dos pares en cuadratura, representando modos oscilatorios. El análisis del Método de Máxima Entropía indica que dichos pares de EOFs representan oscilaciones de periodo 2.8 y 3.3 años, respectivamente. El EOF 5 está asociado a una oscilación de frecuencia 0.03 ciclos/año (periodo de 30 años) y podría representar una tendencia no lineal de la serie.

En este caso el método de Monte Carlo para la significación estadística indica que la serie de datos de caudal puede ser representada por un modelo que contenga los modos cuasi-oscilatorios obtenidos de periodicidades asociadas de 2.8 y 3.3 años, una tendencia no lineal, que contiene la variabilidad asociada a periodos de 30 años, y un proceso de ruido rojo.

Con estos resultados se reconstruye la serie de datos original. El modelo es particularmente fiable a la hora de capturar la tendencia del caudal de primavera tal y como se puede apreciar en la Figura 4. Esta tendencia es positiva en la primera mitad del periodo de análisis y está seguida por un periodo fuertemente negativo (1982-2000), para terminar siendo positiva de nuevo.

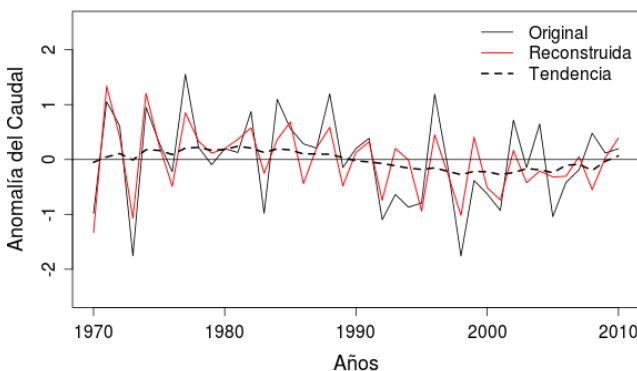


Figura 4 – Series estandarizadas de anomalías de caudal de primavera original (negro), filtrada por el SSA (rojo) y la tendencia (línea discontinua) del río Ter en la estación de Ripoll. (Raw (black), SSA-filtered (red) and non-linear trend (dashed line) spring streamflow series for the Ter river of Ripoll gauging station.)

La varianza de la serie obtenida (SF) es 0.35, y la varianza explicada por este filtro SSA es del 56%. En este caso la correlación entre la serie original y la filtrada es 0.78 y la concordancia de fase es del 83%. El error absoluto medio (MAE) y el error cuadrático medio (MSE) son 0.39 y 0.24, respectivamente. Estos resultados aparecen recogidos en la segunda columna de la Tabla 1.

b) Modelización ARMA y experimento de predicción

Una vez eliminado el ruido y aislada la señal climática contenida en los caudales de invierno y primavera del río Ter, se ha llevado a cabo la modelización ARMA de las series filtradas. El modelo que se obtiene se utiliza para realizar el experimento de predicción a un paso. Como periodo de calibración para el ajuste del modelo se toma el comprendido entre los años 1970-1996 y como periodo de validación los años 1997-2010.

El proceso de modelado empieza por evaluar las funciones de autocorrelación (FAC) y de autocorrelación parcial (PFAC) para las series filtradas y originales. Este análisis junto al criterio de Akaike (AIC) sirven para seleccionar el número de parámetros óptimo para el modelo.

i) Girona (Invierno)

El modelo seleccionado en este caso es un ARMA(6,3) de parámetros:

$$\begin{aligned} \text{AR} = & (\Phi_1=0.18, \Phi_2=0.85^*, \Phi_3=1.15^*, \Phi_4=0.77^*, \\ & \Phi_5=0.26^*, \Phi_6=0.83^*) \\ \text{MA} = & (\Theta_1=-0.46^*, \Theta_2=0.60^*, \Theta_3=-0.90^*) \end{aligned}$$

La significación de los parámetros se ha estudiado mediante un test t derivado de los errores estándar de los parámetros. Aquellos parámetros marcados con un asterisco son significativos a un nivel de confianza del 95%. La varianza explicada por este modelo es del 57%.

En base a este modelo se ha realizado el experimento de predicción a un paso. Los resultados, visibles en la Figura 5, se presentan junto a la serie de caudal original. Los períodos utilizados para la calibración y validación se presentan en colores diferentes (azul y rojo).

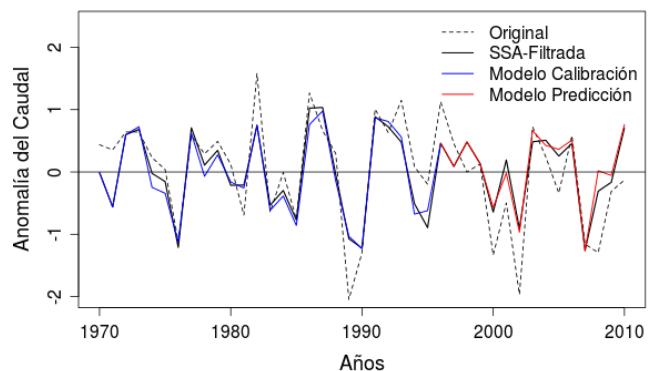


Figura 5 – Resultados del experimento de predicción para el caudal del río Ter de invierno en la estación de Girona. La línea discontinua muestra la serie original sin filtrar y la línea negra continua la serie filtrada con el SSA. En azul se representa el periodo de calibración (1970-1996) del modelo ARMA, y en rojo el periodo de validación (1997-2010). (Results of the forecasting experiment of the Ter river winter flow for Girona gauging Station. The dashed line shows the original raw data and filtered data appears in black. In blue we represent the model calibration period (1970-1996) and in red the one-step-ahead forecast (1997-2010).)

En general podemos afirmar que el modelo ARMA representa con propiedad las principales características de la serie filtrada durante el periodo de calibración, aunque la serie original sin filtrar muestra una considerable variabilidad, mayor que la de la serie filtrada y el modelo no es capaz de captar sus valores extremos. No obstante, el comportamiento general de la serie original y filtrada es reproducido por el modelo de predicción obteniéndose, en general, un error pequeño. En particular, el MAE del periodo de validación es de 0.48, el MSE 0.38 y el coeficiente de correlación 0.78. Además, durante este periodo el porcentaje de casos en los que el modelo es capaz de predecir correctamente la fase del caudal es del 80%, lo que significa que, en la mayoría de los casos, el modelo puede predecir fielmente un cambio de fase en el caudal. En la Tabla 2 aparecen recogidos estos resultados así como los obtenidos para el periodo de calibración del modelo.

Tabla 2 – Resultados del modelo ARMA del caudal de invierno del río Ter para la estación de Girona para el periodo de calibración (1970-1996) y para el periodo de validación (1997-2010). (ARMA modelling process results for the Winter streamflow (Girona) for the calibration period (1970-1996) and for the validation period (1997-2010)).

SO invierno Ter vs ARMA(6,3) Calibración	SO invierno Ter vs ARMA(6,3) Validación
MAE	0.36
MSE	0.20
r	0.86
Con. Fase (%)	69
	80

ii) Ripoll (Primavera)

Para el caso del caudal de primavera, el modelo obtenido es ARMA(6,6) de parámetros:

$$\begin{aligned} \text{AR} = & (\Phi_1=-0.14, \Phi_2=-0.19, \Phi_3=-1.45^*, \Phi_4=0.12, \\ & \Phi_5=0.09, \Phi_6=0.76^*) \\ \text{MA} = & (\Theta_1=-0.38^*, \Theta_2=-0.82^*, \Theta_3=0.63^*, \Theta_4=-0.94^*, \\ & \Theta_5=-0.26^*, \Theta_6=0.81^*) \end{aligned}$$

Este modelo explica una varianza del 63%.

El experimento de predicción a un paso representa también en este caso las características principales de la serie filtrada. La serie original sin filtrar presenta una variabilidad que es, en general, bien recogida por el modelo ARMA, si bien, el modelo tiene dificultad a

la hora de representar los valores extremos de la serie original (Figura 6).

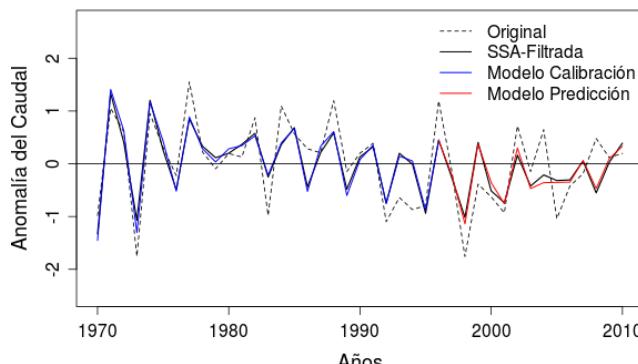


Figura 6 – Resultados del experimento de predicción para el caudal del río Ter de primavera en la estación de Ripoll. La línea discontinua muestra la serie original sin filtrar y la línea negra continua la serie filtrada con el SSA. En azul se representa el periodo de calibración (1970-1996) del modelo ARMA, y en rojo el periodo de validación (1997-2010). (*Results of the forecasting experiment of the Ter river spring flow for Ripoll gauging station. The dashed line shows the original raw data and filtered data appears in black. In blue the model calibration period (1970-1996) is represented and in red the one-step-ahead forecast (1997-2010).*).

La concordancia de fase del modelo y la serie original en el periodo de validación es del 73% y el coeficiente de correlación es 0.69. Estos resultados y los obtenidos para el periodo de calibración están recogidos en la Tabla 3.

Tabla 3 – Resultados del modelo ARMA del caudal de primavera del río Ter para la estación de Ripoll para el periodo de calibración (1970-1996) y para el periodo de validación (1997-2010). (ARMA modelling process results for the Winter streamflow (Girona) for the calibration period (1970-1996) and for the validation period (1997-2010)).

	SO primavera Ter vs ARMA(6,6) Calibración	SO primavera Ter vs ARMA(6,6) Validación
MAE	0.36	0.43
MSE	0.20	0.29
r	0.83	0.69
Con. Fase (%)	85	80

5. CONCLUSIONES

El objetivo principal de este trabajo ha consistido en el estudio de la capacidad predictiva del caudal de los ríos en Cataluña a partir de la propia historia de las series. Para ello se ha trabajado con los datos de caudal de dos estaciones del río Ter representativas de la variabilidad en conjunto de la región de estudio. En particular la primera de ellas, Girona, representa a aquellos caudales de la región que presentan su pico máximo en los meses de enero a marzo y la segunda, Ripoll, para los caudales con pico máximo en los meses de abril a junio. En ambos casos el periodo de análisis abarca desde 1970 a 2010.

El estudio se ha realizado utilizando la técnica del Análisis Singular Espectral (SSA) y los modelos ARMA.

Los resultados del SSA permiten identificar las características oscilatorias principales de las serie de datos diferenciándolas así del ruido de fondo. Para evaluar la significación estadística de las componentes obtenidas en primera aproximación, se ha aplicado el método Monte Carlo. Finalmente se han obtenido, para el caso de Girona (invierno) tres oscilaciones asociadas a periodos de 5.5, 4.5 y 2.2 años así como un proceso de ruido rojo. Las oscilaciones de periodo 2.2 y 4.5 podrían estar asociadas a la NAO, que se caracteriza por oscilaciones asociadas a periodos de 7.7, 4.8 y 2.4 años (Gámiz-Fortis et al., 2002). Estos resultados coinciden con los

que se obtienen en un estudio de características similares realizado para la cuenca del Ebro (Gámiz-Fortis et al., 2011). Por su parte, la oscilación de 5.5 años podría relacionarse con el ENSO, fenómeno que se asocia a una banda de frecuencias entre 3 y 6 años. En el caso de Ripoll (primavera) los resultados obtenidos corresponden a dos oscilaciones de periodos 2.8 y 3.3 años, un proceso de ruido rojo y una tendencia no lineal con periodicidad asociada de 30 años. Estas oscilaciones aparecen también en el estudio antes mencionado realizado en la cuenca del Ebro, concretamente para la zona Pirenaica (oscilación de 2.8 años) y para la región sur-mediterránea de la cuenca, que presenta el máximo de caudal en mayo (oscilación de 3.3 años). La primera de ellas puede relacionarse con la NAO y la segunda con el ENSO. La tendencia no lineal también aparece como significativa en el estudio del Ebro.

Seguidamente se han utilizado los resultados del SSA para realizar una reconstrucción de las series originales, obteniendo así las series filtradas en las que el ruido desaparece parcialmente pero se mantienen las componentes interanuales estadísticamente significativas. El uso de este filtro mejora considerablemente la capacidad predictiva del modelo ARMA. Para la estación de Girona (invierno) se ha obtenido que la varianza explicada por la serie filtrada es del 58% y la correlación entre la serie filtrada y la original es de 0.81. Para la estación de Ripoll (primavera) la varianza explicada es del 56% y el coeficiente de correlación 0.78.

En la segunda parte del trabajo se ha realizado una modelización ARMA así como un experimento de predicción a un paso a partir de estas series filtradas. EL periodo de calibración utilizado abarca del 1970 al 1996 mientras que el periodo de validación corresponde a los años 1997-2010. Los resultados se comparan con la serie original sin filtrar. Para el caso de Girona (invierno) se ha obtenido un modelo ARMA (6,3) que explica una varianza del 57%. El modelo obtenido para el caso de Ripoll (primavera) es un ARMA (6,6) que explica un 63% de la varianza original de los datos.

A partir de los modelos ARMA obtenidos se ha realizado un experimento de predicción a un paso. Los resultados del experimento muestran que ambos modelos ARMA poseen buenas habilidades predictivas respecto al caudal del siguiente invierno o primavera. Este hecho se refleja en los valores del MAE y MSE para ambas modelizaciones, que durante el periodo de validación son de 0.48 y 0.38 respectivamente, para el caso de Girona (invierno), y 0.43 y 0.29 para el caso de Ripoll (primavera). Además estos modelos son capaces de detectar, en la mayoría de casos, los cambios de fase que acontecen, siendo los valores de la concordancia de fase del 80% y 73% para Girona (invierno) y Ripoll (primavera), respectivamente.

En resumen, el estudio llevado a cabo en este trabajo muestra una valiosa predictibilidad del caudal de los ríos en Cataluña, hecho que puede ser de gran interés para la gestión de los recursos hídricos de dicha Comunidad Autónoma.

En el futuro se pretende ampliar este estudio mediante un análisis de la mejora que introduce en la capacidad predictiva el uso de variables predictoras como la SST u otros índices de teleconexión.

6. REFERENCIAS

- Abramovitz, M. and I.A. Stegun (1965): "Handbook of Mathematical functions", Dover Publications, New York.
- Agència Catalana del Agua (2008): "El agua en Cataluña", Agència Catalana de l'Aigua, Generalitat de Catalunya, Departament de Medi Ambient i Habitatge.
- Allen, M.R. (1992): "Interactions between the atmosphere and oceans on time-scales of weeks to years", Ph.D. Thesis, University of Oxford, 202 pp.
- Allen, M.R. and L.A. Smith (1994): "Investigating the origins and significance of low-frequency modes of climate variability", *Geophysical Research Letters*, **21**, 883-886.
- Akaike, H. (1974): "A new look at the statistical model identification". *IEEE Transactions on Automatic Control*, **19**, 716-723.
- Argüeso, D. (2011): "High-resolution projections of climate change over the Iberian Peninsula using a mesoscale model". *Ph.D. Thesis, Universidad de Granada*.
- Burg, J.P. (1975): "Maximum entropy spectral analysis". *Ph.D. Thesis, Stanford University*.
- Christensen, J., B. Hewitson, A. Busuioc, A. Chen, X. Gao, I. Held, R. Jones, R. Kolli, W.-T. K.Won, R. Laprise, V.M. Rueda, C.M.L. Mearns, J. Räisänen, A. Rinke, A. Sarr and P. Whetton (2007a): "Regional Climate Projections. In: Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth

- Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change." [Solomon, S., Y.D. Qin y M. Manning y Z. Chen y M. Marquis y K.B. Averyt y M. Tignor y H.L. Miller (eds)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.
- Dettinger, M.D. and H.F. Díaz (2000): "Global characteristics of streamflow seasonality". *Journal of Hydrometeorology*, **1**, 289-310.
- Esteban-Parra, M.J., F.S. Rodrigo and Y. Castro-Díez (1998): "Spatial and temporal patterns of precipitation in Spain for the period 1880-1992", *International Journal of Climatology*, **18**, 1557-1574.
- Gámiz-Fortis, S.R., D. Pozo-Vázquez, M.J. Esteban-Parra and Y. Castro-Díez (2002): "Spectral characteristics and predictability of the NAO assessed through singular spectral analysis". *Journal of Geophysical Research*, **107**, 4685, doi:10.1029/2001JD001436.
- Gámiz-Fortis, S.R., D. Pozo-Vázquez, R.M. Trigo and Y. Castro-Díez (2008a): "Quantifying the Predictability of Winter River Flow in Iberia. Part I: Interannual Predictability". *Journal of Climate*, **21**, 2428-2502.
- Gámiz-Fortis, S.R., D. Pozo-Vázquez, R.M. Trigo and Y. Castro-Díez (2008b): "Quantifying the Predictability of Winter River Flow in Iberia. Part II: Seasonal Predictability". *Journal of Climate*, **21**, 2503-2518.
- Gámiz-Fortis, S.R., M.J. Esteban-Parra, D. Pozo-Vázquez and Y. Castro-Díez (2010): "Potential predictability of an Iberian river flow based on its relationship with previous winter global SST". *Journal of Hydrology*, **385**, 143-149.
- Gámiz-Fortis, S.R., M.J. Esteban-Parra, D. Pozo-Vázquez and Y. Castro-Díez (2011a): "Variability of the monthly European temperature and its association with the Atlantic sea-surface temperature from interannual to multidecadal scales". *International Journal of Climatology*, **31**, 2011-2140.
- Gámiz-Fortis, S.R., J.M. Hidalgo-Muñoz, D. Argüeso, M.J. Esteban-Parra and Y. Castro-Díez (2011b): "Spatial-temporal variability in Ebro river basin (NE Spain): global SST as potential source of predictability on decadal time scales". *Journal of Hydrology*, **409**, 759-775.
- Martín-Díaz, J. (2010): "Influencia de los patrones de variabilidad de baja frecuencia WeMO y NAO sobre el caudal de los ríos en Cataluña (1951-2000)". *Boletín de la AGE*, nº **54**, pp. 237-257.
- Scarsbrook, M.R., C.G. McBride, G.B. McBride and G.C. Bryers (2003): "Effects of climate variability on rivers: Consequences for long term water quality analysis.", *Journal of the American Water Resources Association*, **39**, 1378, doi:10.1029/2002GL016832.
- Trenberth, K.E., P.D. Jones, P. Ambenje, R. Bojariu, D. Easterling, A. Klein Tank, D. Parker, F. Rahimzadeh, J.A. Renwick, M. Rusticucci, B. Soden and P. Zhai (2007): "Observations: Surface and Atmospheric Climate Change", in Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, Cambridge University Press.
- Trigo, R.M. and C.C. DaCamara (2000): "Circulation weather types and their impact on the precipitation regime in Portugal", *International Journal of Climatology*, **20**, 1559-1581.
- Trigo, R.M., D. Pozo-Vázquez, T.J. Osborn, Y. Castro-Díez, S.R. Gámiz-Fortis and M.J. Esteban-Parra (2004): "North Atlantic Oscillation influence on precipitation, river flow and water resources in the Iberian Peninsula", *International Journal of Climatology*, **24**, 925-944.
- Vautard, R. and M. Ghil (1989): "Singular spectrum analysis: a toolkit for short, noisy chaotic signal". *Physica*, **D58**, 95-126.
- Vautard, R., P. Yiou and M. Ghil (1992): "Singular spectrum analysis: a toolkit for short, noisy chaotic signal". *Physica*, **D58**, 95-126.
- Burg, J.P. (1975): "Maximum entropy spectral analysis". *PH.D. Thesis, Stanford University*.
- Wilks, D.S. (1995): "Statistical Methods in the Atmospheric Sciences: An Introduction", *Academic Press*.

Aplicación de diferentes parametrizaciones de la capa límite atmosférica (ABL) en el sudoeste de la Península Ibérica

Application of different Atmospheric boundary layer (ABL) parameterizations in southwestern Iberian Peninsula

Hernández-Ceballos, M. A.⁽¹⁾, Adame, J. A.⁽²⁾, Bolívar, J. P.⁽¹⁾, De la Morena, B. A.⁽²⁾

⁽¹⁾I Departamento de Física Aplicada de la Universidad de Huelva. Facultad de Ciencias Experimentales, Campus de El Carmen, 21071, Huelva, miguelhceballos@gmail.com

⁽²⁾Departamento de Observación de la Tierra, Teledetección y Atmósfera. Área de Instrumentación e Investigación Atmosférica del Instituto Nacional de Técnica Aeroespacial (INTA) Estación de Sondeos Atmosféricos “El Arenosillo, 21130, Mazagón-Huelva.

SUMMARY

The atmospheric boundary layer (ABL) is the part of the troposphere that is directly influenced by the presence of the Earth's surface. The performance of four atmospheric boundary layer (ABL) schemes in reproducing the diurnal cycles of surface meteorological parameters (potential temperature, specific humidity and wind speed and direction) as well as the ABL structure and depth over a coastal area of southwestern Iberia was assessed using the mesoscale meteorological Weather Research and Forecasting (WRF) model. The results for each of the ABL schemes were compared to meteorological measurements for two selected periods, representative of the advection of SW-NW and NE synoptic flows. The standard configuration of the medium-range forecast (MRF) and the Yonsei University (YSU) ABL schemes were employed. Modified versions of each, in which the values of the bulk critical Richardson number ($Ricr$) and the coefficient of proportionality (b) were varied, were also used. The four ABL schemes compared were: 1) MRF-St ($Ricr = 0.5$; $b = 7.8$), 2) YSU-St ($Ricr = 0.5$; $b = 7.8$), 3) MRF-Mod ($Ricr = 0.25$; $b = 0.0$), and 4) YSU-Mod ($Ricr = 0.25$; $b = 0.0$). All parameterizations were found to yield satisfactory forecasting results for nearly all near-surface atmospheric variables, not having influence the modification in $Ricr$ and b . The YSU schemes overestimated and underestimated the maximum thermal and humidity values respectively. Similar temporal patterns of the diurnal variation in mixing height were generated by all parameterizations, but the YSU schemes generated higher heights overall. All parameterizations appeared to be optimal predictors of ABL structure, tended to produce a cold ABL during both periods, although the ABL was drier in the SW-NW flow and wetter in the NE flow.

1. INTRODUCCIÓN

The atmospheric boundary layer (ABL) is the part of the troposphere that is directly influenced by the presence of the Earth's surface, responding to changes in surface parameters within a time scale of one hour or less (Stull 1988). Physical parameters such as flow velocity, temperature and moisture exhibit rapid fluctuation in this layer as a result of transport processes (turbulence) generated by the warming and cooling of the ground in response to solar radiation. These fluctuations manifest in the diurnal variation in the ABL as well as in the temporal and spatial variation in the thickness of this layer, which ranges from hundreds of meters to a few kilometres.

Due to the importance of the ABL for the biosphere, including human life, the structure and temporal evolution of this layer has been a focus of environmental studies (Rao et al. 2003; Salmond and McKendry 2005; Zhang and Li 2011). Vertical profiles of mean wind velocity and the turbulent vertical exchange of momentum, heat and moisture (Emeis et al. 2004; Schäfer et al. 2006; 2008) have widely been analysed because these parameters affect near-surface pollutant concentrations. The influence of ABL behaviour on air pollutant concentrations is well documented (Helmiga et al. 2002; Badarinath et al. 2009).

A classical approach to understanding ABL characteristics involves the use of experimental data obtained from meteorological soundings (Franchito et al. 2007; Sempreviva et al. 2010). Unfortunately, these observations are restricted to stations at which launches occur frequently; i.e., these data provide limited spatial and temporal coverage. Therefore, it is desirable to develop a parameterisation that enables accurate modelling of ABL features at any location and for any time period.

The high-resolution Weather Prediction System (WPS) meteorological models are widely used in studies of the ABL. In these models, several possible ABL parameterisations have been

implemented (Tombrou et al. 2007) as a result of the progressive increase in the ability of researchers to produce an accurate description of the ABL. One example is the Yonsei University (YSU) scheme (Hong et al. 2006), which is based on a non-local-K scheme with an explicit entrainment layer and a parabolic K profile in an unstable mixed layer. Another example is the Mellor-Yamada-Janjic scheme (Janjic 1990; 1996; 2002), which is characterised by a one-dimensional prognostic turbulent kinetic energy scheme with local vertical mixing. The medium-range forecast (MRF) (Hong and Pan 1996) scheme, which is an older version of the YSU scheme, is characterised by implicit treatment of the entrainment layer as part of a non-local-K mixed layer. The asymmetrical convective model version 2 (ACM2) (Pleim 2007a) is a combination of the original ACM, a simple transilient model that was originally a modification of the Blackadar (BLA) convective model (Zhang and Anthes 1982; Grell et al. 1994) and an eddy diffusion model.

Considering this wide range of parameterisations, several studies have examined the reliability of different ABL schemes for various locations and meteorological scenarios. Wisse and Vilá-Guerau de Arellano (2004) studied the accuracy of several ABL schemes (MRF, BLA and Eta-Mellor-Yamada (ETA)) in predicting the development and evolution of a severe convective storm. Challa et al. (2009) compared the performance of the YSU and MYJ schemes in simulations of mesoscale circulation along the Mississippi Gulf coast. Molders and Krammb et al. (2010) tested various configurations of the MRF and MYJ schemes for a five-day cold weather period with multi-day inversions over interior Alaska. Dandou et al (2009) correlated the mixing heights obtained from ceilometer and sodar measurements with those simulated by the MRF, BLA, Gayno-Seaman (Shafran et al. 2000), Pleim-Xiu (Pleim and Chang 1992) and MRF-urban (Dandou et al. 2005) schemes for two sites near Munich on two days in spring and winter.

The southwestern Iberian Peninsula is a suitable region for the investigation of environmental problems involving secondary

chemical species (Adame et al. 2008; Sorribas et al. 2011), due to a combination of several factors. Both biogenic and anthropogenic sources of atmospheric emissions exist in the region (the anthropogenic sources include metropolitan areas with high population densities and industrial complexes). In addition, the complex orography (the Guadalquivir valley) and the meteorological conditions (high temperatures and solar radiation levels) of the region favour high air pollutant levels during certain periods. Improved knowledge of ABL behaviour in this region will help to improve the understanding of these atmospheric problems. However, studies of the ABL are currently lacking not only in this area but throughout the southern Iberian Peninsula.

The aim of the present study is to evaluate the performance of four different schemes in the characterisation of the ABL under two common meteorological scenarios in coastal southwestern Iberia: the arrival of SW-NW and NE synoptic flows. To achieve this objective, the predictions of the standard configurations of the MRF and YSU schemes, which have already been incorporated into the Weather Research and Forecasting (WRF) model, and modified versions of each of these based on variations in the values of the bulk critical Richardson number ($Ricr$) and the coefficient of proportionality (b), were compared with surface and profile observations from the coastal site of El Arenosillo in southwestern Spain.

2. STUDY AREA

Meteorological observations were obtained at El Arenosillo - Atmospheric Sounding Station (37.1 N, 6.7 W), belongs to the National Institute for Aerospace Technology (INTA) (Fig. 1a). El Arenosillo station is devoted to atmospheric observation and related research in areas such as meteorology, air pollution and solar radiation. It is located on the southwest coast of the Iberian Peninsula, at the edge of the European continent.

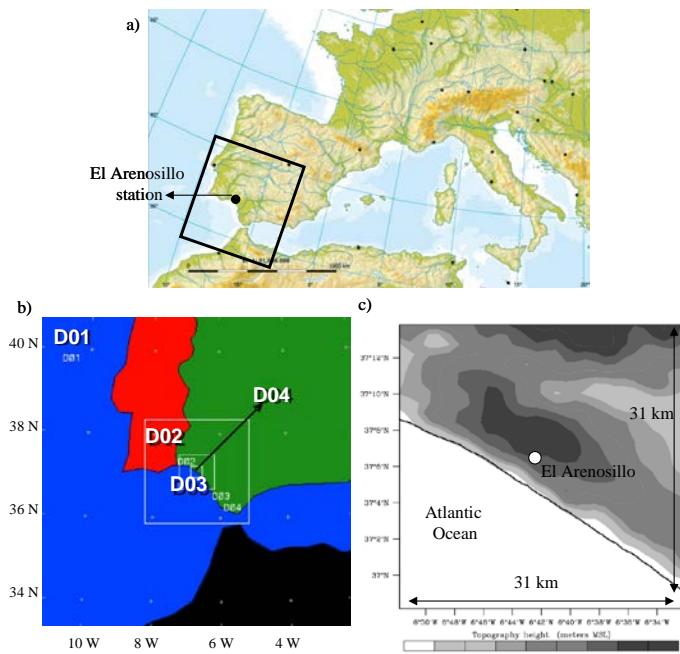


Figure 1 - a) Location of El Arenosillo station in southwestern Europe. **b)** The nest configuration of the four research domains (Lambert conformal projection). **c)** The orography of the inner domain with contour lines at 10-m intervals.

The observatory is located approximately to 1 km of the coastline (Fig. 1c) and is surrounded by a natural environment characterised by a uniform cover of pines (mainly Stone Pines, *Pinus pinea*, which are typically 5–10 m in height) and dry soils. Due to the relatively flat orography of the site, its facilities, its distance from industrial activities and the availability of a large meteorological

database, this station is a strategic location for meteorological studies (Adame et al. 2012).

3. WRF MODEL SET UP

The Weather Research and Forecasting (WRF) model was used in this study. This model is a next-generation mesoscale model designed for several applications including research, operational regional weather forecasting, data assimilation, parameterised-physics research, driving air quality models, atmosphere-ocean coupling and idealised simulations. The WRF model has been developed with multiple dynamic cores to support both research and operational applications. The specific version used in this study is the Advanced Research version of the WRF (ARW), which is based on an Eulerian mass dynamical core (Skamarock et al. 2008).

The WRF-ARW model consists of fully compressible nonhydrostatic equations, and its prognostic variables include the three-dimensional wind flow, potential temperature perturbations, geopotential, surface pressure, turbulent kinetic energy and scalars (including water vapour mixing ratio, cloudwater and others). The vertical coordinate of the model is terrain-following hydrostatic pressure (the eta coordinate) and the horizontal grid is the staggered Arakawa C-grid.

The initial and lateral boundary conditions for the outermost domain were obtained from 6-hourly global analyses supplied by the European Centre for Medium-Range Weather Forecast (ECMWF) numerical prediction model with a spatial resolution of $0.25^\circ \times 0.25^\circ$ (longitude x latitude) and 17 vertical pressure levels. Topographic information was obtained from the U.S. Geological Survey (USGS) global 30 arc-s elevation (GTOPO30) dataset (Bliss and Olsen 1996; Gesch and Larson 1996), which allowed optimal topographical representation of the study area (Fig. 1c). In addition, the USGS land use/land cover system was used to classify the physical properties of the surface (Anderson et al. 1976).

Four domains, interacting in a two-way nesting technique, centred at El Arenosillo station were defined (Fig. 1b). Each domain has the dimensions of a 31×31 grid, with the grid cell size decreasing from 27 km to 1 km (ratio of 3) from the largest to the smallest domain. The WRF model was built over a mother domain (D1) at a spatial resolution of 27 km. This domain covered the southwestern Iberian Peninsula, the western end of the Mediterranean Sea and a small area of northern Africa. The first nested domain (D2) had a spatial resolution of 9 km and covered the Strait of Gibraltar, southwestern Spain and southeastern Portugal. The third domain (D3), with a resolution of 3 km, was situated over the southern Huelva region, and the finest-scale domain (D4) covered the 31 km^2 area surrounding El Arenosillo observatory site.

The vertical levels were divided into 40 sigma (σ) layers from bottom to top, with a denser region of sigma levels in the lower atmosphere (27σ up to 2000 m). Table 1 shows the set of physics options used in the numerical simulations by the WRF model.

Table 1 - Details of the physics options used in the WRF model.

Domains	Four nested domains (Domains 1-4)
Dynamics	Primitive equation, nonhydrostatic.
Radiation	Dudhia (1989) scheme for short wave radiation, rapid radiative transfer model (RRTM) for long wave radiation.
Surface processes	5-layer soil diffusion scheme (Dudhia, 1996).
Boundary layer	MRF-St ($Ricr=0.5$; $b=7.8$), YSU-St ($Ricr=0.5$; $b=7.8$), MRF-Mod ($Ricr=0.25$; $b=0.0$) and YSU-Mod ($Ricr=0.25$; $b=0.0$).
Cumulus	A modified version of Kain and Fritsch (1990, 1993).
Sea surface temperature	ECMWF analysis data.

Two standard ABL parameterisations implemented in the WRF model were tested: the high-resolution non-local MRF (MRF) scheme and the Yonsei University (YSU) scheme. The YSU scheme is an updated and improved version of the MRF scheme (Hong and Pang 1996; Hong et al. 2006). The major difference between the MRF and YSU schemes is that the YSU scheme includes an explicit treatment of entrainment processes at the top of the ABL whereas entrainment is implicitly parameterised in the MRF scheme. The YSU scheme incorporates non-local momentum transport (for daytime) while the MRF scheme incorporates only local mixing. In addition, the two schemes use different definitions to determine ABL height internally. In the MRF scheme, the top of the ABL is defined as the level of the minimum flux within the inversion level, which is described as an implicit function of the bulk Richardson number, the horizontal wind speed and the virtual potential temperature. This function also approximates the growth of the daytime mixed layer and allows treatment of cases in which surface heat flux is weak as well as transitions between stable and unstable cases. The latter is achieved by relating the appropriate temperature near the surface to the temperature of thermals via the standard ‘countergradient’ flux correction for the unstable case (Troen and Mahrt 1986).

In contrast, in the YSU (Yonsei University) scheme, ABL height is defined based on the bulk Richardson number by a process of integration. In this scheme, ABL height corresponds to the critical bulk Richardson number and is obtained by linear interpolation between the two adjacent model levels. The critical bulk Richardson number is set at 0.5, and a revised non-local vertical diffusion scheme is applied in the model.

Because the different schemes define ABL height differently, one cannot judge the model performance for h directly. Of the existing methods to determine ABL depth (e.g., bulk Richardson number, potential temperature profile and eddy-viscosity), the present study used the vertical profile of potential temperature (θ) (Heffter 1980; Marsik et al. 1995). In particular, the top of the mixing layer was assumed to be the lowest inversion at which the potential temperature lapse rate is at a maximum. This method was used because the vertical resolution defined in this study (40 sigma levels) was sufficient to resolve ABL structure in detail and because of its validity in showing well-defined capping inversion under daytime convective conditions. Vogelegang and Holtslag (1996) noted that the use of $Ricr$ to compute ABL height generally yields accurate values over land but may result in high ABL height over water in high winds.

In both ABL schemes, the bulk critical Richardson number ($Ricr$) and the coefficient of proportionality (b) contribute to the determination of ABL height and thermal and humidity properties. The value of $Ricr$ determines the height at which continuous turbulence vanishes (considering both thermal and mechanical sources of turbulence), and the height at which the Richardson number (Rib) reaches $Ricr$ is taken as ABL height (Seibert et al. 2000). The b coefficient contributes to the computation of the countergradient term (Holtslag and Moeng 1991) and the scaled virtual temperature excess near the surface, which determines the value calculated for the temperature near the surface Hong and Pang (1996). The default values of these coefficients are $Ricr=0.5$ and $b=0.0$ in both the MRF and YSU schemes.

Considering the relevance of $Ricr$ and b in the determination of ABL height in both schemes, the sensitivity of the WRF model to changes in these two parameters was investigated here. Taking into account the results of Hong and Pang (1996), who found that increases in $Ricr$ and b had very little impact on ABL structure, the four ABL schemes compared in this study were: 1) MRF-St ($Ricr=0.5$; $b=7.8$), 2) YSU-St ($Ricr=0.5$; $b=7.8$), 3) MRF-Mod ($Ricr=0.25$; $b=0.0$), and 4) YSU-Mod ($Ricr=0.25$; $b=0.0$).

4. RESULTS

Two periods of 3 days were selected in order to investigate ABL behaviour during two of the most common meteorological scenarios in the region. The first period comprised 27–29 April 2008, which was representative of an intensive arrival of SW-NW winds. The second period covered 22–24 November 2008, in which NE flows were dominant over the area. To determine the behaviour of the ABL, data from three meteorological soundings, one performed on each of three consecutive days, were used. In addition, the surface values of the meteorological parameters (wind direction and speed, humidity, temperature and pressure) were measured at an elevation of 10 m above ground level (agl).

In each simulation, the preceding 24 hours were treated as spin-up time to accommodate the increases in grid length and the adjustment of the ABL processes to the different ABL parameters as well as to avoid problems related to adjustment of the large-scale flow according to the local topography, land use and other factors.

To determine the performance of each model configuration in the analysis of weather conditions for each scenario, the meteorological surface values and vertical profiles simulated for the inner domain were compared with empirical data collected at El Arenosillo. The root mean square error (RMSE) between the forecast and observed values of each surface variable (wind speed, potential temperature and specific humidity) was calculated. The bias score (BIAS), which measures the tendency of a model to systematically overestimate or underestimate a parameter, was also calculated (Jimenez-Guerrero et al. 2008). To analyse the performance of each ABL scheme with regard to wind direction, the minimum angular distance of wind direction was calculated using the criteria described in Farrugia et al. (2009).

4.1.- CASE 1: SW-NW SYNOPTIC FLOW (27–29 APRIL, 2008)

The scenario of synoptic flow from the SW or the NW is common in this region. This scenario is associated with the influence of high or low pressure centres located over the Atlantic Ocean (SW flows) or to the north of Iberian Peninsula (NW flows). At the beginning of the selected period, on 27 April 2008, the synoptic conditions were governed by the presence of a high-pressure system to the west of the Iberian Peninsula, which was progressively modified in its influence over this area by the southward movement from high latitudes of a low-pressure system on 28 April. At the end of the 3-day period, on 29 April, this low-pressure system had reached the northern Iberian Peninsula and was the dominant influence on the local meteorological conditions.

The hourly evolution of the observed surface meteorological conditions and the simulations of the four ABL schemes for the inner domain under these synoptic conditions are shown in Fig. 2.

The observed wind direction changed from W to NW over the 3-day period, and the daily maximum wind speed increased from 6 to 8 m s⁻¹. The potential temperature ranged from 295 to 282 K, with a clear daily cycle, and the specific humidity exhibited a decreasing trend within a range of 10–5 g kg⁻¹.

Regarding the simulations, in the case of wind direction, all four schemes accurately reproduced the observed temporal evolution. As mentioned in Section 2.4, the minimum angular distance was calculated, and this was found to range from -45° to 45°. The observed wind speed tended to be underestimated by the simulations during the daytime and overestimated at night, with high similarity between the two MRF schemes (MRF-St and MRF-Mod) and between the two YSU schemes (YSU-St and YSU-Mod). The statistical parameters tended to predict low values for wind speed (negative BIAS), but remarkably, the RMSE values were lower for the modified schemes in this case.

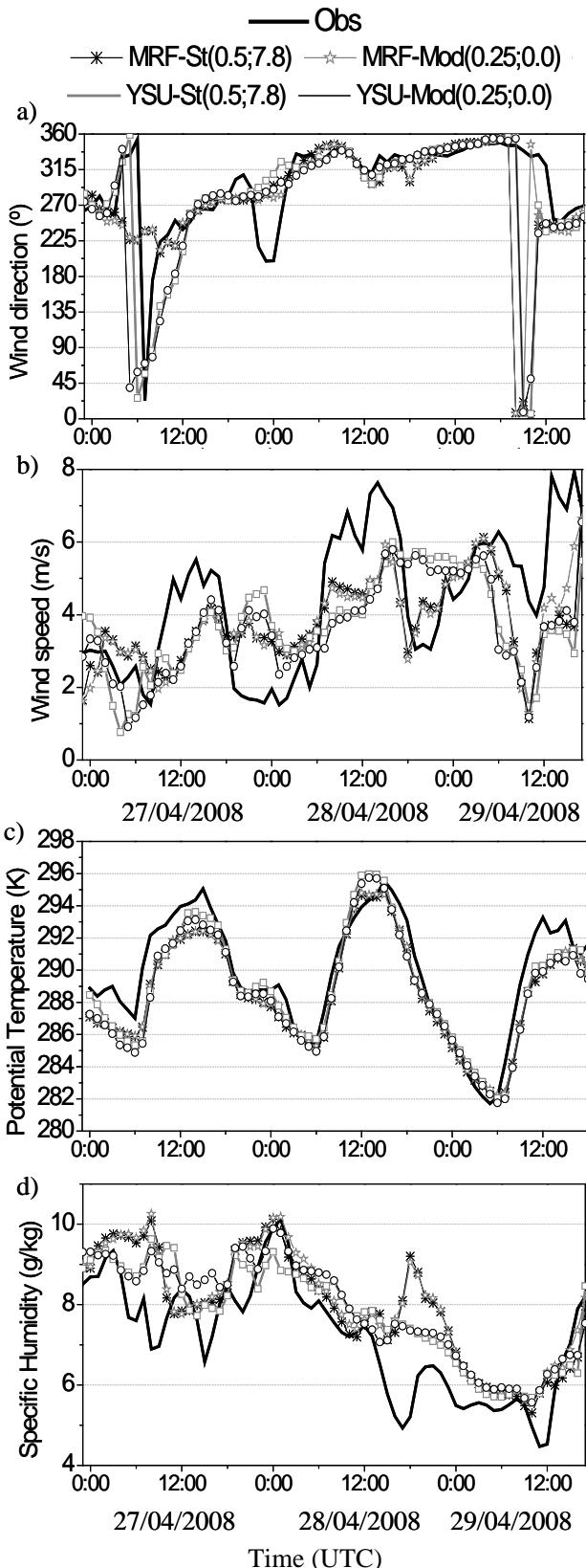


Figura 2 - Hourly evolution of observations (solid lines) and simulations (lines + symbols) using four ABL schemes (MRF-St, MRF-Mod, YSU-St and YSU-Mod) of a) potential temperature, b) specific humidity, c) wind direction and d) wind speed in the D4 domain from 27 April 2008 at 00:00 UTC to 29 April 2008 at 18:00 UTC.

All four schemes accurately reproduced the daily patterns of potential temperature but tended to underestimate the observed values (negative BIAS) by 0.80-1.20 K. The highest differences between the observed and predicted values occurred for the maximum daily potential temperature. Here, the results of the YSU

schemes were nearly 1 K higher than those of the MRF schemes. The simulated specific humidity values exhibited the decreasing trend that was observed in the empirical data, and similar evolutions were registered by the YSU and MRF schemes, but the differences between the predicted and the observed values were higher for this parameter than for potential temperature. In this case, the YSU schemes yielded lower RMSE values than did the MRF schemes, and the BIAS values indicated a general overestimation in the range of 0.61 to 0.91 g kg⁻¹.

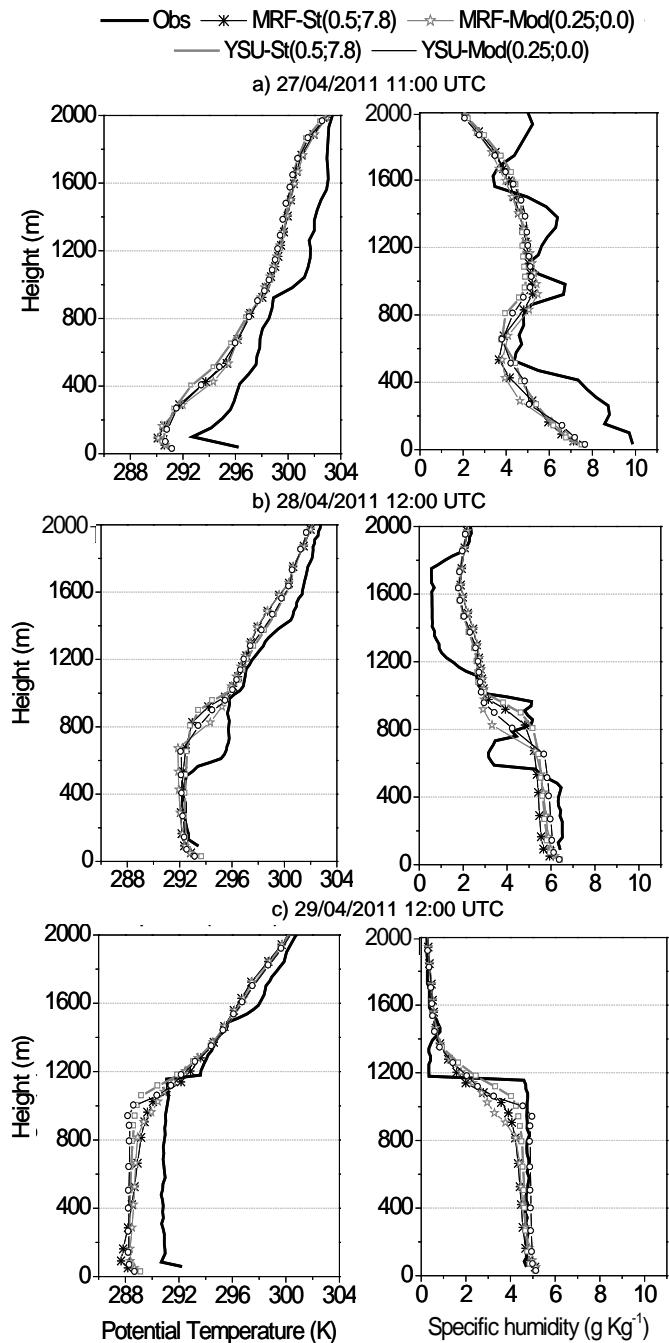


Figura 3 - Observations (solid lines) and simulations (lines + symbols) using the MRF-St, MRF-Mod, YSU-St and YSU-Mod schemes for vertical profiles of potential temperature and specific humidity for a) 11:00 UTC on 27 April, 2011, b) 12:00 UTC on 28 April, 2011 and c) 11:00 UTC on 29 April, 2011. d) Hourly evolution of the mixing layer height obtained from the simulations (lines + symbols) and from meteorological soundings (black points) for the period from 27 April, 2011 at 00:00 UTC to 29 April, 2011 at 18:00 UTC.

The vertical profiles of simulated potential temperature and specific humidity for the fine grid domain (D4) were compared with data from soundings performed on 27 April 2011 at 11:00 UTC and

on each of the subsequent two days at 12:00 UTC (Fig. 3). The observed temperature and humidity profiles were accurately simulated by all four schemes during stable morning conditions on 27 April, and the similarity in the profiles obtained for this time point by each of the ABL schemes was high (Fig. 3a). Temperature was generally underestimated by 2 to 4 K, and humidity was underestimated by 2-2.5 g kg⁻¹ up to 600 m agl and by lower amounts above this elevation. Greater differences among ABL schemes were observed in the profiles simulated for 28 April (Fig. 3b). In this case, the sounding data indicated a well-defined mixing boundary layer at a height of 500 m agl, which was clearly overestimated by all ABL schemes. The schemes varied in their determination of ABL height, with the highest value generated by the YSU-St scheme. However, all four ABL schemes accurately represented both temperature (minimal underestimation) and humidity (underestimation of less than 0.5 g kg⁻¹) profiles in the convective layer for this time point.

The empirical data for 29th April (Fig. 3c) showed a well-defined mixed boundary layer reaching a height of nearly 1200 m agl. The simulated results predicted a shallower, unstable layer. The differences between the predicted and observed potential temperature profiles for this time point were relatively high (underestimation of 2-3 K). The differences between the predicted and observed humidity profiles in the convective layer were not as high.

The mixing layer heights obtained in the simulations were similar to the observed values, with maximum differences of approximately 200 m. An overestimation of the ABL depth by the simulations was observed for the first two soundings, whereas better results were obtained for the third day. The results that agreed most closely with the observations were obtained using the MRF-Mod scheme.

4.2.- CASE 2: NE SYNOPTIC FLOW (22–24 NOVEMBER, 2008)

The arrival of NE flows in the study area is conditioned by the orographic characteristics of the region, specifically, the channelling effect that the Guadalquivir valley exerts on northerly winds. In the 3-day period from 22-24 November 2008, the synoptic conditions were characterised by an isobaric configuration with high and low pressure systems to the west and the east of the Iberian Peninsula respectively. A progressive westward movement of the low-pressure system was observed on 24 November, which increased the influence of this system over the Iberian Peninsula.

Under these synoptic conditions, NE flows were recorded during the first two days with occasional changes in wind direction toward the northwest and a constant wind speed of approximately 2-3 m s⁻¹ (Fig. 4). On the third day, a change in the prevailing wind occurred with the arrival of a northwestern flow at a speed closer to 4 m s⁻¹. Both the potential temperature and the specific humidity were characterised by well-defined cycles. The maximum value of temperature decreased on 24 November from 294 K to 290 K, and the specific humidity ranged between 3 and 7 g kg⁻¹.

A comparison between these meteorological observations and the results simulated using each of the four ABL schemes for this 3-day period is shown in Fig. 4.

All of the simulated results correctly represented the observed variation in wind direction. No large differences among the simulated results were observed, and in general, only a short delay was observed in the simulations of the abrupt changes in wind direction. The minimal angular distance ranged from 20° to -45°. For the same period, the wind speeds predicted by the simulations were systematically higher than the observed wind speeds (positive BIAS of 2.25-2.85 m s⁻¹), regardless of which ABL parameterisations were used. The patterns of temporal evolution in wind speed obtained using the MRF and YSU schemes were similar. The RMSE values for wind speed were between 2.46 and 2.91 m s⁻¹ and were highest for the YSU schemes.

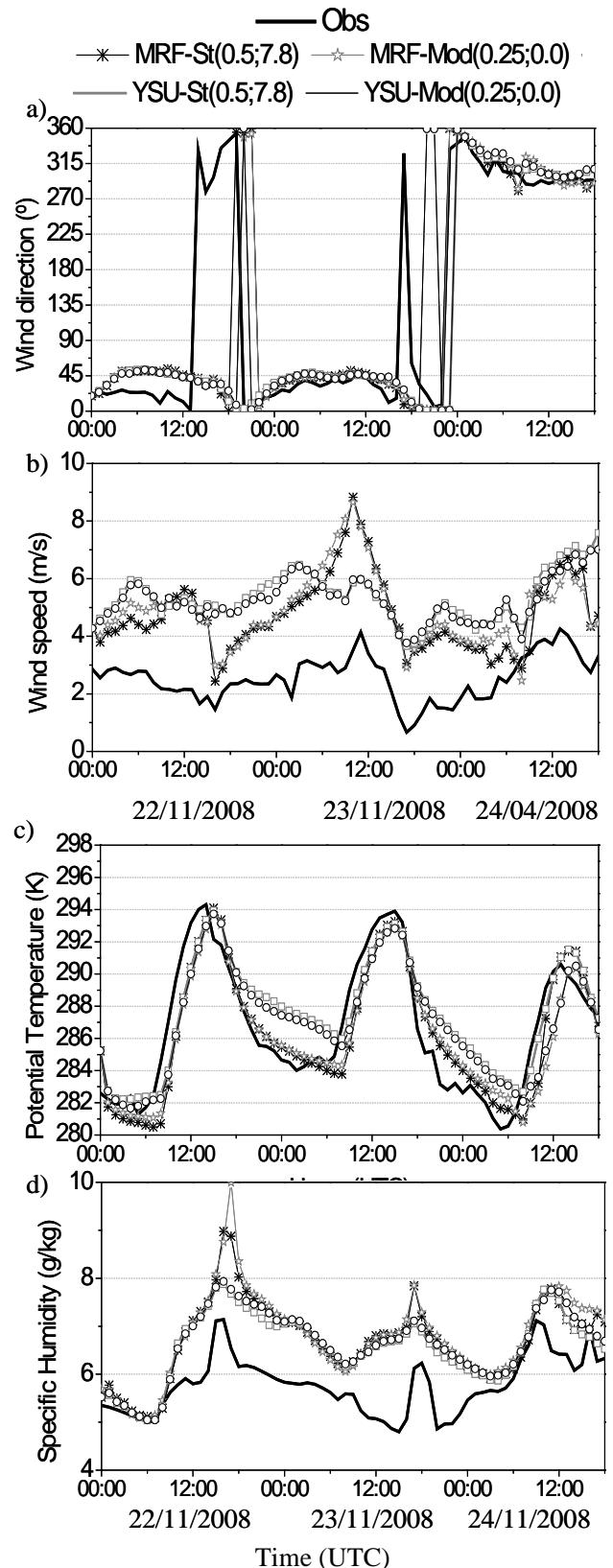


Figure 4 - Hourly evolution of observations (solid lines) and simulations (lines + symbols) using four ABL schemes (MRF-St, MRF-Mod, YSU-St and YSU-Mod) of a) potential temperature, b) specific humidity, c) wind direction and d) wind speed in the D4 domain from 22 November 2008 at 00:00 UTC to 24 November 2008 at 18:00 UTC.

In the case of potential temperature, the predicted evolution was similar to the observed pattern, particularly with respect to the daily peak values. However, some differences were registered in the transition periods, for which the YSU parameterisations yielded

higher values than did the MRF schemes. The range of RMSE values for the MRF schemes (1.75-1.97 K) was lower than that for the YSU schemes (2.16-2.22 K). A slight underestimation was generated by the MRF schemes (-0.31,-0.43 K) and a slight overestimation was generated by the YSU schemes (0.39,0.90 K).

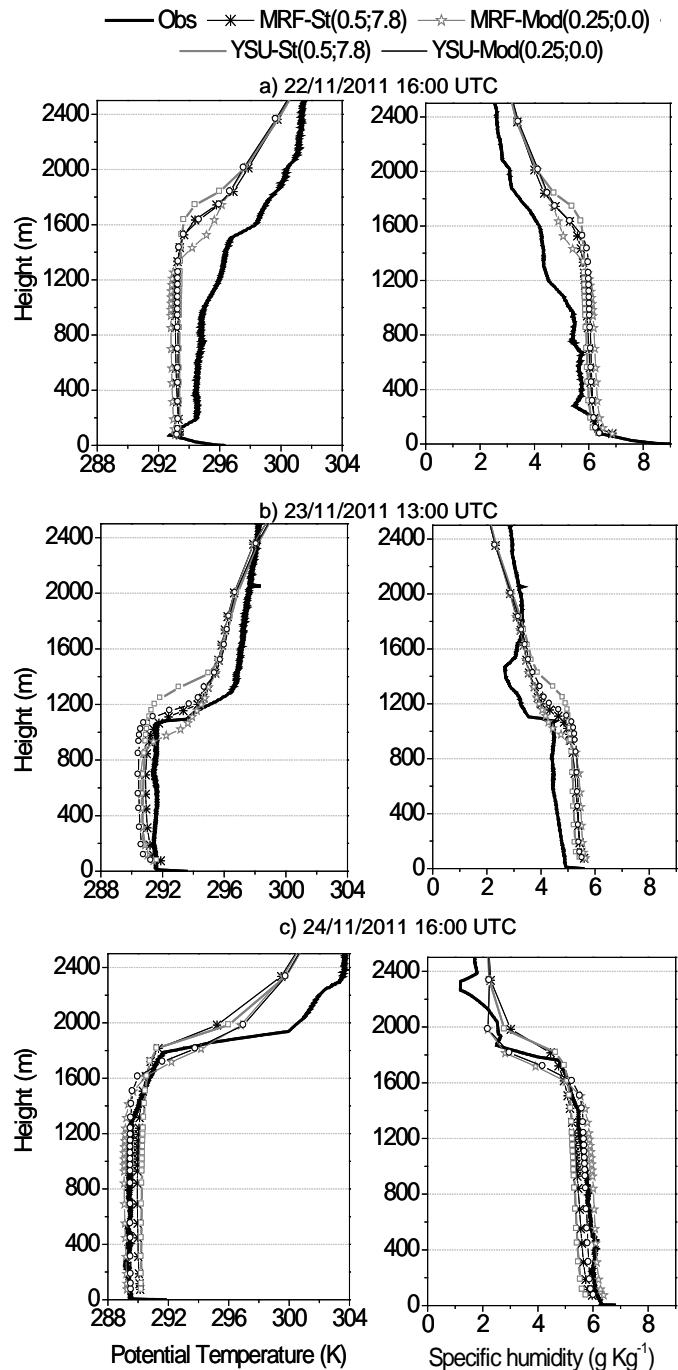


Figure 5 - Vertical profiles of potential temperature and specific humidity based on observations (solid lines) and model simulations (lines + symbols) using the MRF-St, MRF-Mod, YSU-St and YSU-Mod schemes for a) 16:00 UTC on 22 November, 2008, b) 13:00 UTC on 23 November 2008 and c) 16:00 UTC on 24 November 2008. d) Hourly evolution of the mixing layer height obtained from the simulations (solid line) and from meteorological soundings (black points) for the period from 22 November 2008 at 00:00 UTC to 24 November 2008 at 18:00 UTC.

The simulated results for specific humidity appropriately represented the observed temporal evolution of this parameter, and all four parameterisations yielded similar results. The simulations generally overestimated the observed values (a positive BIAS of 0.81 to 0.99 g kg⁻¹), and the highest discrepancy was observed in the simulation of maximum daily values using the MRF schemes.

Higher RMSE values were obtained for the MRF schemes (1.16-1.13 g kg⁻¹) than for the YSU schemes (1.03-0.96 g kg⁻¹).

Fig. 5 compares the simulated potential temperature and specific humidity profiles for the fine grid domain (D4) with sounding observations recorded on 22 November at 16:00 UTC, 23 November at 13:00 UTC and 29 November at 16:00 UTC. The profiles modelled using all four ABL schemes were in good agreement concerning the definition of the convective layer. For the first two days, the temperature (1-2 K) was underestimated and the humidity (1 g kg⁻¹) was overestimated, but for the third day, the simulations yielded slightly lower temperatures (0.5-1 K) and higher humidity values (0.5 g kg⁻¹).

The mixing depth structures observed on the second and third days and the associated mixing layer heights (approximately 1100 m agl and 1700 m agl, respectively) were well simulated by the model. However, for the first day, the simulation yielded a mixing layer height of 1600 m agl whereas with the empirical data indicated a stable layer. The simulated capping inversion obtained for each day ranged from relatively high values generated using the YSU-St scheme to lower values generated using the MRF-Mod scheme. The MRF-St and YSU-Mod schemes yielded similar, intermediate height values.

The maximum differences between the model simulations of ABL height based on the four schemes were lower than 100 m. The YSU-Mod and MRF-St predictions exhibited the strongest agreement with the observed ABL height for the first two days, whereas for the last day, the YSU-St and MRF-St schemes generated the best approximations to the observed mixing height.

5. DISCUSSION

The comparative study presented here analysed the performance of four ABL parameterisations in the simulation of surface conditions under two contrasting meteorological scenarios. According to the statistical results (RMSE and BIAS), the degree of agreement between the observations and the model predictions was similar to that obtained in previous works (Jimenez-Guerrero et al. 2008; Challa et al. 2009; Papanastasiou et al. 2010).

However, differences in the simulation results depending on the ABL schemes used were observed for both meteorological scenarios. In the case of potential temperature, the simulations displayed a statistical tendency to underestimate the observed values, similar to that observed in mesoscale meteorological models (Zhang and Zheng 2004). However, simulation results for the temporal evolution of potential temperature differed between models run using MRF schemes and those run using YSU schemes. The highest discrepancies were observed in the daily maximum values for the SW-NW flow scenario and in nighttime values for the NE flow scenario, but in both scenarios, the warmest values were obtained using the YSU schemes. For specific humidity, although similar values and patterns of evolution were obtained using both MRF and YSU schemes in each scenario, the YSU schemes generated lower maximum values in some cases.

Overall, the YSU schemes exhibited a tendency to generate higher temperature predictions and lower humidity predictions. This behaviour could be related to the impact that different meteorological conditions have on the ABL parameterisations. In this case, the flows analysed represent a maritime influence in the first case (wind from the SW-NW) and a continental influence in the second case (wind from the NE). The YSU schemes include an additional parameter to determine the thermal excess and produce larger values for the magnitude of the diffusion coefficients because the maximum value of K is larger by a factor of 1.2 in the YSU PBL than in the MRF PBL.

In the case of wind speed, differences between the predictions generated using the different ABL schemes were found for both periods. Most notably, the YSU schemes registered higher variation in surface wind speed than did the MRF schemes. This could be associated with differences in the formulation of the schemes, in

particular, the fact that the YSU schemes use a non-local momentum transport in diurnal time whereas the MRF schemes use only local mixing. The results displayed a tendency to underestimate and overestimate the observed wind speeds in the SW-NW and NE flow scenarios, respectively. This difference could be related to the observed daily evolution of wind speed, as a well-marked daily cycle was observed for the SW-NW flows and relatively homogeneous values were observed for the NE flows. The best approximation for the SW-NW flow scenario was in agreement with Zhang and Zheng (2004), in which the optimal reproduction of the surface temperature was strongly correlated with a good approximation of the wind speed phase when the diurnal cycle of continental wind speed was approximately in phase with the thermal cycle (Dai and Deser 1999). These results were in contrast with those obtained by Steeneveld et al. (2011), who found the largest differences between WRF-YSU and MRF results for nighttime during strong winds.

The results for the potential temperature and specific humidity profiles showed that both the MRF and YSU schemes appear to be optimal predictors of ABL structure. The two schemes generated similar thermal and humidity properties for the convective layer and logical differences in the determination of ABL height, although the maximum differences between the simulated and observed ABL heights ranged between 100 and 200 m.

The MRF schemes produced a more stable boundary layer, whereas the YSU schemes generated a relatively well-mixed ABL structure. The simulations produced a cold bias of nearly 2 K, and the simulated ABL tended to be drier in the SW-NW flow period and wetter in the NE flow period. These results are somewhat at odds with those of Pleim (2007b) and Thompson (2010, personal communication), who noted that the MRF and YSU schemes produce a dry and warm ABL. In the current study, it was also observed that compared to the MRF-St scheme, the YSU-St scheme produced a colder surface layer in the early hours and a warmer surface layer in the later hours of the day, in agreement with Hong and Pang (2006).

The results also indicated that a reduction in the value of the b coefficient resulted in lower simulated thermal properties. This is due to the influence of b on the determination of excess surface temperature determination and the resulting effect of variation in this parameter on the potential temperature in the convective boundary layer. This result is in agreement with theoretical predictions (Hong and Pang, 2006) that enhanced b coefficient values will increase the simulated temperatures in the convective boundary layer. In the current study, contrasting meteorological conditions did not influence this behaviour.

Differences between the ABL schemes were also observed in terms of the temperature near the inversion layer. The top of the ABL was slightly lower in the MRF simulations than in the YSU simulations, reflecting a difference in the formulation of the two schemes, and in particular, the inclusion of an explicit treatment of entrainment processes at the top of the ABL in the YSU scheme. Within this general trend, the predictions of the two schemes differed more under the arrival of NE flows than under the arrival of SW-NW flows. This could be related to the fact that relatively homogeneous thermal and humidity properties are associated with marine flows.

The simulated profiles indicated that modification of the value of R_{icr} resulted in variation in the predicted ABL depth. Regardless of the parameterisation used, the simulated mixing height was higher for $R_{icr}=0.5$ than for $R_{icr}=0.25$. This is because a higher R_{icr} value is associated with a greater degree of stability and the ABL height is incremented in this situation. This also means that when R_{icr} is lower, the simulated profiles are colder and wetter compared to the empirical results in the convective boundary layer but warm and dry at the top due to an increase in the warm air at the top of the ABL. The removal of the countergradient term, indicated by $b=0$, generated a lower boundary layer depth, as was also observed in Hong et al. (1996), because this term neutralises the gradient by

cooling the lower portion of the ABL and warming the upper portion.

Regarding diurnal variation in the mixing height in response to daily variation in heat fluxes, both the YSU and MRF ABL schemes realistically simulated the growth and decay of the mixed layer. However, some temporal variation between the two schemes was observed. Although the YSU and MRF schemes simulated similar heights in the morning, the height simulated using the YSU scheme was higher than that simulated using the MRF scheme after midday. The YSU schemes also generated higher nighttime mixing heights, in agreement with the results of Hong and Pang (2006).

The analysis of diurnal variation in the mixing height indicated a further difference between the MRF and YSU parameterisations. When the mixing height was well defined, the ABL depth evolution obtained using the YSU parameterisation with $R_{icr}=0.25$ was similar to that obtained using the MRF scheme with $R_{icr}=0.5$. This result is consistent with that obtained by Hong and Pang (2006), who found that relative to the MRF scheme, the YSU scheme increases the height of the ABL when convection is generated by thermal processes and decreases this height when convection is induced by mechanical processes.

Taking into account this set of results, the most realistic simulation of the observed meteorological conditions was obtained using the MRF ABL parameterisation with the lowest values of R_{icr} and b coefficients tested (0.25 and 0.0, respectively). This configuration is similar to that used in Borge et al. (2008), in which the WRF-ARW model was tested over the Iberian Peninsula using a R_{icr} value of 0.3.

REFERENCES

- Adame, JA., A. Lozano, JP. Bolívar, B. De la Morena, J. Conterras, F. Godoy (2008): "Behaviour, distribution and variability of surface ozone at an arid region in the South of Iberian Peninsula (Seville, Spain)". *Chemosphere*, **70**, 841-849.
- Adame, JA., MA. Hernández-Ceballos, JP. Bolívar, B. De la Morena (2012): "Assessment of an air pollution event in the southwestern Iberian Peninsula". *Atmos Environ*, 10.1016/j.atmosenv.2012.03.010.
- Anderson, JR., EE. Hardy, JT. Roach, RE. Witmer (1976): "A land use and land cover classification system for use with remote sensor data". U.S. Geological Survey Professional Paper, 964, 41 pp.
- Badarinath, KVS., AR. Sharma, SK. Kharol, VK. Prasad (2009): "Variations in CO, O₃ and black carbon aerosol mass concentrations associated with planetary boundary layer (PBL) over tropical urban environment in India". *J Atmos Chem*, **62**, 73-86.
- Bliss, NB., and LM. Olsen (1996): "Development of a 30-arcsecond digital elevation model of South America". Proc. Pecora 13th Symp. Human Interactions with the Environment— Perspectives from Space, 13th, Sioux Falls, South Dakota, August 20-22, Proceedings: Bethesda, Maryland, American Society of Photogrammetry and Remote Sensing.
- Borge, R., V. Alexandrov, JJ. del Vas, J. Lumbreiras, E. Rodríguez (2008): "A comprehensive sensitivity analysis of the WRF model for air quality applications over the Iberian Peninsula". *Atmos Environ*, **42**, 8560-8574.
- Challa, VS., J. Indracanti, MK. Rabarison, C. Patrick, JM Baham, J. Young, R. Hughes , MG. Hardy, SJ. Swanner, A. Yerramilli (2009): "A simulation study of mesoscale coastal circulations in Mississippi Gulf coast". *Atmos Res*, **91**, 9–25.
- Dai, A., and C. Deser (1999): "Diurnal and semidiurnal variations in global surface wind and divergence field". *J Geophys Res*, **31**, 109- 125.
- Dandou, A., M. Tombrou, E. Akylas, N. Soulakellis, E. Bossoli (2005): "Development and evaluation of an urban parameterization scheme in the Penn State/NCAR Mesoscale Model (MM5)". *J Geophys Res*, **110**:D10102.
- Dandou, A., M. Tombrou, K. Schäfer, S. Emeis, AP. Protonotariou, E. Bossoli, N. Soulakellis, P. Suppan (2009): "A Comparison Between Modelled and Measured Mixing-Layer Height Over Munich". *Boundary-Layer Meteorol*, **131**, 425–440.
- Emeis, S., C. Münkel, S. Vogt, WJ. Müller, K. Schäfer (2004): "Atmospheric boundary-layer structure from simultaneous SODAR, RASS, and ceilometer measurements". *Atmos Environ*, **38**, 273-286.
- Emery, CA., E. Tai, and G. Yarwood (2001): "Enhanced Meteorological Modeling and Performance Evaluation for Two Texas Ozone Episodes". Prepared for the Texas Natural Resource Conservation Commission. ENVIRON International Corporation, Novato, CA, 235 pp.
- Farrugia, PS., JL. Borg, and A. Micallef (2009): "On the algorithms used to compute the standard deviation of wind direction". *J Appl Meteorol Climatol*, **48**, 2144-2151.
- Franchito, SH., V. Brahmaanda, TO. Oda, JC. Conforte (2007): "An observational study of the evolution of the atmospheric boundary-layer over Cabo Frio, Brazil". *Ann Geophys*, **25**, 1735–1744.
- Grell, GA., J. Dudhia, and D. Stawffer (1994): "A description of the fifth-generation Penn state/NCAR mesoscale model (MM5)". NCAR technical note, NCAR/TN-398 +STR, National Centre for Atmospheric Sciences, Boulder, CO, 138 pp.
- Gesch, DB, and KS. Larson (1996): "Techniques for development of global 1-kilometer digital elevation models". Proc. Pecora 13th Symp. Human Interactions with the Environment— Perspectives from Space, 13th, Sioux Falls, South Dakota, August

- 20-22, Proceedings: Bethesda, Maryland, American Society of Photogrammetry and Remote Sensing.
- Heffter, JL. (1980): "Transport layer depth calculations". In: Proceedings of the 2nd joint conference on applications of air pollution modelling. *American Meteorological Society*, pp 787–791.
- Helmiga, D., J. Boulter, D. Davida, JW. Birksa, NJ. Cullena, K. Steffena, BJ. Johnsb, SJ. Oltmansb (2002): "Ozone and meteorological boundary-layer conditions at Summit, Greenland, during 3–21 June 2000". *Atmos Environ*, **36**, 2595–2608.
- Hong, SY. And H-L. Pan (1996): "Nonlocal boundary layer vertical diffusion in a medium-range forecast model". *Mon Wea Rev*, **124**, 2322–2339.
- Hong, S-Y., Y. Noh, and J. Dudhia (2006): "A new vertical diffusion package with an explicit treatment of entrainment processes". *Mon Wea Rev*, **134**, 2318–2341.
- Holtslag, AAM., and C-H. Moeng (1991): "Eddy diffusivity and countergradient transport in the convective atmospheric boundary layer". *J Atmos Sci*, **48**, 1690–1698.
- Janjic, ZI. (1990): "The step-mountain coordinate: physical package". *Mon Wea Rev*, **118**, 1429–1443.
- Janjic, ZI. (1996): "The surface layer in the NCEP Eta Model". Eleventh Conference on Numerical Weather Prediction, Norfolk, VA, 19–23 August; Amer. Meteor. Soc., Boston, MA, 354–355.
- Janjic, ZI. (2002): "Nonsingular Implementation of the Mellor–Yamada Level 2.5 Scheme in the NCEP Meso model". NCEP Office Note, No. 437, 61 pp.
- Jiménez-Guerrero, P., O. Jorba, JM. Baldasano, S. Gassó (2008): "The use of a modelling system as a tool for air quality management: Annual high-resolution simulations and evaluation". *Sci. Total Environ*, **390**, 323–340.
- Mölders, N., and G. Krammb (2010): "A case study on wintertime inversions in Interior Alaska with WRF". *Atmos Res*, **95**, 314–332.
- Marsik, FJ., KW. Fischer, TD. McDonald, PJ. Samson (1995): "Comparison of methods for estimating mixing height used during the 1992 Atlanta field intensive". *J Appl Meteorol*, **34**, 1802–1814.
- Papanastasiou, DK., D. Melas, and I. Lissaridis (2010): "Study of wind field under sea breeze conditions; an application of WRF model". *Atmos Res*, **98**, 102–117.
- Pleim, JE., and JS. Chang (1992): "A non-local closure model for vertical mixing in the convective boundary layer". *Atmos Environ*, **26**, 965–981.
- Pleim, JE. (2007a): "A combined local and non-local closure model for the atmospheric boundary layer. Part I: Model description and testing", *J Appl Meteor Climatol*, **46**, 1383–1395.
- Pleim, J. (2007b): "A combined local and non-local closure model for the atmospheric boundary layer. Part II: Application and evaluation in a mesoscale meteorological model". *J Appl Meteor Climatol*, **46**, 1396–1409.
- Rao, ST., J-Y. Ku, S. Berman, K. Zhang, H. Mao (2003): "Summertime Characteristics of the Atmospheric Boundary Layer and Relationships to Ozone Levels over the Eastern United States". *Pure appl geophys*, **160**, 21–55.
- Salmond, JA., and IG. McKendry (2005): "A review of turbulence in the very stable nocturnal boundary layer and its implications for air quality". *Prog Phys Geog*, **29**, 171–188.
- Schäfer, K., S. Emeis, H. Hoffmann, C. Jahn (2006): "Influence of mixing layer height upon air pollution in urban and sub-urban area". *Meteorol Z*, **15**, 647–658.
- Schäfer, K., A. Harbusch, S. Emeis, P. Koepke, M. Wiegner (2008): "Correlation of aerosol mass near the ground with aerosol optical depth during two seasons in Munich". *Atmos Environ*, **42**, 4036–4046.
- Seiberta, P., F. Beyrichb, S-E. Gryningc, S. Joffred, A. Rasmussen, P. Tercierf (2000): "Review and intercomparison of operational methods for the determination of the mixing height". *Atmos Environ*, **34**, 1001–1027.
- Sempreviva, AM., ME. Schiano, S. Pensieri, A. Semedo, R. Tome, R. Bozzano, M. Borghini, F. Grasso, LL. Soerensen, J. Teixeira, C. Transerici (2010): "Observed development of the vertical structure of the marine boundary layer during the LASIE experiment in the Ligurian Sea". *Ann Geophys*, **28**, 17–25.
- Shafran, PC., NL. Seaman, and GA. Gayno (2000): "Evaluation of numerical predictions of boundary layer structure during the lake Michigan ozone study". *J Appl Meteorol*, **39**, 412–426.
- Skamarock, WC., JB. Klemp, J. Dudhia, DO. Gill, DM. Barker, W. Wang, JG. Powers (2005): "A description of the Advanced Research WRF Version 2". NCAR Tech Notes-468+STR.
- Sorribas, M., BA. De la Morena, B. Wehner, JF. López, N. Prats, S. Mogo, A. Wiedensohler, VE. Cachorro (2011): "On the sub-micron aerosol size distribution in a coastal-rural site at El Arenosillo Station (SW-Spain)". *Atmos Chem Phys*, **11**, 11185–11206.
- Steeneveld, GJ., LF. Tolk, AF. Moene, OK. Hartogensis, W. Peters, AAM. Holtslag (2011): "Confronting the WRF and RAMS mesoscale models with innovative observations in the Netherlands: Evaluating the boundary layer heat budget". *J Geophys Res*, **116**.
- Stull, RB. (1988): "An Introduction to Boundary Layer Meteorology". Kluwer Academic Publishers. Dordrecht, 1-3pp.
- Tombrou, M., A. Dandou, C. Helmis, E. Akylas, G. Angelopoulos, H. Flocas, V. Assimakopoulos, N. Soulakellis (2007): "Model evaluation of the atmospheric boundary layer and mixed-layer evolution". *Boundary-Layer Meteorol*, **124**, 61–79.
- Troen, IB., and L. Mahr (1986): "A simple model of the atmospheric boundary layer: sensitivity to surface evaporation". *Boundary-Layer Meteorol*, **37**, 129–148.
- Vogelezang, DHP., and AAM. Holtslag (1996): "Evaluation and model impacts of alternative boundary-layer height formulations." *Boundary-Layer Meteorol*, **81**, 245–269.
- Wisse, JSP., and J. Vilá-Guerau de Arellano (2004): "Analysis of the role of the planetary boundary layer schemes during a severe convective storm". *Ann Geophys*, **22**, 1861–1874.
- Zhang, Q., and H. Li (2011): "A study of the relationship between air pollutants and inversion in the ABL over the city of Lanzhou". *Adv Atmos Sci*, **28**, 879–886.
- Zhang, D., and RA. Anthes (1982): "A high-resolution model of the planetary boundary layer: sensitivity tests and comparisons with SESAME-79 data". *J Appl Meteorol*, **21**, 1594–1609.
- Zhang, DL., and WZ. Zheng (2004): "Diurnal cycles of surface winds and temperatures as simulated by five boundary layer parameterizations". *J Appl Meteorol*, **43**, 157–169.

Episodios de alta concentración de SO₂ en el área industrial-urbana de Huelva (2006-2010).

Events of high concentrations of SO₂ in the industrial-urban area of Huelva (2006-2010).

M. D. Valentí-Pía⁽¹⁾, J. A. Adame⁽¹⁾, M. Gil-Ojeda⁽¹⁾ y B. A. de la Morena⁽¹⁾

⁽¹⁾ Estación de Sondeos Atmosféricos ‘El Arenosillo’, Área de Investigación e Instrumentación Atmosférica, Instituto Nacional de Técnica Aeroespacial (INTA). Crta. Huelva-Matalascañas, km 34. 21130. Mazagón-Huelva (valentipmd@inta.es).

SUMMARY

The SO₂ hourly values collected in the industrial-urban area of Huelva during the period from 2006 to 2010 have been analysed. SO₂ data have been registered in air quality stations using instruments based on the technique of fluorescence in the UV. Statistical parameters have been obtained from hourly values as well as the monthly and daily variations. Maximum values can exceed 100 µg m⁻³ while the mean values were ~ 7 µg m⁻³. The monthly evolution shows no clear trends with different variations according to the air quality station. The highest mean concentrations have been obtained in spring months at two stations while in summer were recorded in other two and finally in winter another one. The daily cycle was characterized by the highest concentrations around noon whereas the rest of the day are measured low and constant values. Finally, a criterion to identify situations with high SO₂ concentrations has been applied. Two cases of typical SO₂ events have been shown. The SO₂ episodic occurs in the Huelva area under mesoscale processes. The concentrations registered could be attributed to the both low dispersion horizontal and mixing vertical as well as the direct impact of the industrial emissions in the urban Huelva area.

1. INTRODUCCIÓN

El dióxido de azufre (SO₂) es emitido a la atmósfera por procesos naturales y antropogénicos. Las principales fuentes naturales de SO₂ son las emisiones volcánicas, las procedentes de los océanos y las emisiones biogénicas. Entre las fuentes de emisión de SO₂ antropogénicas se encuentran: el refinamiento de petróleo, el procesamiento de mineral para la obtención de cobre, zinc y plomo y la producción de cemento y pasta maderera. Otras fuentes de menor importancia son la combustión de gas natural, la calefacción doméstica y los automóviles, buques y aeronaves, estas últimas en menor medida.

Además de las mencionadas anteriormente, la principal fuente antropogénica de emisión de SO₂ es la combustión de carbón y fuel-oil, actividad realizada mayoritariamente en las centrales térmicas. En la actualidad estas centrales emplean principalmente gas natural, y por tanto, emiten menos SO₂. Sin embargo, a pesar de que en los últimos 20 años las emisiones de SO₂ han ido disminuyendo, gracias a la implantación de nuevas tecnologías y a la aplicación de medidas de control de la calidad del aire, existen zonas en las que la contaminación sigue siendo elevada (OSE, 2006).

Existen numerosos artículos relacionados con las emisiones de SO₂ y sus impactos tanto en la salud humana (Ware et al., 1981; Folinsbee, 1992; Dab et al., 1996), los ecosistemas (Granados et al., 2010; Likens et al., 1996) como en los materiales de construcción (Haneef et al., 1992). Asimismo, se han realizado estudios específicos del comportamiento de esta sustancia en España (Saiz-López et al., 2009; Adame et al., 2012c).

Mediante este trabajo se pretende determinar los niveles de concentración de SO₂ en la provincia de Huelva durante el periodo 2006-2010 a partir de los registros de cinco estaciones. Así como examinar la evolución de dichas concentraciones, tanto mensual como diariamente. Además, se han identificado situaciones episódicas o de alta concentración y analizado los escenarios meteorológicos bajo los cuales se producen.

2. DESCRIPCIÓN DEL ÁREA, BASES DE DATOS E INSTRUMENTACIÓN

2.1. Descripción del área

El área de estudio es el entorno urbano-industrial de Huelva, el cual se ubica en el SW de la Península Ibérica. Huelva tiene una población de 149.310 habitantes (INE, 2010). La provincia de

Huelva se sitúa entre los ríos Guadiana y Guadalquivir, abierta al Atlántico y ubicada en el Golfo de Cádiz.

La meteorología de la zona de interés está fuertemente condicionada por sus características orográficas. Los escenarios meteorológicos pueden estar gobernados por situaciones sinópticas y por procesos de mesoscala, brisa costera. Estos escenarios han sido estudiados ampliamente en los últimos años (Adame et al., 2010ab, Hernández-Ceballos et al., 2012). En los alrededores de la ciudad de Huelva se ubican tres importantes complejos industriales. El polígono de Tartessos, a 6 km al NE de la ciudad, dedicado fundamentalmente a la industria papelera, el de Punta del Sebo, a 2 km al S, con industrias transformadoras de fosfatos, fundición de cobre y producción de energía eléctrica. Finalmente, el de Nuevo Puerto, a 5 km al SE, cuya actividad principal es la transformación de productos derivados del petróleo. Estas actividades industriales son fuentes emisoras de SO₂. Según el Registro Estatal de Emisiones y Fuentes Contaminantes (EPER, <http://www.ptr-es.es>), las emisiones de SO₂ han ido disminuyendo en los últimos años (Figura 1), con una reducción desde el 2006 al 2010 de un 44.2 %.

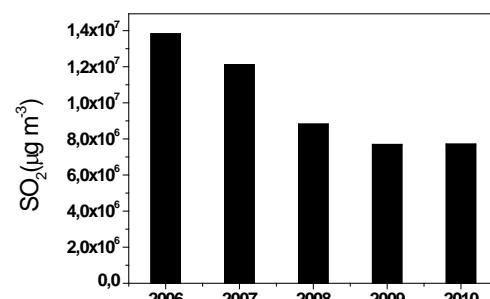


Figura 1- Emisión anual de SO₂ por las actividades industriales en la provincia de Huelva en el periodo 2006-2010 Fuente: (<http://www.ptr-es.es>) (Annual emission of sulfur oxides in the province of Huelva in the period 2006-2010 From: (<http://www.ptr-es.es>))

2.2. Base de datos e instrumentación

Para realizar el estudio se ha utilizado los registros de SO₂ de cinco estaciones, pertenecientes a la Red de Vigilancia y Control de la Calidad del Aire de la Consejería de Medio Ambiente de la Junta de Andalucía. La selección de estas estaciones se ha basado en criterios geográficos, con el fin de tener una visión amplia de toda la zona de estudio, por ello, se han seleccionado tanto estaciones

costeras como interiores, urbanas e industriales. Dichas estaciones son: El Carmen (CRM), La Orden (ORD), ambas situadas en la ciudad de Huelva, Niebla (NIE) y San Juan (SJU), ambas con una influencia industrial más directa por su cercanía a los focos de emisión de la industria y finalmente Punta Umbría (PUN). Las estaciones de Niebla y San Juan se encuentran al NE de la ciudad de Huelva, mientras que Punta Umbría se ubica el SW.

Para la medida de SO₂ se han utilizado instrumentos basados en la técnica de fluorescencia en el UV. Este método de medida consiste en iluminar la muestra de aire que se analiza con luz ultravioleta y las moléculas de SO₂ contenidas en la muestra por fluorescencia emiten luz en el visible. Esta luz emitida se mide con un detector y será proporcional a la concentración de SO₂. Todos los analizadores son chequeados semanalmente y calibrados periódicamente.

A partir de los datos cada 10 minutos se obtienen los promedios horarios, con los que se trabajará en el presente estudio. Para obtener el promedio horario se ha establecido un criterio de calidad de cómo mínimo cuatro datos 10 minutos para cada hora. Aplicando este criterio, se han obtenido los siguientes porcentajes de datos válidos para el periodo 2006-2010: 89.5% para la estación de El Carmen, 90.4% para la estación de La Orden, 88.1% para la estación de Niebla, 79.3% para la estación de Punta Umbría y 98.1% de datos para la estación de San Juan, con un promedio global del 89.08% para las cinco estaciones de estudio.

3. RESULTADOS

3.1. Niveles, variación mensual y diaria del SO₂

En la Tabla 1 se muestran los estadísticos obtenidos para cada una de las estaciones de medida en el periodo de estudio a partir de los valores horarios. Se han calculado los valores máximo y mínimo absolutos, así como los percentiles 5 y 95, y la media con su desviación estándar. Mediante el estudio de estos parámetros se determinará si el valor medio es representativo y qué porcentaje de datos superan el valor crítico establecido, es decir, el máximo de concentración permitido por la normativa.

Tabla 1 - Valor máximo (Max), percentiles 95 y 5 (P95 y P5), media con su desviación estándar (Med) y mínimos (Min) obtenidos en el periodo 2006-2010 en las cinco estaciones de medida (El Carmen-CRM, La Orden-ORD, Niebla-NIE, Punta Umbría-PUN y San Juan-SJU) (Maximum (Max), percentile 95 and 5 (P95 and P5), mean with the standard deviation (Med), minimum (Min) obtained in the period 2006-2010 in the five stations (El Carmen-CRM, La Orden-ORD, Niebla-NIE, Punta Umbría-PUN y San Juan-SJU)

Parámetro	CRM	ORD	NIE	PUN	SJU
Máx	235	135	662	136	326
P95	18	13	14	13	13
Med	7±9	7 ± 5	7±12	7 ± 4	6 ± 5
P5	3	3	3	3	2
Mín	2	3	2	2	1

Como se puede observar en la Tabla 1, los valores medios horarios de las cinco estaciones son muy similares, varían entre 6 y 7 µg/m³. Cabe destacar la gran desviación estándar que tienen estos datos, lo cual muestra que existen grandes diferencias entre los valores máximos y mínimos.

Los máximos obtenidos, que varían entre 135 y 662 µg/m³, son mucho más elevados que el percentil 95, entre 13 y 18 µg/m³, lo que indica que se producen con frecuencias menores del 5%. Para el percentil 5 y el mínimo se tienen concentraciones entre 1 y 3 µg/m³, que se encuentra en el límite de detección del instrumento.

Los valores límite de dióxido de azufre se definen en el Real Decreto 1073/2002 y se establecen los umbrales para la protección de la salud humana en un valor horario de 350 µg/m³ y un máximo diario de 125 µg/m³. Si se consideran los promedios de los datos

horarios para los cinco años, estos valores no han sido superados. Sin embargo, considerando los valores máximos obtenidos, se observa que sí se producen picos mayores de 350 µg/m³ en la estación de Niebla. La normativa indica que este valor no puede superarse en más de 24 ocasiones por año, este límite de no superaciones se cumple, ya que sólo se supera en Niebla en 7 ocasiones durante el periodo 2006-2010, 4 de ellas en 2006 y las otras 3 en 2008.

La evolución media mensual de las concentraciones se muestra en la Figura 2. No se observa ningún patrón común a las cinco estaciones. En el caso de El Carmen (CRM) se tiene un máximo absoluto en diciembre y mínimos en marzo y agosto.

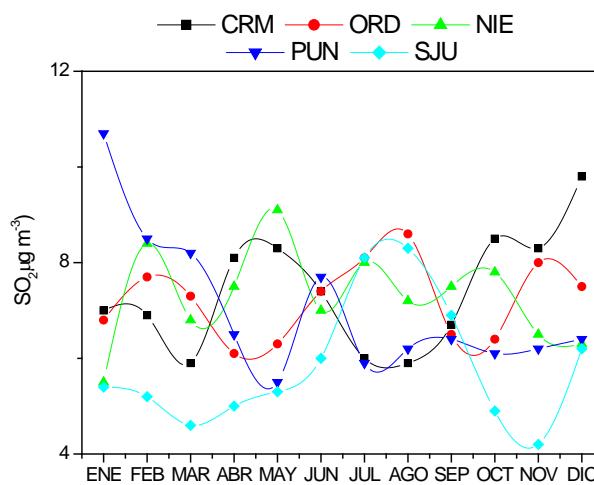


Figura 2. Evolución mensual de las concentraciones de SO₂ durante el periodo 2006-2010 (Monthly evolution of SO₂ concentrations during the period 2006-2010.)

Para la estación de La Orden (ORD) se tiene el máximo en agosto y el mínimo en abril. Niebla (NIE) registra su valor máximo en mayo y mínimo en enero. En San Juan (SJU) se observan los valores máximo y mínimo absolutos en agosto y noviembre, respectivamente. Por último, Punta Umbría (PUN) muestra un claro máximo en enero y un mínimo absoluto en mayo. Considerándose la amplitud de la variación mensual como la diferencia entre el máximo y el mínimo (media mensual), se puede observar que es más elevada en la estación de Punta Umbría, a pesar de ser prácticamente constante entre julio y diciembre, mientras que se obtiene su menor valor en la estación de La Orden.

Con el fin de conocer la evolución diaria, se ha calculado ésta para cada estación del año (Figura 3). Se ha considerado invierno el período de diciembre a febrero, primavera desde el mes de marzo a mayo, verano de junio a agosto y otoño desde septiembre a noviembre.

Todas las estaciones muestran un patrón común, manteniendo concentraciones muy similares todo el día y con un claro incremento en las horas centrales del día, estos máximos se producen más temprano en invierno, en torno a las 13:00 LT (local time), mientras que en el resto de estaciones se produce sobre las 17:00 LT. Este desfase respecto al máximo de radiación solar pudiera deberse a que los máximos de SO₂ se producen cuando la capa de mezcla está bien formada. En la estación de Punta Umbría se miden valores prácticamente constantes durante todo el año, excepto en invierno, estación en la que alcanza su valor máximo.

En las estaciones del Carmen y La Orden se miden patrones muy similares, caracterizados por valores más elevados en El Carmen, excepto en verano, estación en la que se producen los máximos en La Orden. La estación de El Carmen registra una mayor variabilidad.

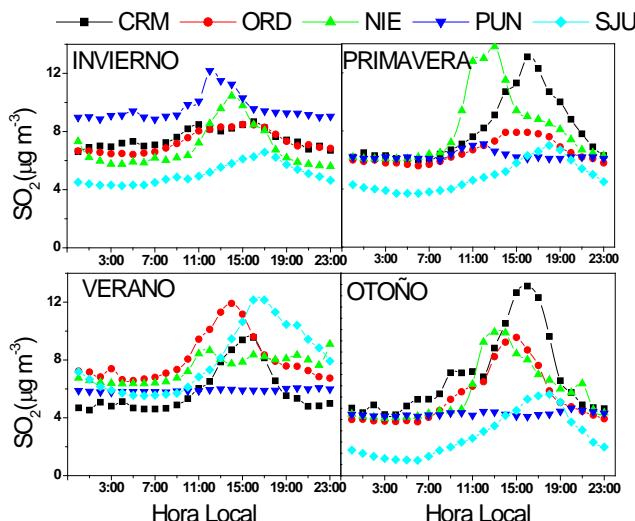


Figura 3- Evolución estacional diaria de las concentraciones de SO_2 en el periodo 2006-2010 (Seasonal daily evolution of the concentrations of SO_2 in the period 2006-2010.)

En San Juan se registra un comportamiento muy similar durante todo el año, con máximos durante el verano. Lo mismo ocurre en Niebla, cuyos valores máximos se dan en primavera. Estas estaciones presentan una variabilidad similar, en San Juan es mayor en verano, mientras que en Niebla el máximo de variabilidad se produce en primavera.

3.2 Identificación de eventos con elevadas concentraciones de SO_2

Se han considerado situaciones episódicas o eventos aquéllos en los que se hayan registrado valores de SO_2 simultáneamente en las cinco estaciones y se cumpla que como mínimo en tres se superan los $20 \mu\text{g}/\text{m}^3$. Se ha considerado este criterio puesto que el percentil 95 para las 5 estaciones oscila entre 13 y $18 \mu\text{g}/\text{m}^3$ (Tabla 1).

Aplicando este criterio se han obtenido un total de 23 eventos. Para cada uno de ellos se ha realizado un estudio del régimen de vientos de la ciudad de Huelva, obteniéndose que se producen bajo circulaciones de brisa costera. En estudios previos, se han identificado dos patrones de brisa, definidos como pura y no pura (Adame et al., 2010b). Nueve de los eventos identificados se produjeron bajo condiciones de brisa pura y 6 de brisa no pura, los 8 restantes no se han podido analizar por carecer de datos de viento. Dado que prácticamente un tercio de los eventos no se han podido analizar por falta de datos de viento, es de interés ampliar este estudio cuando se disponga de los mismos.

3.3 Análisis de dos eventos con elevadas concentraciones de SO_2 bajo condiciones de brisa

En esta sección se presenta de forma breve dos casos en los que se registran altas concentraciones de SO_2 bajo los dos escenarios de brisa mencionados previamente.

Como situación representativa de brisa pura se presenta el evento ocurrido el 2 y 3 de septiembre de 2006. La Figura 4 presenta tanto la evolución horaria de las concentraciones de SO_2 en las cinco estaciones como la dirección y velocidad del viento. Se observa tanto el día 2 como el 3 que las concentraciones más elevadas se registran en el período entre las 12:00 y las 16:00 horas, principalmente en la estación de El Carmen y con menor intensidad en las estaciones de La Orden y San Juan. En este período, el viento está soplando desde el S-SW con velocidades inferiores a los 5 m/s. Las emisiones de la zona industrial de Punta del Sebo, ubicadas justo al S de la ciudad de Huelva y a escasos 4 km, bajo estas condiciones de viento impactan directamente en el entorno urbano. La estación de El Carmen, ubicada en la periferia se ve más expuesta, mientras que la de La Orden, se encontraría más apantallada por las propias edificaciones de la ciudad. La estación de San Juan, más alejada, mide concentraciones menores debido a que los efectos de

dispersión hacen que la pluma con sustancias primarias cuando alcanza esta zona ya esté más diluida. Bajo estas condiciones de brisa pura y a estas horas, los efectos dispersivos son pequeños, baja velocidad del viento y la capa de mezcla no alcanza alturas muy elevadas (inferior a 1000 m) debido a que está influenciada por la capa límite marina (sopla el viento del mar).

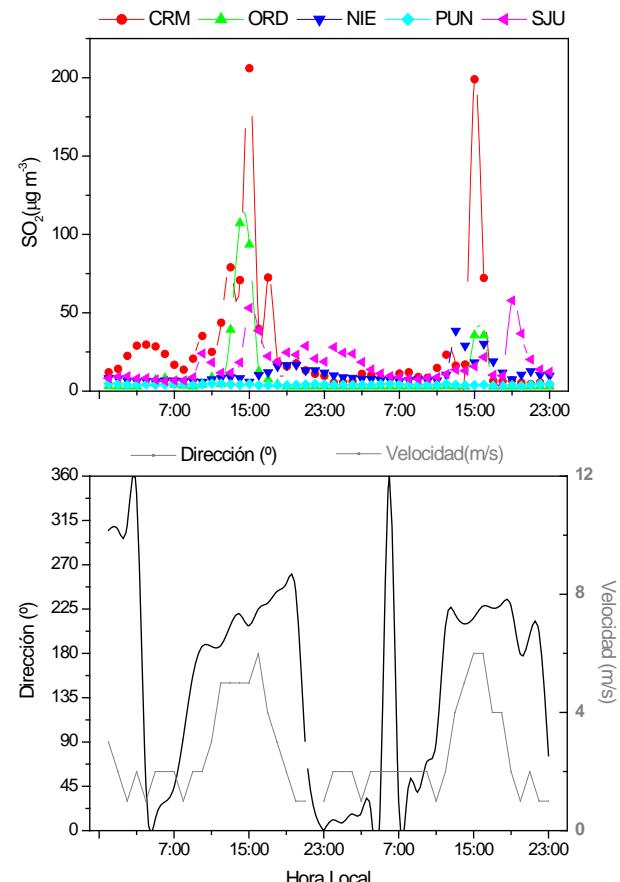


Figura 4 –Evolución horaria de las concentraciones de SO_2 (arriba) y de la dirección y la velocidad del viento (abajo) en las cinco estaciones durante el período del 2 y 3 de septiembre de 2006 (Hourly evolution of the SO_2 concentrations (top) and wind direction and speed (bottom) in the five stations from 2 to 3 September 2006.)

La poca altura para que se produzca el mezclado vertical y la escasa dispersión horizontal hace que las concentraciones sean elevadas a distancias muy cortas de los focos de emisión. Sin embargo, en estaciones ubicadas a sotavento como Punta Umbría o más alejadas como la de Niebla miden concentraciones inferiores a los $4 \mu\text{g}/\text{m}^3$.

Bajo condiciones de brisa no pura también se han detectado eventos de SO_2 . Para mostrar un caso de estas características, se presenta el ocurrido el día 27 de septiembre de 2006. En la Figura 5 se muestran las evoluciones horarias de las concentraciones de SO_2 y de viento. Al igual que ocurría en el caso de la brisa pura, las concentraciones episódicas se producen entre las 12:00 y las 16:00 LT en las dos estaciones urbanas de El Carmen y La Orden y con menor intensidad en la de San Juan. Cuando se miden las concentraciones más altas se tiene régimen diurno de brisa con flujos desde el S-SW. Por tanto, las concentraciones medidas de nuevo pudieran estar asociadas a las emisiones del complejo industrial que se tiene más cercano a la ciudad. En el resto de estaciones las concentraciones son muy bajas.

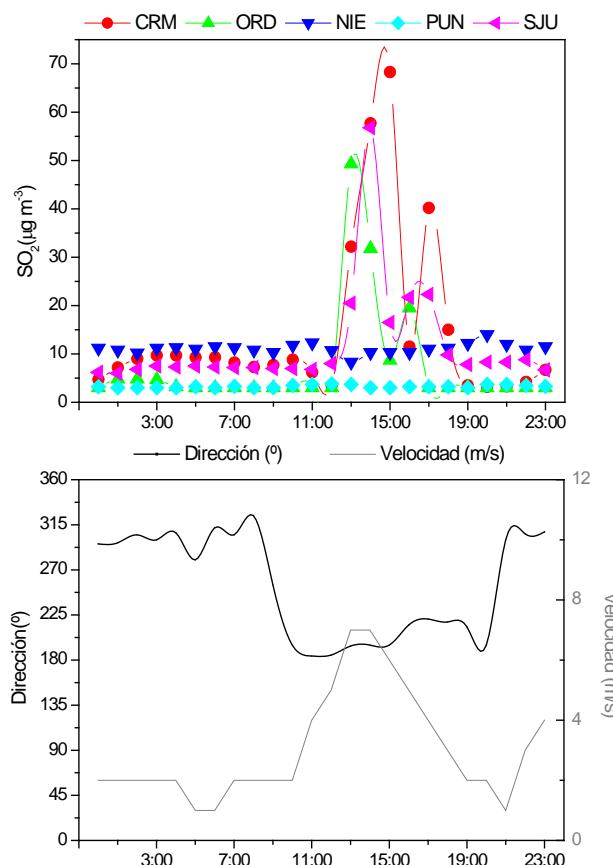


Figura 5 – Evolución horaria de las concentraciones de SO₂ (arriba) y de la dirección y la velocidad del viento (abajo) en las cinco estaciones durante el 27 de septiembre de 2006 (Hourly evolution of the SO₂ concentrations (top) and wind direction and speed (bottom) in the five stations on 27 September 2006.)

CONCLUSIONES

En este trabajo se presentan los niveles, la evolución mensual y la evolución horaria de las concentraciones de SO₂ en cinco estaciones de la provincia de Huelva durante el periodo 2006-2010. Adicionalmente, se han tratado dos eventos significativos de cada uno de los regímenes de brisa de la región (brisa pura y brisa no pura).

Los valores medios horarios de las cinco estaciones son muy similares, alrededor de 6-7 µg/m³. Sin embargo, estos valores promedio muestran una gran desviación estándar, debido a la gran variabilidad que presentan las concentraciones.

Los valores máximos obtenidos oscilan entre 135 µg/m³ en La Orden y 662 µg/m³ en Niebla, mucho mayores que el percentil 95, el cual muestra valores de 13-14 µg/m³. Este hecho, indicaría la escasa frecuencia con la que se producen los picos.

Los valores medios horarios no superan los valores límite para la protección de la salud humana establecidos por el R.D.1073/2002 (350 µg/m³). Si se consideran los valores picos, éste límite es superado en siete ocasiones en la estación de Niebla.

El análisis de la evolución mensual determina que no existe un patrón común para las cinco estaciones. Las amplitudes obtenidas varían entre 5.2 µg/m³ en Punta Umbría, y 2.5 µg/m³ en La Orden.

La evolución horaria muestra un claro ciclo en el que se observan los máximos de concentración en las horas intermedias del día, en torno a las 13:00 en invierno y a las 17:00 en el resto de estaciones, excepto en la estación de Punta Umbría en la que se miden valores constantes, en torno a 6 µg/m³, durante todo el año, excepto en invierno que varía entre 8.8 y 12 µg/m³. La variabilidad máxima en las estaciones de El Carmen y Niebla se presenta en primavera, mientras que en La Orden y en San Juan se produce en verano.

Aplicando el criterio de que en tres o más estaciones se supere simultáneamente el valor de 20 µg/m³, se obtuvieron 23 eventos en

el periodo de estudio. Se llevó cabo un análisis de las condiciones meteorológicas bajo las cuales se producen, obteniéndose que estos eventos ocurren bajo procesos de brisa. Considerando los dos tipos de brisa típica de la región, se obtuvo que 9 se produjeron con brisa pura y 6 de brisa no pura, el resto de eventos no pudieron ser analizados. En este trabajo se ha mostrado un caso de cada tipo. Como patrón común se ha obtenido que bajo flujos procedentes del S-SW y escasa velocidad del viento, se producen eventos principalmente en las dos estaciones urbanas. Estos eventos pudieran ser atribuidos al impacto directo que tienen las emisiones industriales en la ciudad de Huelva. Cuando las plumas con emisiones industriales se transportan tierra adentro, se produce dispersión y por ello las concentraciones medidas en estaciones interiores son menores.

Este trabajo está sirviendo como paso previo a la aplicación de herramientas de modelización química. Gracias a este trabajo se ha podido conocer los niveles y variaciones que experimenta el SO₂, así como identificar eventos de sustancias primarias, en este caso el SO₂. Estos eventos están siendo investigados en la actualidad con ayuda de modelos de dispersión atmosférica de alta resolución.

Agradecimientos.

Se quiere dar las gracias a la Consejería de Medio Ambiente de la Junta de Andalucía por suministrar los datos de SO₂ con los que se ha realizado este trabajo. Así como a la AEMET por el apoyo meteorológico.

REFERENCIAS

- Adame, J.A., J.P.Bolívar, B.A. De la Morena (2010a): "Surface ozone measurements in the southwest of the Iberian Peninsula (Huelva, Spain)". *Environ Sci Pollut Res*, **17** 355-368.
- Adame, J.A., E. Serrano, J.P. Bolívar and B.A. De la Morena (2010b): "On the tropospheric ozone variations in a coastal area of the southwestern Europe under mesoscale circulation.". *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, **49**, 4, 748-759.
- Adame, J.A., A. Notario, F.Villanueva and J. Albaladejo (2012): "Application of cluster analysis to surface ozone, NO₂ and SO₂ daily patterns in an industrial area in Central-Southern Spain measured with a DOAS system". *Science of the Total Environment* **429** 281–291.
- Dab W., S.M.P. Quénél, Y. Moullec, A. Tertre, B. Thelot, C. Monteil, P. Lameloise, P. Pirard, I. Momas, R. Ferry and B. Festy (1996): "Short term respiratory health effects of ambient air pollution:results of the APHEA project in Paris".*Journal of Epidemiology and Community Health*, **50** (Suppl 1):S42-S46.
- Folinsbee L.J. (1992): "Human health effects of air pollution". *Environmental Health Perspectives*, **100**, 45-56.
- Granados D.S., G.F.R. López and M.A.G. Hernández (2010): "Lluvia ácida y los ecosistemas forestales". *Chapingo Serie Ciencias Forestales y del Ambiente* **16**(2):187-206.
- Haneef S.J., J.B. Johnson, C. Dickinson, G.E. Thompson and G.C. Wood (1992): "Effect of dry deposition of NO_x and SO₂ gaseous pollutants on the degradation of calcareous building stones".*Atmospheric Environment*. Part A. General Topics, **26**, 16, 2963-2974.
- Hernández-Ceballos, M.A., J.A. Adame, J.P. Bolívar and B.A. De la Morena (2012): " A mesoscale coastal circulations in the Guadalquivir valley (southwestern Iberian Peninsula) using the WRF-ARW model.". *Atmospheric Research* (en revisión).
- INE. (2010): Instituto Nacional de Estadística, <http://www.ine.es>.
- Likens G.E., C.T. Driscoll and D.C. Buso (1996): "Long-term effects of acid rain: response and recovery of a forest ecosystem". *Science, New Series*, **272**, 5259, 244-246.
- Registro Estatal de Emisiones y Fuentes Contaminantes, <http://www.ptr-es.es>.
- Saiz-López A., J.A. Adame, A. Notario, J. Poblete, J.P. Bolívar and J. Albaladejo (2009): "Year-Round Observations of NO, NO₂, O₃, SO₂, and Toluene Measured with a DOAS System in the Industrial Area of Puertollano, Spain".*Water Air Soil Pollut*, **200**, 277-288.
- Ware J.H., A.L. Thibodeau, F.E. Speizer, S. Colome and B.G. Ferris (1981): "Assessment of the health effects of atmospheric sulfur oxides and particulate matter: evidence from observational studies". *Environmental Health Perspectives*, **41**, 255-276.

Estudio estadístico de las series de precipitaciones máximas diarias en la Comunidad Autónoma del País Vasco

Statistical study of the series of daily maximum precipitation in the Autonomous Community of the Basque Country

H. Llanos⁽¹⁾, K.M. Bâ⁽²⁾ y E. Trujillo⁽²⁾

⁽¹⁾Universidad del País Vasco, Departamento de Geodinámica, 01006 Vitoria-Gasteiz, gpllach@vc.ehu.es

⁽²⁾Universidad Autónoma del Estado de México, Facultad de Ingeniería (CIRA), C.U. Toluca, khalidouba@yahoo.com

SUMMARY

The Beta function of probability density improved by Jacobi type orthogonal polynomials, making use of the probable maximum precipitation (PMP) as the upper bound of the phenomenon, has been compared to three more functions commonly employed on the analysis of extreme hydrologic values: two parameter Log-Normal, type I Gumbel and Log-Pearson III. Such functions have been used to fit the daily maximum precipitation data series acquired in a high number of precipitation station from the Basque Country and its immediate surroundings. The obtained results show that the Beta-Jacobi and Log Pearson III functions generate nearly identical values for the analyzed samples, while the type I Gumbel and Log-Normal functions commonly obtain a negative deviation amongst 5% and 15% for high frequencies, especially in the stations from cantabric basin of the Basque Country. The results obtained with the Beta-Jacobi functions synthesized as precipitation distribution maps for different return periods, have proven to be very useful on future hydraulic planning to carry out in the Basque Country.

Keywords: Frequency analysis, distribution function, hydrological extreme value, maximum precipitation, Log-Pearson III, Gumbel, Log-normal, Beta-Jacobi, Basque Country

1. INTRODUCCIÓN

Si bien el fenómeno de las inundaciones ha sido uno de los problemas motivo de preocupación desde que el hombre se estableció en las proximidades de los ríos, actualmente da la sensación de que se producen con una mayor intensidad y violencia si cabe. Ello es debido en parte a la mayor recurrencia que estos procesos muestran a escala global, pero también motivado por la falta de una planificación urbanístico-hidráulica eficaz. Dado el carácter cuasi aleatorio de estos fenómenos, se aborda su análisis bajo un punto de vista probabilístico, ya que constituye el único elemento científico de trabajo para la estimación de eventos que puedan producirse en un futuro y cuyo período de ocurrencia y magnitud no pueden en principio predecirse con exactitud.

Existen algunas objeciones para la correcta aplicación de estos métodos de análisis, dado que a menudo muestran escasa relación con las hipótesis de partida y, principalmente, el punto más discutible para su utilización es la escasa información que necesitan para la elaboración de la función explicativa del fenómeno.

Entre los métodos que han venido siendo utilizados están los de Gumbel (Gumbel, 1969), Weibull (Shane and Graver, 1969), Log-Pearson III (USWRC, 1967, 1982; Bobée and Ashkar, 1991), Log-Normal (Kite, 1985) y General de Valores Extremos (Bobée and Ashkar, 1991), y, actualmente, con la capacidad operativa de los ordenadores, es posible utilizar funciones de orden superior que consideran en su construcción un mayor número de parámetros, asociando una función de distribución clásica a una serie de polinomios ortogonales (Durbin and Watson, 1951; Kendall and Stuart, 1963; Llamas, 1993; Siddall, 1983; Houghton, 1978; Díaz, 1991; Bâ *et al.*, 1996). Ello permite aumentar el número de momentos en la nueva función de densidad al objeto de extraer el máximo de información contenida en la muestra, lo que se traduce en una mayor flexibilidad y precisión cuando la muestra es lo suficientemente grande. Sin embargo, el proceso de análisis puede estar sujeto a incertidumbres, como la asociada a la estimación de los parámetros debido a la limitación de la información disponible, que pueden minimizarse en tanto en cuanto se cuente con registros históricos extensos y de buena calidad.

Por ello, en una primera fase del estudio para el conjunto de las 60 estaciones seleccionadas (Figura 1, Tabla 1) se ha hecho especial énfasis en el análisis de la calidad de las muestras con el que establecer el grado de adecuación de los datos de partida, para

posteriormente ajustarlos a tres funciones ampliamente utilizadas en Hidrología, como son Log-Pearson III, Log Normal, y Gumbel Tp-I, cuyos resultados han sido comparados con la función de orden superior, Beta-Jacobi. Así mismo, como verificación del grado de los ajustes se han tenido en cuenta criterios gráficos y diferentes pruebas analíticas.

2. ANÁLISIS DE CALIDAD DE LA INFORMACIÓN

El primer objetivo del análisis frecuencial tras la imprescindible recopilación de la información disponible, en nuestro caso de los registros de datos de precipitaciones máximas, fue la evaluación de la calidad de las muestras mediante pruebas estadísticas que confirmen los errores que pudieran existir, estableciendo así el grado de significación, precisión y adecuación de la información de partida (Linsley *et al.*, 1982), o lo que es lo mismo, los datos deben estar relacionados estrechamente con el problema, sus variaciones deben ser aleatorias, y la longitud de los registros debe ser la apropiada (Llamas, 1993).

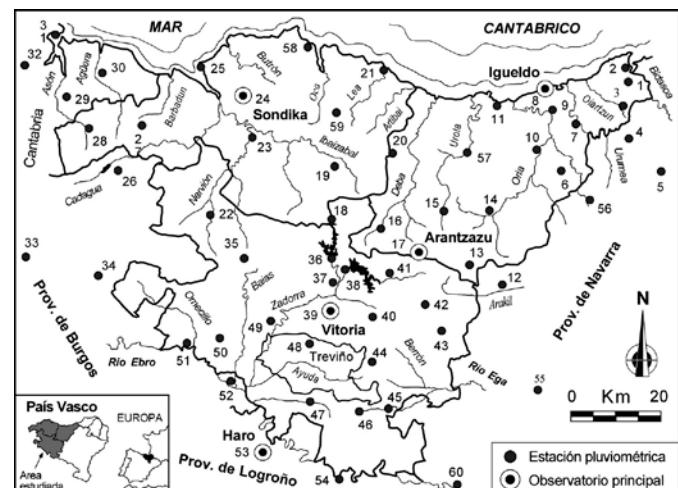


Figura 1 – Localización de las estaciones pluviométricas consideradas. (Location of the considerate precipitation stations).

Además, se debe evaluar la calidad de las muestras haciendo uso de pruebas estadísticas que confirmen o rechacen los posibles errores que pudieran existir, de suerte que las conclusiones que se obtengan del análisis de frecuencia dependerán de la técnica utilizada y de las

hipótesis, así como de la calidad de la información disponible (Llamas, 1993). Por ello, cualquier aplicación posterior requiere que las conclusiones provengan de datos aleatorios, independientes, homogéneos y estacionales, con errores aleatorios tolerables (Bobée and Ashkar, 1991; Yevjevich, 1978).

De entre los diversos métodos existentes para determinar la calidad de las muestras (Bâ *et al.*, 1996; Bobée and Ashkar, 1991; Bruneau and Parron, 1996; Chow, 1964; Hirsch *et al.*, 1993; Huitorel *et al.*, 1992; Kite, 1985; Llamas, 1993; McCuen, 1993; WMO, 1981), en la presente investigación se han utilizado siete criterios, cuyos resultados, analizados en posterior epígrafe, se muestran de modo parcial en la Tabla 2. Para la detección de tendencias o ciclos en muestras aparentemente aleatorias se han utilizado las pruebas de Hatanaka, Wald and Wolfowitz, Correlación Ordenada e Inversión, para establecer la homogeneidad se aplicaron las pruebas de Mann and Whitney e Iteración, y, finalmente, para la detección de valores singulares se empleó la prueba de Grubbs and Beck. Las pruebas no son mutuamente excluyentes y sus estadísticos se calculan para diferentes tamaños de la muestra y niveles de significancia.

3. MODELOS DE FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN

El ajuste de una función de distribución de probabilidad a una muestra de datos, en nuestro caso de precipitaciones extremas, es un proceso que consiste en encontrar aquella función cuya similitud con los datos sea lo más apropiada posible. La precisión en la estimación de los valores de diseño, dependerá del modelo teórico de función utilizado, del modo de evaluación de sus parámetros a partir de los registros, así como de la suficiencia y calidad de estos últimos (Mhkhandi *et al.*, 1996; Yu and Naghavi, 1994; Llamas, 1993).

**Tabla 1 – Características estadísticas de las series analizadas.
(Statistical characteristics of the analyzed series).**

Nº Orden	Estación Pluviom.	Nº Datos	Nº PMP k=15	Nº Orden	Estación Pluviom.	Nº Datos	Nº PMP k=15
1	Irún	64	548	31	Santoña	46	420
2	Fuenterrabía	40	425	32	Hazas	27	353
3	Oiarzun	43	654	33	Villarcayo	56	255
4	Artikutza	26	530	34	Criales	34	206
5	Santesteban	74	429	35	Izarra	36	359
6	Elduaien	55	488	36	Urrunaga	56	322
7	Hernani	32	491	37	Durana	35	279
8	Igueldo	60	468	38	Ulibarri	56	407
9	Lasarte	53	471	39	Vitoria	76	266
10	Villabona	65	486	40	Gazeta	40	287
11	Zarautz	35	396	41	Otaeta	30	307
12	Alzasua	78	371	42	Agurain	38	231
13	Otaurte	36	421	43	Iturrieta	33	472
14	Beasain	44	433	44	Arluzea	34	275
15	Legazpia	53	401	45	Bernedo	46	305
16	Eskorriaza	40	441	46	Lagrán	48	350
17	Arantzazu	56	472	47	Peñacerrada	51	299
18	Otxandiano	50	421	48	Arrieta	26	305
19	Durango	35	377	49	Nanclares	44	305
20	Eibar	54	379	50	Añana	65	233
21	Lekeitio	29	306	51	Puentelarra	40	227
22	Amurrio	43	328	52	Miranda	25	275
23	Basauri	36	355	53	Haro	68	229
24	Sondika	53	472	54	Cenicero	50	195
25	Pta. Galea	38	332	55	Ayegui	51	334
26	Ordunte	37	425	56	Leitzá	27	473
27	Arcentales	30	406	57	Azkotia	28	501
28	Karranza	42	469	58	Bermeo	27	462
29	Rasines	25	327	59	Mendata	26	459
30	Guriezo	36	401	60	Agoncillo	34	206

De los resultados obtenidos en estudios realizados en diferentes lugares del mundo se concluye que, de los tres métodos existentes para la estimación de parámetros de una función de distribución, como son el método de los momentos, el de los momentos ponderados, y el de la máxima verosimilitud, no es posible a priori llegar a generalizar el uso de un método concreto (Mhkhandi *et al.*, 1996; Haktanir and Bozduman, 1995), si bien se observa una

tendencia a emplear el de los momentos ponderados, que, en general, es preferido para el análisis con funciones de distribución con un número reducido de momentos. No sucede lo mismo con las funciones de orden superior, una de las cuales es utilizada en el presente estudio, cuyos parámetros por su complejidad son estimados por el método de los momentos, razón por la que se ha aplicado al resto de funciones analizadas. Dicho método se fundamenta en el hecho de considerar que los parámetros de una función de probabilidad estimados alrededor del origen son iguales a los momentos de la información de la muestra.

TIPOS DE FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN

Para elegir la función de distribución que mejor corresponde a las características de un fenómeno una serie de criterios deben tenerse en consideración, como son el tipo de fenómeno que permite identificar los límites físicos reales de la función teórica, las características estadísticas de la muestra que permiten concentrar la investigación en las funciones más apropiadas, y la longitud de la muestra ya que la calidad de una extrapolación a partir de una muestra reducida es directamente proporcional a la longitud y a la calidad de la misma. Por ello, si la muestra disponible es corta debe utilizarse funciones con un número limitado de parámetros, y en caso contrario, se pueden aplicar las funciones de orden superior que permiten maximizar la información contenida en la muestra, aportando mayor precisión a la evaluación de los valores extremos.

Funciones Clásicas

De las funciones continuas apropiadas para el tratamiento de valores extremos, nos referiremos a una de las de Gumbel y a las distribuciones Log-Pearson III y Log-normal a 2 parámetros

-Distribución de Valores Extremos Tipo 1

La distribución conocida como Ley de Gumbel Tipo-1 (Gumbel, 1996) viene definida por la función de densidad de probabilidad siguiente (Raynal and Salas, 1986):

$$f(x) = \frac{1}{b} \cdot e^{-\frac{x-a}{b}} e^{-\frac{x-a}{b}} \quad -\infty < x < \infty; b > 0 \quad (1)$$

donde los parámetros estimados por el método de los momentos son:

$$a = \bar{x} - 0,5772b \quad b = \frac{\sqrt{6S}}{\pi} \quad (2)$$

y el factor de frecuencia de la función de acuerdo con Kite, (1985) está definido por:

$$K = -(0,45 + 0,7797 \ln(-\ln(p))) \quad (3)$$

-Distribución Log Pearson III

La función Log-Pearson III establecida por el U.S. Water Resources Council (USWRC, 1967), se obtiene aplicando una transformación logarítmica, $\ln X$, a una variable X distribuida según una ley Pearson III. Dicha distribución tiene como función de densidad de probabilidad (Haktanir and Bozduman, 1995):

$$f(x) = \frac{\left(\frac{y-a}{b}\right)^{c-1} e^{-\frac{y-a}{b}}}{|b|\Gamma(c)} \quad y \geq a \quad y = \ln x \quad (4)$$

Sus parámetros, definidos por el método de los momentos, son:

$$a = \bar{x} - S\sqrt{c} \quad b = \frac{S}{\sqrt{a}} \quad c = \frac{4}{C_s^2} \quad (5)$$

Por su parte el factor de frecuencia está dado por (Chow, 1964):

$$K = z + (z^2 - 1)\omega + 1/3(z^3 - 6z)\omega^2 - (z^2 - 1)\omega^3 + z\omega^4 + 1/3\omega^5 \quad (6)$$

siendo ω igual a $C_s/6$, y z la desviación normal estandarizada.

-Función Log-normal de 2 parámetros

Está expresada por la función de densidad de probabilidad:

$$f(x) = \frac{1}{xb\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(y-a)^2}{2b^2}} \quad y = \ln x \quad x > 0 \quad (7)$$

donde, sus parámetros estimados son (Chow, 1964; Stedinger *et al.*, 1993; Kite, 1985):

$$a = \mu_y = \bar{y} \quad b = \sigma_y = S_y \quad (8)$$

El factor de frecuencia para la función se obtiene sobre los logaritmos de la muestra aplicando (Kite, 1985):

$$K = \frac{e^{\frac{S_y \cdot z - S_y^2}{2}} - 1}{(e^2 - 1)^{1/2}} \quad (9)$$

donde S_y es la desviación estándar de los logaritmos de la muestra, y z es la desviación normal estandarizada.

Tabla 2 – Resultados de las pruebas de calidad. (Results of the quality tests).

Pruebas	Parámetros	Arantzazu	Vitoria	Haro	Igueldo	Sondika
Hatanaca Aleatoriedad	estadístico ϵ	0,023	1,441	-1,829	0,372	-0,759
	estadís. $Z\alpha/2$	1,96	1,96	1,96	1,96	1,96
	confiab. 95%	sí	sí	sí	sí	sí
Wald-Wolfowitz Independencia	estadístico ϵ	2,385	0,269	-0,564	0,04	0,232
	estadís. $Z\alpha/2$	1,96	1,96	1,96	1,96	1,96
	confiab. 95%	no	sí	sí	sí	sí
Cor. Ordenada Independencia	estadístico t	1,062	2,547	1,481	0,529	0,301
	estadís. $Z\alpha/2$	1,675	1,667	1,670	1,673	1,678
	confiab. 95%	sí	no	sí	sí	sí
Inversión Independencia	estadístico ϵ	-0,141	0,133	0,079	-0,073	-0,048
	confiab. 95%	sí	sí	sí	sí	sí
Mann-Whitney Homogeneidad	submuestra-1	28	38	34	30	26
	submuestra-2	28	38	34	30	27
	estadístico ϵ	-0,409	-0,811	-0,939	-0,726	-1,15
	confiab. 95%	sí	sí	sí	sí	sí
Iteración Homogeneidad	estadístico ϵ	-0,691	-0,475	1,008	-0,399	-2,452
	confiab. 95%	sí	sí	sí	sí	no
Grubbs-Beck Valores Singulares	límite sup.	165,93	102,80	90,08	174,28	153,67
	límite inf.	30,63	16,91	11,43	27,89	26,11
	confiab. 90%	sí	no	no	no	sí
	años de V.S.	1953	-----	-----	1953	y 83

Funciones de Orden Superior

Gracias a la informática es posible resolver problemas que hace algunos años parecían inabordables. Entre éstos el que presenta un mayor interés es la obtención de la máxima información contenida en una muestra, lo que se consigue con la aplicación de momentos de orden superior (Llamas, 1993), mejorando una función clásica (funciones clave) con polinomios ortogonales que asegure la convergencia entre la función de distribución de la muestra y de la población. Para ello, se multiplica la función de densidad por la serie de polinomios ortogonales apropiada lo que permite aumentar el número de momentos en la nueva función (Bâ *et al.*, 1996; Díaz, 1991; Llanos *et al.*, 1995; Trujillo, 2000) tal que

$$f(x) = g(x) \cdot O(x) \quad (10)$$

donde $f(x)$ es la función de densidad de probabilidad de la variable aleatoria; $g(x)$ es una función clásica; y $O(x)$ es la serie de polinomios ortogonales. Dado que estas funciones son complejas, la estimación de sus parámetros, como ya se ha comentado, se realiza por el método de los momentos.

Función Beta y Polinomios Tipo Jacobi

La función resulta del ajuste entre la función beta y los polinomios ortogonales de Jacobi. La primera se expresa como:

$$f(y) = \frac{1}{\beta(p, q)} y^{p-1} (1-y)^{q-1} \quad 0 \leq y \leq 1 \quad (11)$$

siendo $\beta(p, q) = \frac{p! q!}{(p+q)!}$ (12)

y la función resultante de su ajuste con polinomios ortogonales está definida por:

$$g(y) = \frac{y^{p-1} (1-y)^{q-1}}{\beta(p, q)} \sum_{n=0}^{\infty} A_n \cdot G_n(y) \quad (13)$$

donde $G_n(y)$ representa la familia de polinomios de grado n , y A_n los coeficientes numéricos que dependen del índice n y de $g(y)$. Dado que la función presenta dos límites finitos en sus extremos, cuando se ajusta a precipitaciones el valor de la precipitación máxima probable se debe considerar como el límite superior del fenómeno, en tanto que el límite inferior es cero.

La precipitación máxima probable puede definirse como la cantidad de precipitación resultante de las condiciones meteorológicas más críticas que puedan llegar a alcanzarse, y la hemos estimado por el método de Hershfied (1963), consistente en aumentar a la media anual de la precipitación máxima diaria K_H 15 veces el valor de la desviación estándar.

4. CALIDAD DE LOS AJUSTES

Al ajustar una función a una determinada muestra suele plantearse como interrogante si existe consistencia entre la distribución propuesta y los datos disponibles (Trujillo, 2000). Para ello, existen criterios gráficos y analíticos, como gráficas de probabilidad y pruebas estadísticas que proporcionan buenos elementos de juicio del grado de ajuste.

GRÁFICAS DE PROBABILIDAD

Permiten el análisis visual a partir de la representación simultánea de la distribución experimental y teórica correspondiente a la función ensayada, de modo que la propia representación en papel probabilístico da una idea de la función de distribución más adecuada.

Son ampliamente usadas en la investigación de recursos, y a pesar de que las técnicas analíticas son más rigurosas, no se deben alcanzar conclusiones definitivas sin el concurso de dichas gráficas.

Entre las distintas fórmulas empíricas de posicionamiento gráfico existentes para representar la función de distribución experimental indicativa de la probabilidad asignada a cada uno de los datos observados, se ha empleado la propuesta por Weibull (Figura 2), la cual ha sido recomendada por numerosos autores y adoptada por el U.S. Water Resources Council (1967).

Tabla 3 – Resultados de las pruebas de bondad de los ajustes efectuados. (Results of the reliability tests in the adjustments carried out).

Estación	Estadístico	Log-N	Gumbel	Log-P III	β -Jacobi
Arantzazu	$\Delta-\Delta\alpha$.129-.187	.116-.187	.114-.187	.111-.187
	RECM	.07970	.08800	.06570	.06360
	CCPG	.93910	.94790	.97600	.97640
Vitoria	$\Delta-\Delta\alpha$.063-.160	.062-.160	.072-.160	.085-.160
	RECM	.05150	.05050	.04100	.04030
	CCPG	.97580	.97970	.98800	.98690
Haro	$\Delta-\Delta\alpha$.053-.170	.048-.170	.056-.170	.051-.170
	RECM	.03950	.04150	.04410	.03150
	CCPG	.99150	.99120	.99100	.99460
Igueldo	$\Delta-\Delta\alpha$.079-.180	.086-.180	.066-.180	.062-.180
	RECM	.05350	.05430	.04210	.04030
	CCPG	.97700	.98030	.98890	.99110
Sondika	$\Delta-\Delta\alpha$.172-.192	.176-.192	.124-.192	.090-.192
	RECM	.10350	.13230	.09060	.05760
	CCPG	.91820	.92530	.95500	.97930

PRUEBAS ESTADÍSTICAS

Constituyen un procedimiento alternativo de evaluación de los ajustes, estableciendo el grado de inconsistencia de la distribución con respecto a los datos de partida, o lo que es lo mismo, permiten verificar si la función de densidad de probabilidad seleccionada representa de forma adecuada a la población correspondiente. Todos ellos imponen como condición el que la distribución de la variable sea continua y la independencia estadística de las propias observaciones. De las diferentes pruebas existentes en el presente estudio se han considerado el Test de Kolmogorov-Smirnov $\Delta-\Delta\alpha$ (Llamas, 1993), el método de la Raíz del Error Cuadrático Medio RECM (Stedinger *et al.*, 1993) y el Coeficiente de Correlación de Probabilidad Gráfica CCPG (Stedinger *et al.*, 1993). Los resultados para cinco de las estaciones consideradas se consignan en la Tabla 3.

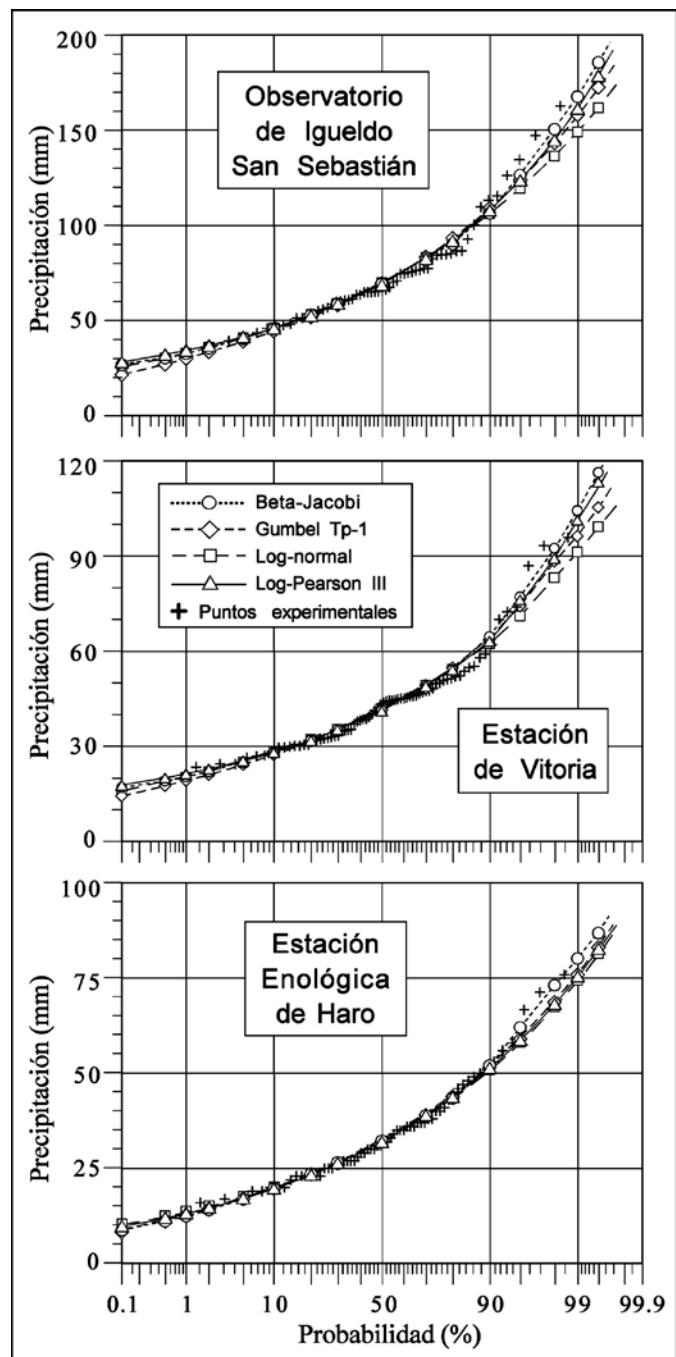


Figura 2 – Representación de los ajustes en tres de las estaciones consideradas en el estudio. (*Representation of the adjustments in three of the stations taken into account in the study.*)

5. APPLICACIÓN DEL ANÁLISIS AL PAÍS VASCO

El estudio de precipitaciones máximas en 24 horas se abordó con la recopilación de los datos pluviométricos de las estaciones situadas tanto en el interior como en las inmediaciones de la Comunidad Autónoma Vasca, y a tal fin se ha dispuesto de la información debidamente recogida en diferentes organismos oficiales como Servicio Nacional de Meteorología, Gobierno Vasco, Diputación Foral de Bizkaia y entidades privadas como Iberdrola, así como en el proyecto PROSER (1983) previo a la elaboración del Plan Hidrológico Vasco.

Sin embargo, todo este acúmulo de información se caracteriza por una desigual calidad y longitud de sus registros motivadas por diversas circunstancias y hechos acaecidos durante los propios períodos de muestreo, como interrupciones temporales durante el periodo de observación, modificaciones de las condiciones climáticas en el entorno de una estación, etc.

De hecho los primeros datos de que se dispone, procedentes de comienzos del pasado siglo, corresponden a un reducido número de asentamientos urbanos o industriales como Irún, San Sebastián, Vitoria, Eskoriaza, etc., o emblemáticos como el monasterio de Arantzazu, y es a partir de la década de los cincuenta y los sesenta que se implanta la mayor parte de las estaciones pluviométricas.

Debido a ello, la información utilizada no corresponde a un periodo común, como hubiera sido lo deseado, y se ha impuesto como techo de la misma la generada hasta 1998, año en que, a decir de los meteorólogos, al parecer se empieza a advertir un cierto cambio en las pautas climáticas globales en la Naturaleza que se caracteriza por una mayor recurrencia e intensidad de los fenómenos extremos.

En este sentido, se ha prestado una atención especial al análisis de los datos de partida ya que la veracidad de las conclusiones del estudio depende en gran medida de la calidad de la información disponible. Por este motivo se procedió a un procesamiento primario de la calidad de los registros consistente en evidenciar los errores cometidos durante la obtención y consignación de los datos, los cuales pueden ser detectados con facilidad. Así, de las 122 estaciones en un principio disponibles se excluyeron 52 por alguna de estas razones, además de por carecer de datos durante un período de tiempo aconsejable que se estableció en un mínimo de 25 años.

Posteriormente, y al objeto de avanzar en la depuración de la información se comprobó la consistencia y adecuación de las muestras mediante la aplicación de las pruebas enunciadas con anterioridad, que dieron como resultado la eliminación de otras 10 estaciones además de un cierto número de registros en las estaciones seleccionadas, considerados básicamente como valores singulares.

En la Tabla 1 se consignan sus características básicas incluyendo el número de referencia asignado para su identificación en el mapa de la Figura 1, el correspondiente topónimo de la estación, el número de datos de precipitaciones máximas anuales (uno por año de observación) y la precipitación máxima probable (PMP) obtenida de acuerdo a la metodología propuesta por Hershfied (1963).

En la Tabla 2 se muestra el resultado de las pruebas de calidad para cinco de las estaciones consideradas como representativas de los distintos ambientes climáticos del País Vasco (EVE, 1996). En general, se observa una muy buena adecuación de la información, salvo el caso puntual y escasamente significativo de las estaciones de Arantzazu y Sondika para una de las pruebas de independencia y homogeneidad, respectivamente. Así mismo, se constata la presencia de valores singulares en dos años concretos que no se consideraron en el posterior análisis.

Con todo ello se dispuso de las 60 estaciones ya comentadas (Tabla 1), aunque finalmente se optó por reducir el número a 55 estaciones eliminándose las de Rasines, Mendaria, Lekeitio, Arrieta y Bermeo. De entre ellas, como caso más sobresaliente, está el de la estación de Lekeitio que a pesar de ser una de las más antiguas del País Vasco (1911), su tipo de información, en exceso fragmentaria, procedente de tres asentamientos próximos que se sucedieron en el tiempo pero con diferencias significativas en las condiciones de observación, desaconseja su utilización.

El siguiente paso consistió en determinar para cada estación las precipitaciones teóricas esperadas, en términos frecuenciales, mediante el ajuste a las funciones de distribución descritas. El cálculo de la probabilidad de la función experimental en todos los casos fue común, en base a la fórmula de Weibull (Chow, 1964; Llamas, 1993), y la comprobación de su grado de ajuste a las funciones teóricas se realizó gráficamente y en base a pruebas estadísticas para un nivel de confiabilidad del 95%. Para ello se utilizó el programa Anfrehid-1.0 (Trujillo, 2000) especialmente diseñado para el análisis de frecuencias en Hidrología, cuyos resultados se compararon con procedimientos informáticos alternativos desarrollados con igual propósito durante el presente estudio.

Tabla 4 – Resultados numéricos de algunos de los ajustes obtenidos para diferentes estaciones del País Vasco. (*Numerical results of some of the adjustments obtained for different stations of the País Vasco.*)

results of some obtained adjustments in different stations of the Basque Country).

Estación Refer.	Ajuste Función	Periodo de Retorno (años)					
		2	5	10	20	50	100
Sondika 1082	LP-3	61	83	100	117	142	163
	LN	63	83	96	107	123	134
	Gt-1	63	87	103	118	138	153
	β-J	57	77	90	110	156	174
Igueldo 1024E	LP-3	69	92	107	123	144	161
	LN	70	92	106	119	136	149
	Gt-1	69	93	108	123	143	157
	β-J	69	89	106	126	150	167
Arantzazu 1046	LP-3	69	91	108	124	148	168
	LN	71	92	105	117	133	144
	Gt-1	70	94	110	125	144	159
	β-J	63	84	97	117	156	173
Karranza 1093	LP-3	72	96	111	125	144	157
	LN	72	95	110	124	143	156
	Gt-1	72	95	111	125	146	159
	β-J	72	95	112	126	146	161
Iturrieta 9177	LP-3	59	84	100	115	136	152
	LN	59	83	98	114	134	150
	Gt-1	59	84	100	116	136	152
	β-J	60	84	100	115	138	156
Santoña 1047	LP-3	57	76	91	107	129	147
	LN	59	77	88	98	112	122
	Gt-1	58	80	94	107	125	138
	β-J	55	72	84	105	142	157
Eibar 1050	LP-3	66	84	97	110	128	141
	LN	68	85	95	105	117	126
	Gt-1	67	86	98	110	12	137
	β-J	64	81	93	111	153	145
Vitoria 9087	LP-3	41	54	63	76	89	101
	LN	42	54	62	71	83	91
	Gt-1	41	55	63	74	88	96
	β-J	41	53	62	75	92	103
Haro 9121	LP-3	32	44	51	59	68	75
	LN	32	43	51	58	67	74
	Gt-1	32	44	52	59	69	76
	β-J	32	43	52	62	73	80

Si nos atenemos a los resultados analíticos incluidos en la Tabla 3, las cuatro funciones de distribución reproducen globalmente el mismo fenómeno de manera satisfactoria dentro de los límites estadísticos establecidos, por lo que, en principio, la aplicación de una u otra estaría perfectamente justificada, si bien se advierte un mejor ajuste numérico con las funciones Log-Pearson III y Beta-Jacobi. Sin embargo, donde se nota una mayor discrepancia en cuanto a resultados se refiere es al analizar sus representaciones de manera conjunta. Así, en la Figura 2, en la que a título de ejemplo se representa la función experimental y las curvas de variación de frecuencia de las funciones teóricas ajustadas a las precipitaciones de tres de las estaciones principales, se comprueba más claramente dicha constatación, especialmente en el campo de las altas frecuencias en las que las funciones Log Normal y Gumbel tipo-I muestran un variable pero generalizable subestimación que puede oscilar entre el 5% y 15% dependiendo de la posición de la estación en el contexto climático del País Vasco, pero que es especialmente patente en los asentamientos pertenecientes a la vertiente cantábrica. Otro tanto ocurre con las bajas frecuencias, si bien a una escala muy inferior.

Por su parte, las funciones de Log-Pearson III y Beta-Jacobi no parecen tener entre sí diferencias de estimación importantes en todo su desarrollo y, en general, convergen con las anteriores para los valores de frecuencias intermedios. En la Tabla 4 se recogen algunos resultados analíticos obtenidos para diferentes estaciones incluyendo para cada función ensayada los valores de las precipitaciones teóricas para distintos supuestos de probabilidad o periodo de retorno (cuantiles), esto es, la esperanza matemática del intervalo de tiempo (en años) en que un determinado valor sea alcanzado al menos una vez. En ella, y salvo excepciones, se observa una disminución de las precipitaciones desde las estaciones meteorológicas de la zona costera hacia el interior y zona meridional del País Vasco destacando los altos valores deducidos para algunas estaciones como Sondika e Igueldo, como corresponde a una zona de elevada irregularidad meteorológica caracterizada por una mayor ocurrencia de fenómenos convectivos que justificaría la presencia de valores singulares en sus series.

Los resultados obtenidos para el conjunto de los 56 asentamientos analizados permiten la confección de mapas de isoyetas para eventos de diferente periodo de ocurrencia e igual duración (24 horas). En este sentido, en la Figura 3 se muestra dos de los supuestos pluviométricos fundamentados en el ajuste de la función Beta Jacobi con 4 momentos teniendo como límite superior del fenómeno los valores de la precipitación máxima probable consignados en la Tabla 1. Los mapas se han deducido para sendos aguaceros con períodos de retorno de 20 años y 100 años, correspondiente a un ámbito geográfico de aplicación que cubre la totalidad del País Vasco y parte de las provincias adyacentes.

6. CONCLUSIONES

Se ha realizado un estudio de precipitaciones máximas en 24 horas como paso previo e indispensable para el establecimiento, en términos probabilísticos, del orden de magnitud de las aportaciones esperadas en distintos puntos del País Vasco, con aplicación directa en la planificación hidráulica en general.

En este sentido, se presenta los resultados del análisis comparativo entre algunas de las funciones teóricas ya clásicas (Log Normal, Gumbel Tp-1 y Log-Pearson III), hasta ahora más comúnmente utilizadas, y la función de distribución de orden superior Beta-Jacobi, para lo cual se ha utilizado los datos correspondientes a un total de 56 estaciones pluviométricas ubicadas en la Comunidad Autónoma y su entorno inmediato, una vez superadas las pertinentes pruebas de calidad, lo que en una primera fase supuso la eliminación de buena parte de la información de partida.

Los resultados obtenidos para las cuatro funciones ensayadas muestran una clara convergencia de los cuantiles para períodos de retorno de 2 a 20 años. Además, se constata que las funciones Beta-Jacobi y Log Pearson III generan parecidos resultados aún para períodos de retorno de 200 años (99.5% prob), con diferencias máximas del 5%. Por el contrario, las funciones Gumbel Tp-1 y Log Normal proporcionan para estas mismas frecuencias predicciones inferiores respecto a las funciones anteriores con diferencias del 5 al 15%, siendo máximas las calculadas con la función Log Normal.

A la vista de los resultados obtenidos pueden extraerse las siguientes consideraciones. La utilización de las funciones Gumbel tipo I y Log Normal no parecen ser las más aconsejables para su aplicación al análisis de eventos extremos, como los considerados en el presente estudio, ya que sus distribuciones se separan notablemente de las correspondientes funciones experimentales, al menos para los valores de altas frecuencias, que son las requeridas para el adecuado diseño de proyectos hidráulicos. Por el contrario, a diferencia de las anteriores, las funciones Log-Pearson III y Beta-Jacobi, y, en particular esta última, parecen tener en consideración toda la información contenida en el fenómeno estudiado y, en consecuencia, su distribución teórica resulta ser el justo promedio de los valores observados.

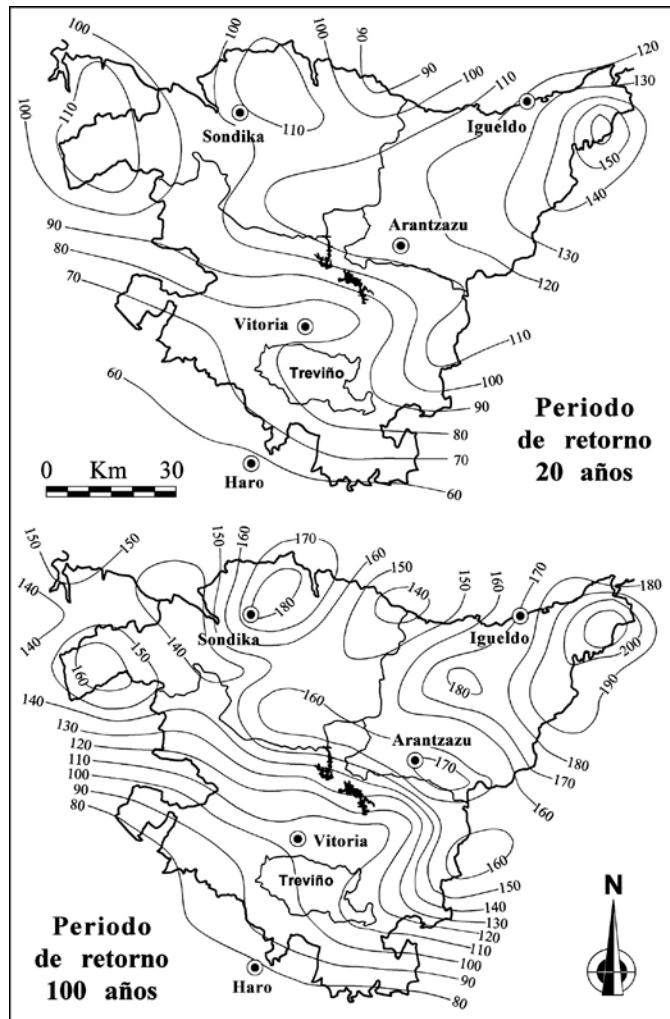


Figura 3 – Distribución de las precipitaciones máximas en 24 horas deducidas para períodos de retorno de 20 y 100 años mediante ajuste a la función Beta-Jacobi con cuatro momentos. (24 hours maximum precipitations distribution deduced for 20 and 100 years return periods using the adjustment to the Beta-Jacobi function with four moments).

Finalmente, con los resultados obtenidos, se han elaborado dos mapas de distribución de la precipitación para períodos de retorno de 20 y 100 años que muestran por sectores una significativa variación de acuerdo con su latitud geográfica en correspondencia a la notable diversidad orográfica y climática del territorio.

7. AGRADECIMIENTOS

Los autores desean expresar su agradecimiento al personal del Centro Territorial del País Vasco de la Agencia Estatal de Meteorología, al Departamento de Hidrología de Iberdrola SA, a la Estación Enológica de Haro y al Servicio Vasco de Meteorología por la cesión de diversa información hidrometeorológica.

8. REFERENCIAS

- Bâ, K.M., C. Díaz and J. Llamas (1996): "La fonction Bêta-Jacobi comme nouvelle méthode d'analyse des crues". *Collection Environnement de l'Université de Montréal*, II, 6, 558-567.
- Bobée, B. and F. Ashkar (1991): "The gamma family and derived distributions: I applied in hydrology". Water Resources Publications.
- Bruneau, P. and H. Parron (1996): "Détermination des événements hydrologiques extrêmes. Développement durable et rationnel des ressources hydriques". CWRA, ACRH 1, 44-52.
- Chow V.T. (1964): "Handbook of applied hydrology". McGraw-Hill, New York.
- Díaz, C. (1991): "Application de la fonction bêta et des polynomes de Jacobi en hydrologie". Thèse de doctorat. Université Laval, Québec, Canada. 362 p.
- Durbin, J. and G.S. Watson (1951): "Testing for serial correlation in least squares regression". *Biometrika*, II, 38-159.
- EVE (1996): "Mapa hidrogeológico del País Vasco. Euskal Herriko Mapa Hidrogeologikoa". (J. Aguayo, I. Antigüedad, I. Arrate, I. Arrizabalaga, A. Cimadevilla, A. Eraso, A. García de Cortázar, V. Iribar, H. Llanos, T. Morales & P. Tamés, auts.). Ente Vasco de la Energía, Eusko Jaurlaritza Gobierno Vasco, Vitoria-Gasteiz, 350 p.
- Gumbel, E.J. (1969): "Statistics of extremes". Columbia University Press, New York.
- Haktanir, T. and A. Bozduman (1995): "A study on sensitivity of the probability-weighted moments method on the choice of the plotting position formula". *Journal of Hydrology*, 168, 265-281.
- Hershfield, D.M. (1963): "Estimating the probable maximum precipitation". *Transactions of the ASCE*, 128, 534-556.
- Hirsch, R.M., D.R. Heisel, T.A. Cohn and E.J. Gilroy (1993): "Statistical analysis of hydrologic data". In: D.R. Maidment (ed): *Handbook of hydrology*, chapter 17. McGraw-Hill.
- Houghton, J.C. (1978): "Birth of a parent: the Wakeby distribution for modeling flood flows". *Water Resources Research*, 14, 6, 1105-1109.
- Huitorel, N., L. Perreault and B. Bobée (1992): "Test de détection de données singulières pour quelques lois du logiciel Ajuste-2". Rapport scientifique n° 360. INRS-Eau, Université du Québec.
- Kendall, M.G. and A. Stuart (1963): "The advanced theory of statistics, vol. I". Hafner Publishing Compagny, New York.
- Kite, G.W. (1975): "Confidence limits for design events". *Water Resources Research*, 11, 1, 48-53.
- Kite, G.W. (1985): "Frequency and risk analyses in hydrology". Water Resources Publications. Littleton, Colorado, U.S.A.
- Linsley, R.K., M.A. Kohler and J.L.H. Paulhus (1982): "Hydrology for engineer". MacGraw-Hill, New York.
- Llamas, J. (1993): "Hydrologie générale. Principes et applications". Gaëtan Morin, éditeur, Québec, Canada. 527 p.
- Llanos, H., C. Díaz, J. Garfias, I. Antigüedad y J. Llamas (1995): "Contribución al estudio de las precipitaciones máximas en la provincia de Álava (País Vasco). Análisis de diferentes funciones de distribución". *Ingeniería Civil*, 98, 120-128.
- McCuen, R.H. (1993): "Microcomputer applications in statistical hydrology". Prentice Hall, U.S.A.
- Mhkhandi, S.H., R.K. Kachroo and S.L. Guo (1996): "Uncertainty analysis of flood quantile estimates with reference to Tanzania". *Journal of Hydrology*, 18, 5, 317-333.
- PROSER (1983): "Plan hidrológico vasco, informe 1 - Eusko hidrologia egitasmoa, 1 argipidea". Dpto. Política Territorial y Transportes, Gobierno Vasco, Vitoria-Gasteiz.
- Shane, R.M. and D.P. Graver (1969): "Determination of optimal flood protection levels with small exceedance probabilities". *Water Resources Research*, 5, 10-19.
- Siddall, J. (1983): "Probabilistic engineering design. Principles and applications". Marcel Dekker (ed) Inc, New York.
- Stedinger, J.R., R.M. Vogel and E. Foufoula (1993): "Frequency analysis of extreme events". In: D.R. Maidment (ed): *Handbook of hydrology*, chapter 18. McGraw-Hill.
- Trujillo, E. (2000): "Análisis estadístico-probabilístico para la determinación de eventos extremos hidrológicos". Universidad Autónoma del Estado de México, Toluca. 171 p.
- USWRC (1967): "A uniform technique for determining flood flow frequency". *Bulletin 15, Hydrology Committee, US Water Resources Council*. Washington, D.C.
- USWRC (1982): "Guidelines for determining flood flow frequency". *Bulletin 17A. US Water Resources Council*. Washington, D.C.
- WMO (1981): "Selection of distribution types for extremes of precipitation. Operational hydrology". *Report-15, World Meteorological Organization*.
- Yevjevich, V. (1978): "Probability and statistics in hydrology. 2nd. Printing". Water Resources Publications.
- Yu, F.X. and B. Naghavi (1994): "Estimating distribution parameters using optimization techniques". *Hydrological Sciences. Journal des Sciences Hydrologiques*, 39, 4, 391-403.

Análisis estadístico de 10 años del Índice UV medido en la Red Radiométrica Nacional

Statistical study of UV Index from ten years of data of the Spanish Radiometric Network

M. P. Utrillas⁽¹⁾, M. J. Marín⁽²⁾, A. R. Esteve^(1,3), V. Estellés^(1,4), S. Gandía⁽¹⁾, J. Cañada⁽⁵⁾, J. A. Nuñez⁽⁶⁾ and J. A. Martínez-Lozano⁽¹⁾

⁽¹⁾ Departament de Física de la Terra i Termodinàmica, Universitat de València, Spain, utrillas@uv.es

⁽²⁾ Departament de Matemàtiques per a l'Economia i l'Empresa, Universitat de València, Spain.

⁽³⁾ Department of Meteorology, University of Reading, United Kingdom.

⁽⁴⁾ Departamento de Física Fundamental y Experimental, Electrónica y Sistemas, Universidad de La Laguna, Spain.

⁽⁵⁾ Instituto de Ingeniería Energética, Universitat Politècnica de València, Spain.

⁽⁶⁾ Centro Meteorológico Territorial de Valencia, Agencia Estatal de Meteorología, Spain.

SUMMARY

An analysis is made of experimental data of ultraviolet erythemal solar radiation (UVER) measured between the years 2000 and 2009 by the Spanish Radiometric Network. From this database, UV Index was calculated using two different criteria: a) the value corresponding to solar noon; b) the maximum daily value. In all the stations the UVI reach extreme values, 9 or higher, repeatedly in Spring-Summer, and the extreme values of UVI are more dependent on the continental effect than on their latitude. The daily data of UVER were used to calculate cumulative doses over the mean year (obtained from ten years, 2000 to 2009).

1. INTRODUCCIÓN

La radiación ultravioleta (UV) provoca sobre los seres humanos numerosos efectos nocivos (Scotto et al., 1988), especialmente en la piel (Gallagher and Lee, 2006), los ojos (Lonsberry et al., 2008) y el sistema inmunológico (Norval, 2006). La principal consecuencia de la exposición al sol es la quemadura solar o eritema, que aparece entre las 10 y 16 horas posteriores a la exposición solar (Diffey, 1982). Al mismo tiempo, una exposición crónica y excesiva de la piel a la radiación UV aumenta el fotoenvejecimiento caracterizado por arrugas, pérdidas de tonalidad en la piel y pérdida de elasticidad (Rabe et al., 2006). La exposición a la radiación UV supone cambios moleculares y genéticos, efectos sobre la pigmentación, alteraciones vasculares, immunodepresión y efectos de *photodamage* de ácidos retinoicos. Por su parte, los efectos beneficiosos de la exposición humana a la radiación ultravioleta son más bien escasos. El principal es su necesidad para la síntesis en la piel de la vitamina D obtenida como pro-vitamina D a través de la dieta (Fioletov et al., 2010). Diversos estudios relacionan la producción de vitamina D con las funciones de los músculos y los huesos, la prevención de la diabetes así como de enfermedades cardíacas (Holick, 2004).

La CIE (Commission Internationale de l’Éclairage) adoptó en 1987 una curva estándar de eritema (McKinlay et al., 1987) que es comúnmente utilizada para determinar la radiación solar UV eritemática (UVER). La UVER se calcula mediante la convolución de la curva espectral de la radiación incidente a nivel del suelo con la curva del espectro de acción eritemático propuesto por la CIE. La MED (Minimum Erythemal Dose) (Diffey, 1990), es la mínima dosis de UVER que produce un enrojecimiento apreciable en un determinado tipo de piel (fototipo). En base a los acuerdos de la COST 713 (Vanicek et al., 2000), los países Europeos han adoptado cuatro tipos de piel, mostrados en la Tabla 1. Posteriormente la CIE ha definido una dosis eritemática estándar (Standard Erythemal Dose: SED) que no depende del fototipo y que corresponde a 100 J/m² (ISO, 2000).

El índice UV (UVI) (ICNIRP, 1995) surge como una recomendación de la Comisión Internacional de Protección contra la Radiación no Ionizante (ICNIRP) en colaboración con la Organización Mundial de la Salud (WHO), la Organización Meteorológica Mundial (WMO) y el Programa de las Naciones Unidas para el Medio Ambiente (UNEP) para predecir la dosis de UV incidente a nivel del suelo. La WMO (1998) recomienda que el

índice UV se obtenga multiplicando el valor de la UVER (expresado en W/m²) por 40 y que se redondee al entero más próximo.

Este trabajo, que debe considerarse como la continuación de otro previo publicado por los autores (Martínez-Lozano et al., 2002), presenta los resultados de 10 años (2000 a 2009) relativos a los valores experimentales del índice UV determinados a partir de valores de la UVER medidos por la Red Radiométrica Nacional Española.

Tabla 1. Valores de la dosis eritemática mínima (MED). Tipos de piel definidos por COST 713 (Minimum Erythemal Doses values (MED). Skin types defined by COST 713)

Fototipos	MED
Tipo I	200 J/m ² (20 mJ/cm ²)
Tipo II	250 J/m ² (25 mJ/cm ²)
Tipo III	350 J/m ² (35 mJ/cm ²)
Tipo IV	450 J/m ² (45 mJ/cm ²)

2. MATERIALES Y MÉTODOS

La Red Radiométrica Nacional empezó a funcionar en 1998. Está gestionada por la AEMET (Agencia Estatal de Meteorología), y en la actualidad consta de 26 estaciones de medida de UVB en banda ancha, de las cuales 7 miden además ozono estratosférico. Originariamente la formaban 16 estaciones de UVB, que son las que presentan series solapables de 10 años de datos (2000-2009). En la Figura 1 se muestra la distribución geográfica de estas estaciones, en las que los registros abarcan un período de 10 años de datos (2000-2009), excepto en las de Roquetes (Tarragona) y El Arenosillo (Huelva) que presentan algunos años en blanco.

La columna de ozono se mide mediante espectroradiómetros Brewer (Brewer, 1973) y la radiación UVB mediante radiómetros UVB-1 de YES. Los espectroradiómetros Brewer han mostrado su validez en numerosas campañas de intercomparación, siendo el instrumento de referencia actual para la medida de ozono estratosférico. Los radiómetros UVB-1 de YES se calibran periódicamente en una primera fase en el laboratorio del centro radiométrico nacional (Madrid), en función de su respuesta angular y espectral. En una segunda fase se calibran en el exterior por comparación usando un sensor patrón, que a su vez se recalibra en Davos cada 2 años, y frente al Brewer #186. Este calibrado proporciona por una parte una constante, y por otra una matriz de calibrado, en función del ángulo cenital y la cantidad de ozono presente en columna.



Figura 1. Distribución geográfica de las estaciones de la Red Radiométrica Nacional (*Geographical distribution of the stations of the National Radiometric Network*)

3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En primer lugar, se ha calculado la evolución anual de los valores diarios de irradiancia eritemática (UVER) para cada estación y para el periodo de 10 años. En la Figura 2 se muestran los valores para la estación de Málaga, la más meridional sin considerar las de las Islas Canarias. Sin embargo no es la estación donde mayores valores de UVER se registran, porque al efecto latitudinal, que implica valores más elevados cuanto más proximidad haya al ecuador, se une el efecto de continentalidad que provoca que aquellas estaciones situadas en la costa alcancen valores menores de UVER debido a la influencia de aerosoles de origen marino.

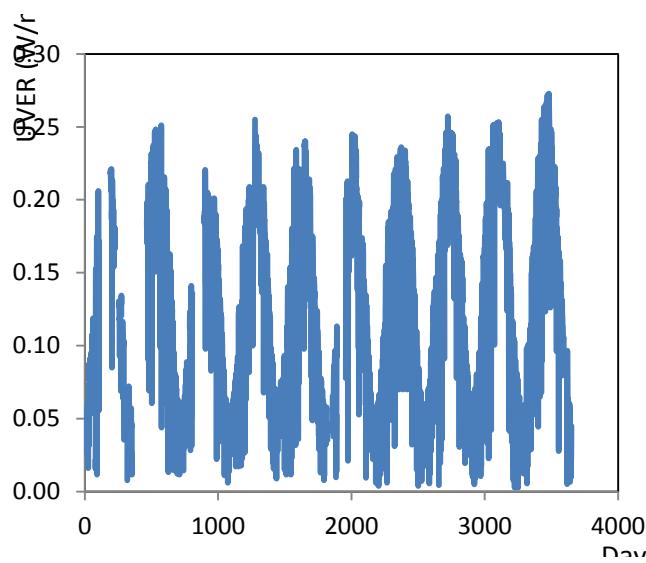


Figura 2. Evolución temporal de los valores de UVER (en Wm^{-2}) al mediodía solar en Málaga durante el periodo 2000-2009 (*Temporal evolution of UVER values (in Wm^{-2}) at solar noon in Málaga, during the period 2000-2009*)

Los valores diarios del índice UV (UVI) fueron calculados usando dos criterios diferentes: a) considerando el valor correspondiente al mediodía solar, que fue el criterio internacional usual hasta 1998; b) el valor máximo diario, que es el criterio recomendado actualmente por los organismos internacionales.

Para establecer las diferencias entre los resultados obtenidos aplicando los dos criterios para determinar el UVI, hemos llevado a cabo un análisis estadístico elemental. Para cada estación se ha calculado el porcentaje de casos cuya diferencia entre los dos

criterios es cero, uno, dos, y tres o más unidades de UVI, Tabla 2. Dependiendo de la estación, el porcentaje de coincidencia varía entre el 69% (A Coruña) y el 82% (El Arenosillo), siendo manifiestamente menor para aquellas estaciones donde la nubosidad es más variable y abundante. Sin embargo, es necesario recordar que, independientemente del criterio utilizado, y debido al redondeo que hay que aplicar al índice UV para expresarlo correctamente (por definición es un número entero), diferencias de tan sólo 0.025 W/m^2 en los valores de UVER conducen a diferencias de 1 unidad en el índice UV. Por tanto si consideramos conjuntamente los casos cuya diferencia es cero o uno, el porcentaje está comprendido entre el 89% (A Coruña) hasta el 95% (El Arenosillo) con un valor medio del 92%. Estos resultados sugieren que, en el peor de los casos existe un 89% de coincidencia o diferencia de hasta una unidad entre el índice UV al mediodía solar y el máximo valor diario. Por consiguiente parece razonable estimar el índice UV como el valor al mediodía solar.

Tabla 2. Desviaciones (en unidades completas de UVI) de los valores del índice UV al mediodía solar comparados con los valores del índice UV máximo. Los resultados están dados como un porcentaje de los valores diarios (*Deviations (in whole UVI units) of the values of the UV Index at solar noon compared to the maximum UV Index values for each of the stations considered. The results are given as a percent of the available daily values*)

$ \text{UVI}_{12\text{GMT}} - \text{UVI}_{\text{max}} $	0	1	2	≥ 3
A Coruña	69	20	7	4
Santander	70	21	6	3
Valladolid	75	17	5	3
Zaragoza	79	15	3	3
Barcelona	74	18	5	3
Madrid	76	16	5	3
Roquetes	77	15	4	4
Palma de Mallorca	77	16	4	3
Valencia	76	17	4	3
Ciudad Real	78	16	4	2
Badajoz	77	16	4	3
Murcia	78	16	4	2
El Arenosillo	82	13	3	2
Málaga	80	14	3	3
Izaña	76	14	5	5
Las Palmas de G.C.	77	14	5	4

Si dejamos al margen las estaciones situadas en las Islas Canarias, debido a su menor latitud y sus características específicas, y consideramos únicamente en cada estación los valores del índice UV clasificados como altos, muy altos o extremos (superiores a 6), expresados en tanto por ciento, y con el código de colores recomendados por la WHO, obtenemos la Tabla 3. En ella puede observarse que los valores obtenidos del índice UV muestran al menos dos resultados destacables.

En primer lugar, en todas las estaciones se alcanzan repetidamente en primavera y verano valores de UVI considerados muy altos por la WHO, de 9 o superiores. En segundo lugar, y este es quizás el resultado más relevante, los valores extremos de índice UV son más dependientes del efecto continental que del latitudinal. A partir de los valores de la Tabla 3 es posible clasificar las estaciones en tres grupos: a) costeras (con puertos): A Coruña, Santander, Barcelona, Roquetes, Valencia y Palma de Mallorca; b) interiores (situadas a más de 200km de la costa): Valladolid, Zaragoza, Madrid, Ciudad Real y Badajoz y c) meridionales (las de menor latitud): Murcia, El Arenosillo y Málaga.

Las estaciones del primer grupo tienen un máximo de UVI de 9 y sólo ocasionalmente alcanzan el 10 (1% en Valencia y Roquetes, y <1% en A Coruña, Santander, Barcelona y Palma), mientras que aquellas del segundo grupo alcanzan frecuentemente el valor de 10 en primavera y verano y ocasionalmente alcanzan el valor de 11 (extremo según la WHO) (2% en Ciudad Real, <1% Valladolid, Zaragoza, Madrid, Badajoz). En las estaciones del tercer grupo su

baja latitud compensa su carácter costero y tienen un comportamiento similar a las del interior, alcanzando valores de 10 en primavera y verano, y ocasionalmente alcanzan el valor 11 (<1% en Murcia, El Arenosillo, y Málaga). En esta clasificación no se ha tenido en cuenta la altitud, y, aunque es cierto que algunas estaciones de interior presentan más elevación que las costeras, ninguna de ellas está a más de 750m sobre el nivel del mar.

Tabla 3. Días en los 10 años considerados (en %) en los que el UVI alcanza el valor indicado. En naranja los valores altos, en rojo los muy altos y en morado los extremos, según el código de colores recomendado por la WHO. (Days from the considered 10 years (in %) that the indicated UVI value is reached in each station. In orange the high values, in red the very high values and in purple the extreme values as recommended by the WHO).

UVI	6	7	8	9	10	11
A Coruña	9	9	9	7	<1	<0.1
Santander	9	9	10	6	<1	-
Valladolid	8	8	9	13	6	<1
Zaragoza	10	11	14	9	4	<1
Barcelona	9	10	12	5	<1	-
Madrid	8	8	11	13	7	<1
Roquetes	8	11	15	9	1	<0.1
Palma de Mallorca	9	11	14	10	<1	-
Valencia	11	12	11	5	1	<0.1
Ciudad Real	7	8	9	13	11	2
Badajoz	9	9	11	14	8	<1
Murcia	9	10	12	15	4	<1
El Arenosillo	8	10	9	12	9	<1
Málaga	9	12	14	11	4	<1

A partir de la base de datos anterior hemos calculado el valor diario de irradiación eritemática (J/m^2). Estos datos han servido para estimar las dosis acumuladas de un año medio (a partir de los datos de 10 años, de 2000 a 2009). A partir de esos valores y dividiéndolos por la dosis eritemática estándar (SED), se ha obtenido el número de SEDs acumuladas a lo largo del año para todas las estaciones de la red, Figura 3. Cabe destacar que estos valores indican la dosis acumulada en una exposición solar ininterrumpida y en posición horizontal durante todas las horas de sol y todos los días del año. Estas curvas muestran claramente el cambio de gradiente correspondiente a los meses de verano, con una pendiente más pronunciada.

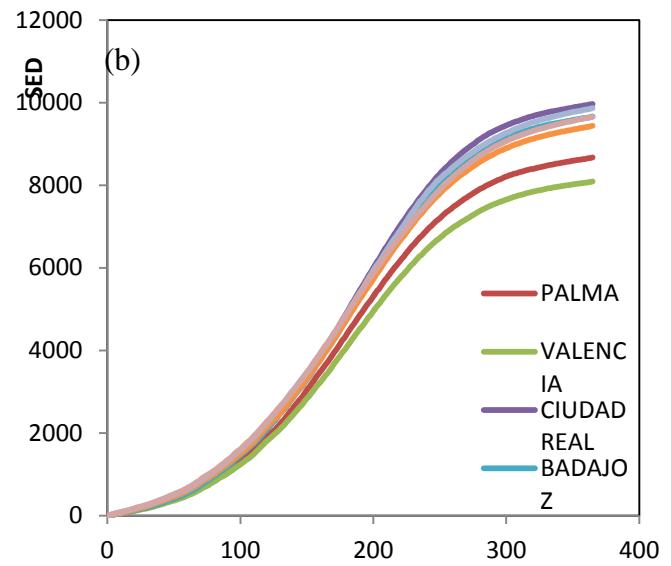
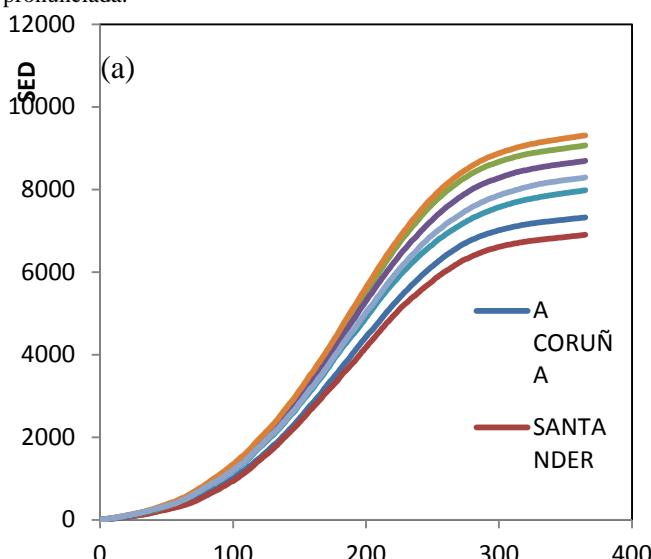


Figura 3. Irradiación anual acumulada (media del periodo 2000-2009) in SEDs en a) A Coruña; Santander; Valladolid; Zaragoza; Barcelona; Madrid; Roquetes; y b) Palma de Mallorca; Valencia; Ciudad Real; Badajoz; Murcia; El Arenosillo; Málaga (Annual cumulated irradiation (mean of the period 2000-2009) in SEDs in a) A Coruña; Santander; Valladolid; Zaragoza; Barcelona; Madrid; Roquetes; and b) Palma de Mallorca; Valencia; Ciudad Real; Badajoz; Murcia; El Arenosillo; Málaga)

En las condiciones de exposición solar en las que se definen estas curvas, los valores anuales de las SEDs están comprendidos entre las 6900 para Santander y 13300 para Izaña. Si dejamos al margen las Islas Canarias, el mayor número de SEDs se obtiene para Ciudad Real con 9960.

4. CONCLUSIONES

A partir de los datos de radiación ultravioleta eritemática registrados por la Red Radiométrica Nacional se han obtenido los valores diarios del índice UV en 14 localidades españolas durante 10 años (período 2000-2009). Se han obtenido los valores del índice UV al mediodía solar y del índice UV máximo diario, y a continuación se han calculado para cada localidad los porcentajes para los que las diferencias en los resultados obtenidos mediante ambos criterios fueron 0, 1, 2 y 3 o más unidades del índice UV. Dependiendo de la estación, el porcentaje de coincidencia está comprendido entre el 69% para A Coruña y el 82% para El Arenosillo, y correspondiendo los valores más bajos a aquellas estaciones con nubosidad más variable y abundante.

Hay que tener en cuenta que, independientemente del criterio utilizado, diferencias de $0.025 W/m^2$ en los valores del UVER pueden conducir a diferencias de una unidad en los valores del índice UV, debido al redondeo necesario para expresar el Índice UV como un valor entero. Por tanto considerando los casos coincidentes o que difieren en tan sólo una unidad de UV, el porcentaje de casos está comprendido entre el 89% para A Coruña y el 95% para El Arenosillo, con un valor medio de 92%. lo que indica que el valor al mediodía solar pueda ser considerado como representativo del máximo diario y pueda ser utilizado como valor del UVI, como se ha hecho en el resto del trabajo.

Posteriormente, se ha calculado el porcentaje de días en que se alcanzan valores altos, muy altos y extremos de UVI para cada estación. En todas las estaciones se alcanzan valores considerados muy altos por la WHO, de 9 o superiores de forma reiterada en primavera y verano. Asimismo hemos detectado que los valores extremos del UVI son más dependientes del efecto continental que del latitudinal y en función de este hecho se han podido clasificar las

estaciones en tres grupos: a) costeras (con puertos): A Coruña, Santander, Barcelona, Roquetes, Valencia y Palma de Mallorca; b) interiores (situadas a más de 200km de la costa): Valladolid, Zaragoza, Madrid, Ciudad Real y Badajoz; y c) meridionales (situadas a menor latitud): Murcia, El Arenosillo y Málaga. En las del primer grupo, los aerosoles de tipo marino evitan que se alcancen valores extremos del índice UV, mientras que en las estaciones interiores se alcanzan valores más elevados con mayor frecuencia e incluso extremos ocasionalmente. En las estaciones del tercer grupo su baja latitud compensa su carácter costero y tienen un comportamiento similar a las del interior.

Por último se ha calculado el valor de irradiación UVER diaria lo que ha permitido calcular la dosis acumulada anual para un año medio, obtenido a partir de los diez años considerados. Dividiendo estos valores por el valor de una SED, se obtiene el valor de las SEDs acumuladas a lo largo del año suponiendo una exposición solar ininterrumpida y durante todas las horas de sol del año. Las curvas obtenidas muestran el incremento de las dosis acumuladas en verano, con una pendiente más pronunciada en esos meses. En cuanto a los valores acumulados de SEDs en un año medio, están comprendidos entre los 6900 para Santander y 13300 para Izaña (Tenerife). Si dejamos al margen las Islas Canarias el mayor número de SEDs se tienen para Ciudad Real con 9960.

5. AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha sido financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación (MICINN) a través de los proyectos CGL2009-07790 y CGL2011-24290 y por la Generalitat Valenciana a través del proyecto PROMETEO-2010-064. Anna R. Esteve disfruta de un contrato APOSTD/2012/078 del Programa VAL+D para investigadores en fase postdoctoral de la Generalitat Valenciana. Víctor Estelles disfruta de un contrato Juan de la Cierva JCI-2009-04455 del Ministerio de Ciencia e Innovación (MICINN).

6. REFERENCIAS

- Brewer, A.W. (1973): "A replacement for the Dobson spectrophotometer", *Pure and Appl. Geophys.* **106-108**, 919-927.
 Diffey, B.L. (1982): "The consistency of studies of ultraviolet erythema in normal human skin", *Phys. Med. Biol.* **27**, 715-720.

Diffey, B.L. (1990): "Human Exposure to Ultraviolet Radiation", *Seminars in Dermatology* **9**, 2-10.

Fioletov, V.E., L.B.J. McArthur, T.W. Mathews and L. Marrett (2010): "[Estimated ultraviolet exposure levels for a sufficient vitamin D status in North America](#)", *Journal of Photochemistry and Photobiology B: Biology* **100**, 57-66.

Gallagher, R.P. and T.K. Lee. (2006): "[Adverse effects of ultraviolet radiation: A brief review](#)", *Progress in Biophysics & Molecular Biology* **92**, 119-131.

Holick, M.F. (2004): "Vitamin D: Importance in the prevention of cancer, type I diabetes, heart disease, and osteoporosis", *Am. J. Clin. Nutr.* **79**, 362-371.

ICNIRP International Commission on Non-Ionizing Radiation Protection (1995): Global "Solar UV Index, WHO/WMO/ICNIRP recommendation", *INCIRP publication no 1/95*, Oberschleissheim.

ISO 17166 CIE S 007/E (2000): "Erythema reference action spectrum and standard erythema dose", CIE Standard. 4pp., *CIE Publications*, Wien, Austria.

Lonsberry, B.B., E. Wyles, D., Goodwin, L., Casser and N. Lingel (2008): "[Diseases of the Cornea](#)". *Clinical Ocular Pharmacology* (Fifth Edition), 483-547.

McKinlay, A.F. and B.L. Diffey (1987): "A reference spectrum for ultraviolet induced erythema in human skin", *CIE J.* **6**, 17-22.

Martínez-Lozano and 16 co-authors (2002): "UV Index Experimental Values During the Years 2000 and 2001 from the Spanish Broadband UV-B Radiometric Network", *Photochemistry and Photobiology* **76**, 181-187.

Norval, M. (2006): "[The mechanisms and consequences of ultraviolet-induced immunosuppression](#)", *Progress in Biophysics & Molecular Biology* **92**, 108-118.

Rabe, J.H., A.J. Mamelak, P.J.S. McElgunn, W.L. Morison and D.N. Sauder (2006): "[Photoaging: Mechanisms and repair](#)". *Journal of the American Academy of Dermatology* **55**, 1-19.

Scotto, J., G. Cotton, F. Urbach, D. Berger and T.R. Fears (1988): "Biologically effective ultraviolet radiation: Surface measurements in the United States. 1974 to 1985", *Science* **239**, 762-764.

Seckmeyer, G. and 16 co-authors (1998): "The 1997 status of solar UV spectroradiometry in Germany: Results from the national intercomparison of UV spectroradiometers", *Garmisch-Partenkirchen, Germany*, 166 pp., Shaker-Verlag, Aachen, Germany.

Vanicek, K., T. Frei, Z. Litynska and A. Schnalwieser (2000): "UV-Index for the public, COST-713 Action (UV-B Forecasting)", 27 pp., *Office for Official Publications of the European Communities*, Luxembourg.

WMO, World Meteorological Organization (1998): "Report of the WMO-WHO meeting of experts on standardization of UV indices and their dissemination to the public", *W.M.O. Global Atmosphere Watch* no 127.

Evaluación de la SST como potencial predictor del caudal de invierno en la cuenca del Duero.

Evaluation of SST as potential predictor of winter streamflow in Douro basin.

Jose Manuel Hidalgo-Muñoz^(*), María Hernández-Martínez, Sonia Raquel Gámiz-Fortis, Yolanda Castro-Díez y María Jesús Esteban-Parra

Departamento de Física Aplicada, Facultad de Ciencias. Universidad de Granada. Campus Fuentenueva s/n. 18071 Granada, España.

^(*)Corresponding author email address: jhidalgo@ugr.es

SUMMARY

The interest on seasonal predictability of river flow has increased markedly in the last years because of the importance of water availability for ecosystems and human society. For this regard, this work focuses on the identification of potential sources of predictability of seasonal streamflow in Douro basin. Seasonal variations of streamflow arise from variations in precipitation and temperature, which are controlled by large-scale fluctuations in atmospheric circulation. The most important phenomena influencing this variability are the North Atlantic Oscillation (NAO) and the El Niño-South Oscillation (ENSO). In addition, predictors that represent the slow varying components of the climate system, such as sea surface temperature (SST), can provide helpful information for streamflow forecast. Hence, the ability of the main teleconnection patterns as well as the SST of previous seasons as potential predictor of winter (JFM) streamflow in Douro basin has been evaluated on this study. This evaluation has been computed through linear correlation between the seasonal streamflow and the previous SST at different lags. Since only regions or teleconnections where the correlation with the streamflow is stable can be used as predictors, the stability of these correlations has been evaluated by using a moving window. While teleconnection patterns present a no stationary correlation with DJF streamflow for this basin, various ocean regions across the globe have been identified as stable predictors in both interannual and decadal time scale.

1. INTRODUCCIÓN

La variabilidad del caudal de los ríos juega un importante papel en el desarrollo y gestión de los recursos hídricos en la mayor parte de las regiones del mundo. Por tanto, la predicción del caudal juega un papel clave en cuanto a una planificación eficiente de los recursos hídricos, así como para su gestión en los sectores agrícolas, urbanos y de producción hidroeléctrica.

El sistema hidrológico actúa como un integrador espacial y temporal de variables climáticas primarias como la precipitación, la temperatura o la evapotranspiración sobre una determinada región, por lo que la variabilidad estacional y anual del caudal de los ríos en muchas cuencas fluviales está controlada por cambios a gran escala de los patrones de circulación atmosférica (Rimbu et al., 2004, 2005). Por consiguiente, la caracterización de la variabilidad hidrológica del caudal y la identificación de aquellas variables climáticas que pueden actuar como predictores del mismo es un paso fundamental para su predicción. La habilidad en la predicción a largo plazo está asociada a la introducción de predictores cuya variabilidad en el sistema climático es de baja frecuencia, como la temperatura de la superficie del mar (SST), que puede proporcionar una valiosa información predictiva (Gámiz-Fortis et al., 2008, 2010, 2011). Además, algunos de los grandes patrones de circulación atmosférica, como la Oscilación del Atlántico Norte (NAO), que tiene un importante impacto en la precipitación de la Península Ibérica (IP) (Trigo et al., 2004), pueden actuar como predictores del caudal de los ríos ibéricos.

En este trabajo se pretende evaluar la capacidad predictiva de la SST así como de los principales patrones de teleconexión atmosféricos y oceánicos con respecto al caudal de invierno para la cuenca hidrográfica del Duero.

2. DATOS

La cuenca hidrográfica del Duero es la más extensa de la Península Ibérica, con un área de 97.290 km². En este estudio se han utilizado series de aforo correspondientes a la parte española de la cuenca (que abarca aproximadamente el 81% de la misma). Desde el punto de vista geográfico es una depresión llana y elevada, bordeada por sistemas montañosos. Prácticamente la totalidad de la cuenca se encuentra por encima de los 700 m de altitud. La parte central está formada por un relieve de llanuras escalonadas y está rodeada de sistemas montañosos.

Las series mensuales de caudal se obtuvieron del Centro de Estudios y Experimentación de Obras Públicas (CEDEX). Debido a la distinta longitud y grado de completitud de las mismas, se ha adoptado un compromiso entre la longitud temporal y el número de datos faltantes para seleccionar la mayor cantidad de estaciones posibles. Adicionalmente, debido al alto grado de regularización al cual está sometido el río Duero (una importante red de embalses se ha desarrollado a lo largo de la cuenca), las estaciones seleccionadas fueron supervisadas una a una buscando irregularidades y cambios abruptos como consecuencia de un proceso regulatorio en su caudal. Finalmente, de este control de calidad resultaron un total de 41 series de caudal cubriendo el periodo 10/1959 – 9/2008 con un máximo de un 20% de huecos. La distribución espacial de las mismas se presenta en la Figura 1.

Los datos de la SST global se obtuvieron del HadISSTv1.1 dataset (Rayner et al., 2003), del Hadley Center for Climate Prediction and Research (UK Meteorological Office), con una resolución de 1°x1°.

Los índices de teleconexión se obtuvieron del Climate Prediction Centre (CPC) de la National Oceanic Atmospheric Administration (NOAA), cubriendo el periodo 1950-2010 (ver Tabla 1).

Tabla 1 – Índices de teleconexión utilizados (Teleconnection indices used)

ID	Nombre
NAO	North Atlantic Oscillation
EA	East Atlantic pattern
AO	Atlantic Oscillation
SCA	Scandinavian pattern
EA/WR	East Atlantic / Western Russia
PDO	Pacific Decadal Oscillation
EP/NP	East Pacific / North Pacific
NIÑO3.4	El Niño 3.4 régión
SOI	South Oscillation Index

3. METODOLOGÍA

El primer paso, llevado a cabo una vez que se determinaron qué series de caudal se utilizarían, fue abordar el problema del relleno de los huecos existentes en las mismas. Para ello se ha optado por una metodología de regresión múltiple, usando como

predictores aquellas series que presentasen alta correlación (a partir de 0.7) con la serie a llenar. Con esta metodología se consiguió llenar la mayor parte de los huecos existentes. En aquellas estaciones que aún presentaban una pequeña proporción de datos faltantes, se ha optado por completarlos usando su valor medio mensual.

Una vez todas las series estaban completas se procedió a su estandarización. La estandarización de series climáticas permite una comparación espacio temporal entre series con distintas condiciones hidrológicas. Las series hidrológicas no se suelen ajustar a una distribución normal, por lo que se ha llevado a cabo un estudio previo acerca de qué distribuciones se ajustaban mejor a cada estación. Cabe destacar que debido al marcado carácter estacional del ciclo hidrológico, cada serie mensual ha sido ajustada individualmente. De un modo similar al empleado por otros autores (Vicente-Serrano et al., 2012) se ha comprobado el grado de ajuste de las series de caudal con respecto a distintas distribuciones teóricas de probabilidad tri-paramétricas (Generalized Extreme Values, Generalized Pareto, Pearson 3, Generalized Logistic y Log-Normal 3), cuyos parámetros se han determinado mediante la teoría de L-momentos (Hosking and Wallace, 1997). La selección de la distribución de probabilidad óptima para el ajuste se ha obtenido mediante el test de Kolmogorov-Smirnov.

El siguiente paso ha consistido en una regionalización de las series de caudal de la cuenca del Duero, con el fin de identificar regiones con un comportamiento diferenciado. La técnica de análisis multivariante denominada Análisis de Componentes Principales (PCA) ha sido empleada para este fin. Dicha técnica permite obtener los patrones (EOFs) dominantes de las variaciones simultáneas de un campo o variable (estaciones de aforo en este caso), lo que se traduce en una reducción de la dimensionalidad de los datos (número de estaciones) manteniendo la mayor parte de la variabilidad original. El problema de encontrar una nueva base de vectores (EOFs) que expliquen gran parte de la varianza de los datos se traduce en una diagonalización de la matriz de covarianzas (o correlaciones). Los autovectores resultantes son los nuevos patrones (o EOFs) y sus autovalores indican la varianza que tiene asociada cada uno. Cada uno de esos patrones espaciales tiene asociado un coeficiente de expansión (PC, una serie temporal representativa de la variabilidad asociada a cada nuevo EOF, obtenida proyectando la matriz original de datos sobre cada EOF). Estas nuevas variables obtenidas, ortogonales entre sí, son combinaciones lineales de las anteriores, agrupando aquellas que muestran un comportamiento parecido. Para determinar cuántos de esos nuevos ‘patrones espaciales’ o EOFs serán significativos se ha utilizado la regla de North, la cual está basada en la degeneración de los autovalores. Aquellas componentes que resultaron significativas fueron rotadas (usando la rotación ‘Varimax’). Este procedimiento es usualmente empleado para permitir una mejor interpretación física de los nuevos patrones obtenidos. Más detalles sobre esta técnica se pueden consultar en Wilks (1995). A partir de los resultados obtenidos en el análisis de componentes principales, con motivo de reducir la cantidad de estaciones con las que trabajar, se ha optado por seleccionar series representativas de cada una de las áreas identificadas. Dichas series fueron seleccionadas en base al factor de carga (correlación de la serie original con la serie PC asociada a cada componente) y comprobando además que dicha serie tuviese un registro temporal lo más largo posible (nótese que para la regionalización llevada a cabo se utilizaron series con igual longitud, si bien algunas de ellas poseían mayor cantidad de registros). El motivo de extender el registro temporal no es otro que el otorgar mayor significación estadística a los resultados.

Una vez determinadas las series largas representativas de cada componente principal, se han estandarizado siguiendo el procedimiento descrito anteriormente y se han creado las series

correspondientes al invierno (promediando los meses de enero, febrero y marzo) para cada estación.

El siguiente paso consistió en crear series estacionales con los índices de teleconexión y la SST con distintos retrasos (comenzando con octubre-diciembre, septiembre-noviembre y así hasta abril-mayo previos). Estas series estacionales con retrasos fueron correlacionadas con las series del caudal de invierno de cada una de las estaciones seleccionadas (previa eliminación de la tendencia lineal de ambas series). La significación de la correlación (al 95 %) ha sido evaluada a partir de una distribución t de Student con $n-2$ grados de libertad (siendo n la longitud de la serie).

Finalmente se analizó la estabilidad de las correlaciones significativas obtenidas. Para ello se utilizó una ventana móvil de 30 años, moviendo de uno en uno, y se calcularon las correlaciones en cada paso. Se determinaron como predictores muy estables (estables) aquellos índices de teleconexión o puntos de rejilla de SST en los cuales al menos el 80% de las correlaciones móviles fueron significativas al 95% (90%).

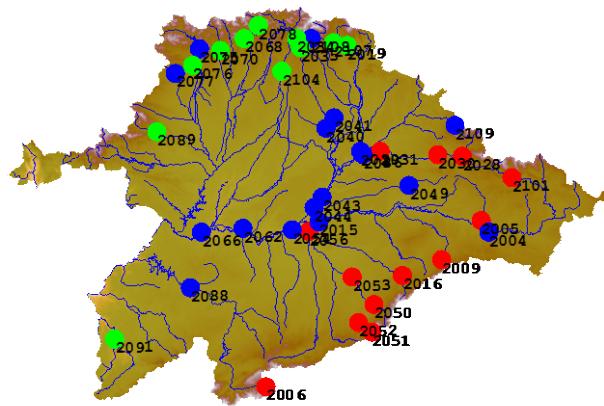


Figura 1 – Localización de las series de caudal usadas para la regionalización. El número asociado corresponde a su identificador. El color de relleno rojo, azul o verde indica su agrupación en el seno de la componente principal 1, 2 o 3, respectivamente. (Location of the stations used in the regionalization step. The associated number is the identifier of each station. In red, blue and green, the stations grouped into the principal components 1, 2 and ,3 respectively).

4. RESULTADOS

La Figura 1 muestra la localización de las 41 estaciones que, cubriendo el periodo 10/1959 - 9/2008, han superado los controles de selección mencionados en el apartado 3 y se han utilizado para la regionalización. En el análisis de componente principales se determinaron como significativas 3 componentes, las cuales representaban aproximadamente el 63 % de la varianza total. Los distintos colores de las estaciones en la Figura 1 indican la componente principal en la que se agrupó cada una de ellas, de acuerdo con su factor de carga. Nótese la división norte-sur de la cuenca obtenida en la regionalización, agrupando separadamente las vertientes norte y sur de cuenca, las cuales están marcadas por las delimitaciones geográficas (Cordillera Cantábrica en el norte y Sistemas Central e Ibérico en el sur y sur-este respectivamente), y la zona central donde la mayor parte de las estaciones se localizan en el cauce principal del río Duero o sus mayores afluentes.

Los detalles de las estaciones seleccionadas como representativas de cada región identificada (de acuerdo a un alto factor de carga) se muestran en la Tabla 2. Dado que dichas estaciones poseen un registro temporal más amplio que el seleccionado para la regionalización se decidió ampliarlo para dar mayor significación estadística a los resultados. Finalmente se ha tomado un periodo común para las tres estaciones desde 10/1931 hasta 9/2008, con menos de un 20% de huecos. La Figura 2 muestra el ciclo anual de cada una de las 3 estaciones seleccionadas como

representativas. La estación 2062 (localizada en el cauce principal del río Duero) tiene un diferenciado pico de caudal en los meses de invierno, mientras que las estaciones 2016 y 2089, localizadas en zonas altas, prolongan sus valores altos de caudal hasta la primavera, indicando una importante aportación del deshielo de las cumbres montañosas cercanas.

Tabla 2 – Estaciones representativas seleccionadas (Stations selected as representative)

ID	Nombre	Longitud (°)	Latitud (°)
2016	Pajares de Pedraza (Segovia)	-3.85	41.19
2062	Toro (Zamora)	-5.41	41.52
2089	Morla (León)	-6.25	42.22

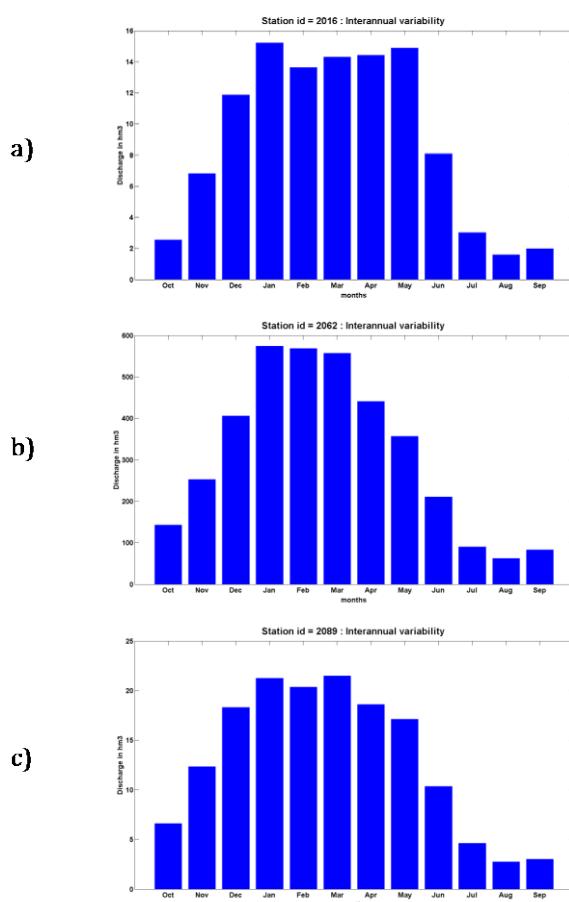


Figura 2 – Ciclo anual de las estaciones a) 2016, b) 2062 y c) 2089. (Annual cycle of stations a) 2016, b) 2062 and c) 2089).

En cuanto a las correlaciones entre los índices de teleconexión utilizados (a distintos retrasos) y el caudal de invierno promediado sobre los meses de enero a marzo (sobre las series estandarizadas), en general, no se encuentran correlaciones estables, con la excepción del East Atlantic Pattern (EA), el cual en octubre-diciembre muestra correlaciones positivas estables con el caudal enero-marzo de las estaciones 2062 y 2089.

En relación a la evaluación de la SST estacional (con diferentes retrasos) como predictor potencial del caudal de invierno de las estaciones seleccionadas, los principales resultados obtenidos se muestran en la Figura 3. En el caso de la estación 2016, destaca la correlación del caudal de invierno con la SST estacional de septiembre-noviembre (Figura 3a). En particular aparecen correlaciones significativas positivas en una región central del Pacífico situada al noroeste de la región afectada por el fenómeno del Niño, y negativas en una zona cercana a la costa este de

Australia. Atendiendo al análisis de la estabilidad, aparece como estable parte de la región situada en el Pacífico central (Figura 4a). Con respecto a la estación 2062, los resultados más notorios se encuentran en la correlación con la SST estacional de agosto-octubre (Figura 3b), donde se observan correlaciones positivas significativas en la zona central-oeste de la región del Niño y una parte de la costa este de Sudamérica, y negativas en un área del Pacífico que se extiende desde la costa este australiana hasta áreas cercanas a la costa oeste de Sudamérica. Estas correlaciones significativas también resultan estables en buena parte de las regiones mencionadas (Figura 4b). En cuanto al caudal de invierno de la estación 2089, presenta correlaciones negativas significativas con la SST de mayo-julio en una amplia zona en el Océano Índico (Figura 3c). En el análisis de la estabilidad de esas correlaciones (Figura 4c), si bien de nuevo aparece una zona en el Índico con correlaciones negativas estables, el área que ocupa es sensiblemente menor que la mostrada en la Figura 3c.

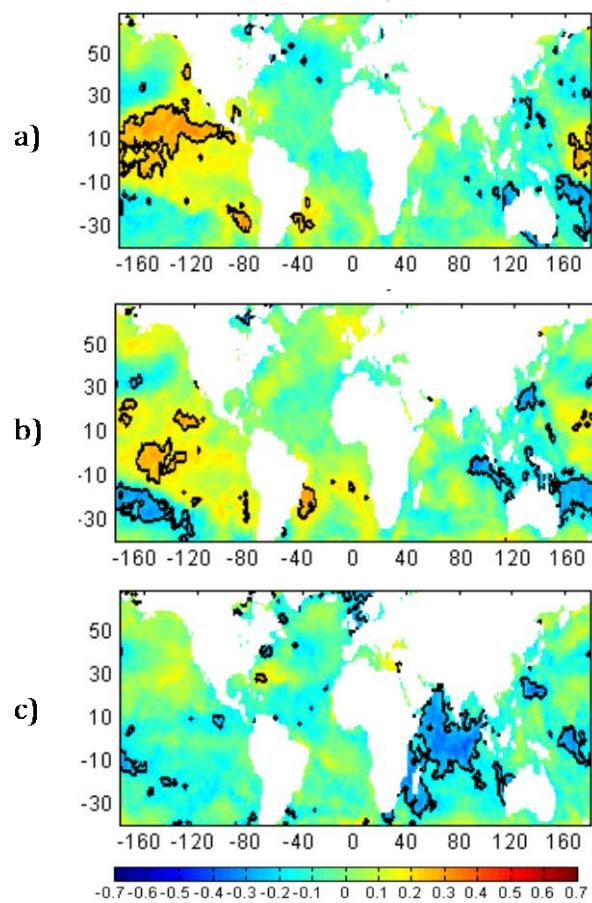


Figura 3 – Correlación entre a) la SST de septiembre-noviembre y el caudal de enero-marzo siguiente de la estación 2016, b) la SST de agosto-octubre y el caudal de enero-marzo siguiente de la estación 2062 y c) la SST de mayo-julio y el caudal de enero-marzo siguiente de la estación 2089. Las líneas negras indican las zonas donde la correlación es significativa. (Correlation between a) September-November SST and the following January-March streamflow of station 2016, b) August-October SST and the following January-March streamflow of station 2062 and c) May-July SST and the following January-March streamflow of station 2089. Black lines indicate areas where correlation is significant).

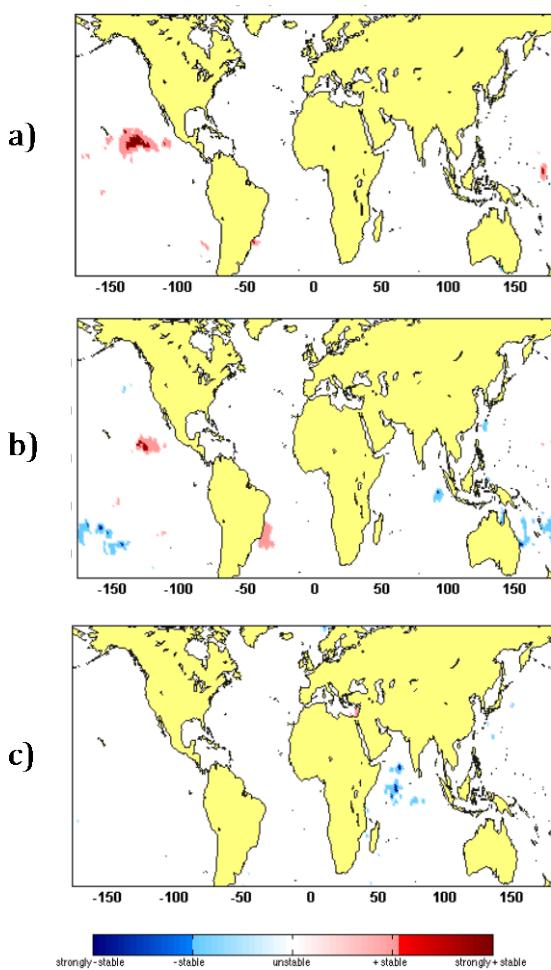


Figura 4 – Estabilidad de la correlación entre a) la SST de septiembre-noviembre y el caudal de enero-marzo siguiente de la estación 2016, b) la SST de agosto-octubre y el caudal de enero-marzo siguiente de la estación 2062 y c) la SST de mayo-julio y el caudal de enero-marzo siguiente de la estación 2089. (Stability of correlation between a) September-November SST and the following January-March streamflow of station 2016, b) August-October SST and the following January-March streamflow of station 2062 y c) May-July SST and the following January-March streamflow of station 2089).

Algunos ejemplos de la determinación de qué regiones de la SST presentan correlaciones estables mediante el uso de una ventana móvil, se muestran en la Figura 5 (para unos puntos de la rejilla de la SST en particular).

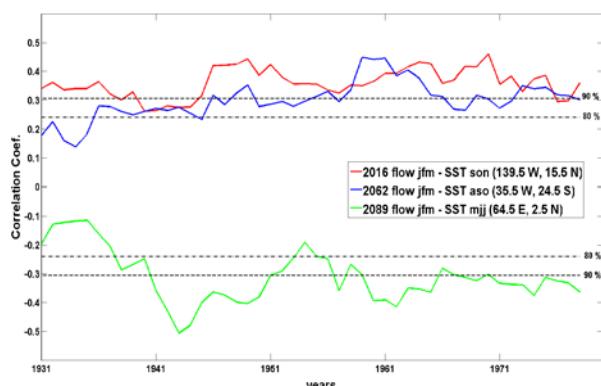


Figura 5 – Correlaciones móviles (ventana de 30 años) entre la SST de septiembre-noviembre en la rejilla centrada en 139.5 W – 15.5 N y el caudal de enero-marzo siguiente de la estación 2016 (línea roja), la SST de

agosto-octubre en la rejilla centrada en 35.5 W – 24.5 S y el caudal de enero-marzo siguiente de la estación 2062 (línea azul) y la SST de mayo-julio en la rejilla centrada en 64.5 S – 2.5 N y el caudal de enero-marzo siguiente de la estación 2089 (línea verde). El primer valor del eje x, correspondiente a 1931, indica el resultado de la correlación entre el caudal de 1931-1960 y la SST estacional de 1930-1959. (Correlation between grid box centered in 139.5 W – 15.5 N of September-November SST and the following January-March streamflow of station 2016 (red line), grid box centered in 35.5 W – 24.5 S of August-October SST and the following January-March streamflow of station 2062 (blue line) and grid box centered in 64.5 S – 2.5 N of May-July SST and the following January-March streamflow of station 2089 (green line). The first value in X axis, year 1931, indicates the correlation value between 1931-1960 winter streamflow and 1930-1959 seasonal SST)

5. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo ha consistido en analizar la capacidad como potenciales predictores del caudal de invierno en la cuenca del río Duero de la SST de diferentes regiones y de los principales índices de teleconexión, con distintos retrasos temporales.

En relación a los índices de teleconexión, sólo el EA para septiembre-noviembre presentó una correlación positiva con las estaciones 2062 y 2089. Así mismo, se encontraron algunas correlaciones significativas entre el niño3.4 y la estación 2016 (no mostradas), aunque no resultaron estables.

Las correlaciones estacionales mostraron un patrón similar para las estaciones 2016 y 2062, si bien en el caso de la 2016 resultaron más notorias las correlaciones positivas encontradas en el Pacífico central (cerca de la región de influencia de El Niño) y menos significativas las encontradas en el sur del Pacífico, en latitudes comprendidas entre 10°S y 30°S desde la costa este de Australia hasta Sudamérica.

Adicionalmente se han estudiado las correlaciones entre la SST estacional con retraso y el caudal de invierno, considerando los meses de diciembre a febrero (resultados no mostrados). En este caso, las correlaciones encontradas para las estaciones 2016 y 2062 con la SST del otoño anterior, correspondiente a la región asociada a los eventos de El Niño, fueron más intensas que las encontrada con los caudales de enero-marzo, lo cual indica la relación entre el caudal de diciembre y la SST de la zona de El Niño del final de verano y otoño anterior. Estos resultados son consistentes con los encontrados por otros autores acerca de la correlación positiva entre el ENSO (El Niño-South Oscillation) y la precipitación (Pozo-Vázquez et al., 2005) y el caudal de ríos en Europa (Rimbu et al., 2004).

Otros autores han puesto de manifiesto la importancia de la SST como potencial predictor del caudal de los ríos en España y Europa. En particular han mostrado la influencia que la SST puede tener a escalas interdecadales en el caudal de los ríos (Gámiz-Fortis et al. 2011; Ionita et al., 2011). En relación con estos resultados, el siguiente paso a este estudio consistirá en el análisis de la variabilidad decadal del caudal de invierno de los ríos de la cuenca del Duero y su conexión con la SST de las estaciones previas.

6. REFERENCIAS

- Gámiz-Fortis, S.R., D. Pozo-Vázquez, R.M. Trigo and Y. Castro-Díez (2008): "Quantifying the Predictability of Winter River Flow in Iberia. Part II: Seasonal Predictability". *Journal of Climate*, **21**, 2503-2518.
- Gámiz-Fortis, S.R., M.J. Esteban-Parra, D. Pozo-Vázquez and Y. Castro-Díez (2010): "Potential predictability of an Iberian river flow based on its relationship with previous winter global SST". *Journal of Hydrology*, **385**, 143-149.
- Gámiz-Fortis, S.R., J.M. Hidalgo-Muñoz, D. Argüeso M.J. Esteban-Parra and Y. Castro-Díez (2011): "Spatial-temporal variability in Ebro river basin (NE Spain): global SST as potential source of predictability on decadal time scales". *Journal of Hydrology*, **409**, 759-775.
- Hosking JRM and J.R. Wallis (1997): "Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-Moments". Cambridge University Press.
- Ionita, M., N. Rimbu and G. Lohmann (2011): "Decadal variability of the Elbe River streamflow". *International Journal of Climatology*, **31** (1), 22–30. Doi: 10.1002/joc.2054.
- Pozo-Vázquez, D., S.R. Gámiz-Fortis, J. Tovar-Pescador, M.J. Esteban-Parra and Y. Castro-Díez (2005): "El Niño–Southern Oscillation events and associated European winter precipitation anomalies". *International Journal of Climatology*, **25**, 17–31.
- Rayner, N.A., D.E. Parker, E.B. Horton, C.K. Folland, L.V. Alexander, D.P. Rowell, E.C. Kent and A. Kaplan (2003): "Global analyses of sea surface temperature, sea

- ice, and night marine air temperature since the late nineteenth century". *Journal of Geophysical Research*, **108**, No. D14, 4407, doi:10.1029/2002JD002670, 2003.
- Rimbu, N., M. Dima, G. Lohmann and S. Stefan (2004): "Impacts of the North Atlantic Oscillation and the El Niño–Southern Oscillation on Danube river flow variability", *Geophysical Research Letters*, **31**, L23203, doi:10.1029/2004GL020559.
- Rimbu, N., M. Dima, G. Lohmann, and I. Musat (2005). "Seasonal prediction of Danube flow variability based on stable teleconnection with sea surface temperatatura", *Geophysical Research Letters*, **32**, L21704, doi:10.1029/2005GL024241.
- Trigo, R. M., Pozo-Vázquez, D., Osborn, T. J., Castro-Díez, Y., Gámiz-Fortis, S. and Esteban-Parra, M. J. (2004). "North Atlantic Oscillation influence on precipitation, river flow and water resources in the Iberian Peninsula". *International Journal of Climatology*, **24**: 925–944. doi: 10.1002/joc.1048
- Vicente-Serrano, S., J. López-Moreno, S. Beguería, J. Lorenzo-Lacruz, C. Azorín-Molina, and E. Morán-Tejeda (2012): "Accurate Computation of a Streamflow Drought Index". *Journal of Hydrologic Engineering*, **17** (2), 318–332. doi: 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000433.
- Wilks, D. S. (1995): Statistical Methods in the Atmospheric Sciences. Academic Press, 464 pp.

Dosis de radiación solar ultravioleta eritemática sobre esquiadores infantiles

Erythemal ultraviolet solar radiation doses on children skiers

María Antonia Serrano, Javier Cañada, Juan Carlos Moreno y Gonzalo Gurrea

Instituto de Ingeniería Energética. Universitat Politècnica de València, Camino de Vera s/n, 46022 Valencia,

mserranj@fis.upv.es

SUMMARY

The ultraviolet solar radiation (UV) significantly influences the health of living beings. High values of UV radiation can cause erythema and burns, and be a cause of developing skin cancer in adulthood. Apart from these negative effects, UV radiation also has positive effects such as the production of vitamin D in the skin. Many studies have measured the UV radiation exposure in children and adolescents, as it is believed that exposure to solar radiation during youth is more crucial for the development of cutaneous melanoma than in adulthood. Furthermore, it has been estimated that 25% of UV exposure accumulated individually throughout the life of a person occurs before age 18. Skiing increases the damaging effects of sun, since it is estimated that for every 1000 meters, UV radiation increases by 15 percent and also the snow reflects 80 percent of these solar rays, so skiers receive erythemal solar UV radiation (UVER) significantly while practicing this sport. This paper presents the results of measurements made on several students who participated in "The School in the Snow" organized by the Polytechnic University of Valencia, which took place in the ski field of Panticosa (Huesca) at the end of December 2010. To quantify exposure to UVER, personal dosimeters were used (VioSpor), which were placed on the shoulder of each participant of the study (10 children) during several sessions of skiing. The test group of students in their outdoor activities received a daily average individual UVER of 229.0 J/m^2 . Given that for skin type III (normal in the Spanish population) minimum erythemal dose (MED) is 350 J/m^2 , the children of this type of skin would not have problems of erythema. However, children of skin type II (white skin) would be very close to the minimum erythemal dose (250 J/m^2), and therefore may have problems with sunburn.

It was also studied how much UVER radiation the students receive of all UVER possible during each day of training, and it was expressed as the percentage of UVER radiation received by the skier respect to the ambient UVER 24 h. From the results it is concluded that the students received, as an average value, about 34% of the measured ambient radiation on a horizontal plane.

1. INTRODUCCIÓN

Las evidencias epidemiológicas y biológicas y una gran cantidad de literatura apoyan una relación causal entre la exposición a la radiación solar ultravioleta (UV) y los distintos cánceres de piel (IARC (2000), Lucas et al. (2006)). El informe de la Organización Mundial de la Salud, de Lucas et al. (2006), fue el primer estudio sistemático de la carga sobre la salud mundial atribuible a la radiación UV e investigó nueve resultados adversos para la salud debido a la exposición excesiva a la radiación UV. Los tres más importantes resultaron ser el melanoma maligno cutáneo y los cánceres de piel no melanoma (carcinomas de células escamosas y carcinomas de células basales). Hasta el 90% de la mortalidad mundial por melanoma y otros cánceres de piel se estima que es debido a la exposición UV.

Según el informe de Lucas et al. (2006), la consecuencia más grave de la radiación UV excesiva es el melanoma maligno, que es responsable del 80% de las muertes debidas a cánceres de piel. El cáncer de piel y melanoma son un problema creciente en España y el resto de Europa, ya que su incidencia ha aumentado significativamente en los últimos 20 años, tal como se constata en Birch et al. (2010), Cabanes et al. (2009), De Vries et al. (2003), Garbe et al. (2009) y Madan et al. (2010).

Es, por lo tanto, importante apoyar los esfuerzos para reducir la exposición dañina a la radiación UV, en particular, entre los niños y adolescentes. Aunque las quemaduras de sol entre las poblaciones de mayor edad es también un factor de riesgo para el melanoma (Chang et al. (2009), Dennis et al. (2008)), las evidencias epidemiológicas indican que el exceso de exposición solar a una edad temprana es importante para determinar el riesgo de sufrir cancer de piel a lo largo de una vida (Armstrong (2005), Armstrong y Kricker (2001), Chang et al. (2009), Gandini et al. II (2005), Oliveria et al. (2006), Whiteman et al. (2001)). Se ha estimado que el 25% de la exposición acumulada a la radiación UV de un individuo se produce durante la infancia y adolescencia (Saraiya et al. (2004)).

Por ello, muchos de los estudios que analizan la exposición a la radiación solar ultravioleta eritemática (UVER) se han realizado con

niños en edad escolar, habiéndose publicado recientemente una revisión de unos 30 estudios sobre la exposición a la radiación solar UV en los jóvenes (Wright y Reeder (2005)).

Otros factores de riesgo para el desarrollo de cáncer de piel, no controlables por el ser humano, son color claro en piel y ojos, la presencia de lunares y el historial familiar de cáncer de piel (Bauer et al. (2005), Erdmann et al. (2012), Gandini et al. III (2005) Titus-Ernstoff et al. (2005), Wlecker et al. (2003), Youl et al. (2002)). Por lo tanto, la exposición UV es el único factor de riesgo conocido sobre el que se puede actuar para disminuir el riesgo de sufrir cáncer de piel.

Las actividades que los niños realizan al aire libre llevan una elevada exposición a la radiación UV, lo que lleva asociado un riesgo de padecer cáncer de piel (Mahé et al. (2011)). Hay poca información disponible sobre el riesgo de exposición a la radiación UV cuando los niños practican deportes al aire libre. Mahé et al. (2011) evaluaron la relación entre las lesiones en la piel debidas a la radiación UV y los deportes al aire libre en niños de 11 años en un período de 2 años. Observaron un aumento estadísticamente significativo de dichas lesiones en los niños que practicaban deportes al aire libre respecto a los que no los practicaban, lo que confirma la idea de que las actividades al aire libre están asociadas a una alta exposición a la radiación UV y el consiguiente riesgo de cáncer de piel. Como deporte al aire libre la práctica del esquí aumenta los efectos dañinos del sol, tanto por su realización en altitud, como por la superficie sobre la que se realiza, ya que la nieve refleja sobre un 80 por ciento de los rayos solares. La irradiación UV aumenta con la altitud debido a la disminución de material dispersivo y absorbente sobre el observador. Además hay que tener en cuenta el efecto comentado del albedo de la superficie, la cual a mayor altitud cambia de vegetación a roca y hay mayor probabilidad de la presencia de nieve. Por ello, dicho aumento del albedo con la altitud aumenta aún más la radiación UV con dicha altitud (Pribullova y Chmelik (2005)). El incremento resultante en la radiación solar UV se denomina como efecto de la altitud (AE) (Blumthaler et al. (1997)) y se ha estudiado numerosas veces para la irradiación UVER. El AE

osciló en condiciones de día claro, para la irradiancia UVER, entre 11-14%/km en Granada (Solá et al. (2008)), en Alemania osciló entre el 7-16%/km y en Bolivia 5-10%/km (Pfeifer et al. (2006)), mientras que en los Alpes suizos osciló entre 7.2-11.3%/km (Schmucki y Philippona (2002)). Dicho aumento de la irradiancia UVER con la altitud es de gran importancia con respecto la exposición humana por la observada tendencia hacia el incremento de prevalencia de melanoma a mayores altitudes (Aceituno-Madera et al. (2011)), tanto para habitantes en poblaciones a gran altitud como para practicantes de deportes en alta montaña (montañismo, esquí).

Por lo tanto, los esquiadores reciben una radiación UVER significativa mientras practican este deporte, y se encuentran en la literatura numerosos estudios sobre la exposición de este colectivo. Estudios epidemiológicos muestran que los esquiadores están en un riesgo mayor de sufrir cáncer de piel (Rosso et al. (1999)). Rigel et al. (2003) estudiaron la exposición UV que sufren los esquiadores durante el ejercicio de este deporte en Vail (Colorado) y observaron que los éstos estuvieron expuestos a una radiación UVER que puede causar fotoenvejecimiento de la piel e incrementar potencialmente el riesgo posterior de sufrir cáncer de piel. Los sujetos de dicho estudio recibieron una dosis UVER media de 6.21 SED (rango 1.2-18.5 SED), donde más de dos tercios de los esquiadores estuvieron expuestos a más de 5 SED de irradiación UVER por día mientras esquiaban durante el período de estudio. Siani et al. (2008) estudiaron las dosis UVER recibidas por un grupo de esquiadores en una zona alpina de Italia con dosímetros situados en la frente, y obtuvieron, en invierno, un ratio de exposición (RE) del 54% (mediana) con un rango del 42-70%. También estudiaron los parámetros colorimétricos de la piel y obtuvieron que los esquiadores tenían valores medios significativamente más bajos, o sea, la piel más oscura, después de la exposición al sol. Alleen y McKenzie (2005) midieron la exposición UV en la estación de esquí en Nueva Zelanda y lo compararon con los valores obtenidos al mismo tiempo en una zona cercana situado a nivel del mar usando un dosímetro electrónico. Encontraron que en la estación de esquí, la irradiación UV en superficies horizontales era un 20-30% superior que a nivel del mar, y las dosis personales fueron significativamente superiores a las obtenidas para superficies horizontales. Los mismos autores, en una segunda campaña de medidas (2006) confirmaron los resultados del estudio anterior.

Moehrle et al. (2003) estudiaron la exposición anual ocupacional a la radiación UV de los guías de montaña en los Alpes y obtuvieron para los meses de invierno una dosis diaria, con dosímetros situados verticalmente adosados en la cabeza, que oscilaba aproximadamente entre 2 y 9 SED. En otro estudio Moehrle y Garbe. (2000) estudiaron la exposición ocupacional a la radiación UV, en la estación de primavera, con dosímetros en la misma posición, de guías de montaña y de instructores de ski en los Alpes franceses. Obtuvieron para los guías de montaña una dosis diaria media de 29.75 SED (rango 11-42.75 SED) y para los instructores de ski la dosis diaria media fue de 15.25 SED (rango 7-22 SED).

Por otra parte, se sabe que la exposición solar tiene efectos positivos sobre la salud humana, tales como, por ejemplo, la síntesis de vitamina D₃ (De Gruyl (2011), Webb et al. (2011)), esencial para la mineralización de los huesos (Norval et al. (2007)). Adecuados niveles de vitamina D, además de ser necesaria para la salud del esqueleto, especialmente importante para el crecimiento de los niños, también se han sugerido como beneficioso contra la esclerosis múltiple (Kampman et al. (2010)), las enfermedades cardiovasculares (Zittermann y Gummert (2010)) y el desarrollo de cáncer en la edad adulta (Grant y Holick (2005)).

En este trabajo se muestran los resultados de las medidas realizadas sobre varios alumnos que participaron en “La Escuela en la Nieve” que organiza la Universidad Politécnica de Valencia y que tuvo lugar en la estación de esquí de Panticosa (Huesca) del 27 al 30 de diciembre de 2010.

En la tabla 1 se muestran las dosis necesarias para producir el eritema solar en función del tipo de piel. Tal como se observa en la

tabla 1, para una piel tipo III (normal en la población española) la dosis eritemática mínima (MED) es de 350 J/m² (Vanicek et al. (2000)).

Tabla 1 - Dosis eritemática mínima en función del tipo de piel
(Minimal erythema dose based on skin type)

Tipo de piel	¿Cuando se broncea?	¿Cuándo se quema?	Dosis eritemática mínima (J/m ²)
I	Nunca	Siempre	200
II	A veces	A veces	250
III	Siempre	Casi nunca	350
IV	Siempre	Nunca	450

2. MATERIALES Y MÉTODOS

2.1. Dosímetros personales

Como dosímetro UV se utilizó un sistema de filtro-esporas sensibles a la radiación UV (VioSpor, Bio-Sense, Bornheim, Alemania) y con propiedades ópticas que simulan la respuesta eritemática de la piel humana, de acuerdo con el espectro de referencia de la CIE (McKinlay y Diffey (1987)). Se utilizaron dosímetros personales tipo I de la línea azul de VioSpor. Las unidades de la exposición solar eritemática dadas por el fabricante son en J/m² y en MED (dosis eritemática mínima) para piel no curtida de raza caucásica (tipo II). Un MED en la piel tipo II corresponde a 250 J/m² normalizado a 298 nm, dosis para generar eritema, con claros márgenes 24 h. después de la exposición al sol.

Las medidas se expresan en dosis eritemática estándar (SED), donde 1 SED equivale a 100 J/m² efectivos (CIE (1997)) cuando se pondera con la función de respuesta eritemática de la CIE.

2.2. UVER ambiente

En este trabajo se muestran los resultados de las medidas realizadas sobre varios alumnos que participaron en “La Escuela en la Nieve” en la estación de esquí de Panticosa (Huesca) a 1700 m. de altitud. Dicha altitud ha sido asumida como un valor medio entre la cota mínima de 1184 m. y la cota máxima de 2220 m. sobre el nivel del mar. Para calcular el índice de exposición se necesitaba la dosis ambiente sobre plano horizontal y puesto que no se disponía de aparato de medida en la localidad del estudio, la UVER ambiente se obtuvo para cada día, mediante la simulación con el programa “Fast simulations of downward UV doses, indices and irradiances at the Earth's surface” (FastRT) del Instituto Noruego de Investigación del aire. Los datos de entrada para la simulación fueron: las coordenadas geográficas del lugar de estudio (42°42'11"N 0°16'29"W, y 1700 m. altitud), el tipo de superficie (nieve fresca), el estado del cielo, (50% cielo nublado para el día 29 y el resto de días despejados) y la columna total de ozono. Para cada día, ésta se obtuvo de los datos proporcionados por el satélite Total Ozone Mapping Spectrometer (TOMS) perteneciente a la red de medidas de la NASA.

2.2. Sujetos y diseño

Para cuantificar la exposición a la UVER se utilizaron dosímetros personales (VioSpor) tipo I que se colocaron en el hombro de cada participante del ensayo, durante cuatro sesiones de esquí durante los días 27 a 30 de Diciembre de 2010. Diez alumnos, de piel tipo II-III, de la “Escuela de la nieve” participaron en el estudio. Los tutores de los alumnos completaron un diario sobre el momento de poner y quitar el dosímetro, el tipo de actividad y duración de ésta al aire libre. Los días en que se realizaron las medidas resultaron ser en su mayor parte despejados, salvo el día 29 que fue en un 50% nublado. Los dosímetros (VioSpor tipo I) se colocaron al empezar la actividad deportiva, sujetos con un pin a la ropa en la parte superior del hombro, tapándose a la hora de comer y se retiraron al finalizar dicha actividad, utilizándose uno por sujeto cada día del estudio.

3. RESULTADOS

La tabla 2 muestra la exposición media diaria y otras estadísticas (en SED) en esquiadores infantiles, medida con dosímetros VioSpor colocados en el hombro, para cada día del período de estudio. Se

observa que la dosis UVER recibida el día 29 es superior al resto de días, como se muestra en la tabla 2, aunque la UVER ambiente dicho día es la más baja del período, por tratarse de un día parcialmente nublado. La desviación estándar que se muestra en la tabla 2 da una medida de la variabilidad entre sujetos. También dicho día 29 la variabilidad es mayor, lo que indica que los alumnos presentan un comportamiento menos consistente con respecto a sus actividades que otros días. De todas maneras, estas diferencias no pueden considerarse estadísticamente significativos. También se observa que el día 29 se recibió una dosis diaria media que supera la dosis eritemática mínima para la piel tipo II.

Tabla 2 - Exposición UVER media diaria (en SED) en esquiadores infantiles para cada día del estudio. (Average daily exposure UVER (in SED) in children skiers for each day of the study).

Fecha	SED			
	Media	Desviación estandar	Coeficiente de Variacion	Intervalo de Confianza
27/12/2010	2.29	1.15	0.50	0.75
28/12/2010	2.42	0.69	0.28	0.43
29/12/2010	2.54	1.23	0.48	0.76
30/12/2010	1.87	0.85	0.45	0.55
Media	2.29	0.99	0.43	0.32

En la tabla 3 se muestra la dosis media recibida por cada alumno, donde se observa que hay varios alumnos que han recibido una dosis diaria media por encima de la MED para piel blanca (tipo II), lo que hace recomendable incidir en la necesidad de protección solar. Si tenemos en cuenta la desviación estándar, que nos indica la variabilidad para cada alumno, todos menos uno estarían por encima de la MED para piel blanca algún día del período de medida, y un tercio de ellos estarían por encima de la MED para piel normal algún día del período de medida.

Tabla 3 - Exposición UVER media diaria (en SED) medida con dosímetros VioSpor, colocados en el hombro, para cada alumno. (Average daily exposure UVER (in SED) measured with VioSpor dosimeters on the shoulder for each subject).

Alumno	Tiempo al aire libre Media (h)	SED			Exposición media horaria (SED/h)
		Media	Desviación estandar	Intervalo de Confianza	
1	4.93	2.26	0.39	0.54	0.46
2	4.63	2.67	1.81	1.77	0.59
3	4.63	3.06	0.78	0.76	0.66
4	4.63	2.23	0.61	0.60	0.48
5	4.63	2.75	1.42	1.39	0.59
6	4.63	2.13	0.87	0.86	0.46
7	4.63	2.42	0.44	0.44	0.52
8	4.63	1.12	0.25	0.25	0.24
9	4.63	2.02	0.44	0.43	0.44
10	4.63	2.24	1.14	1.12	0.49
Media	4.64	2.29	0.99	0.32	0.49±0.21

La dosis UVER ambiente correspondiente estimada mediante el programa FastRT, en SED, se muestra en la tabla 4. Se ha calculado la fracción de la radiación ambiente UVER a la que los alumnos están expuestos (cociente entre la UVER media diaria y la UVER ambiente), y que se denomina ratio de exposición (RE), el cual se muestra para el período correspondiente en la tabla 4 y, para cada niño, en la tabla 5. Dicho RE medio es de 33.8 ± 16.0 (tablas 4 y 5).

Tabla 4 - UVER ambiente diaria (en SED) y ratio de exposición medio de esquiadores infantiles para cada día del estudio. (Daily ambient UVER (in SED) and average exposure ratio of children skiers for each day of the study).

Fecha	UVER ambiente (SED)	Ratio de exposición (%)	
		Media	Desviación estándar
27/12/2010	7.24	31.7	15.8
28/12/2010	7.27	33.3	9.5
29/12/2010	5.80	43.7	21.1
30/12/2010	7.34	25.5	11.5
Media	6.91	33.8	16.0

Tabla 5 - UVER ambiente media (en SED) y ratio de exposición medio de los dosímetros (en %) para cada alumno. (Daily ambient UVER measured (in SED) and average exposure ratio for each subject of the study).

Alumno	UVER ambiente (SED)	Ratio de exposición (%)	
		Media	Desviación estándar
1	6.53	34.5	0.46
2	6.91	37.9	24.0
3	6.91	45.8	18.1
4	6.91	33.1	12.2
5	6.91	42.1	28.1
6	6.91	30.7	11.3
7	6.91	35.9	10.7
8	6.91	16.3	3.6
9	6.91	29.7	8.5
10	6.91	32.7	15.9

4. CONCLUSIONES

Es difícil comparar los resultados de los estudios sobre la exposición a los rayos UV debido a las diferencias de diseño de los estudios, tales como la posición y tipo de los dosímetros, la latitud y altitud de la zona de estudio, la época del año,... Por esta razón, si se dispone de datos sobre el RE, este es utilizado en la comparación para minimizar los efectos sobre el análisis de dichos factores.

Se ha analizado la exposición a la UVER en niños en edad escolar, durante la realización de una actividad extraescolar al aire libre, como es la práctica del esquí. La exposición media diaria de los alumnos fue de 2.29 SED, con algunos alumnos por encima de la MED para piel blanca. Además, si tenemos en cuenta la desviación estándar, casi todos estarían por encima de la MED para piel blanca algún día del período de medida, y un tercio de los alumnos estarían por encima de la MED para piel normal algún día del período de medida. Si comparamos la dosis media diaria recibida por los esquiadores en este estudio, es inferior a la obtenida por Rigel et al. (2009) en Vail (Colorado) con un valor de 6.21 SED. Moehrle et al. (2003) obtuvieron para los meses de invierno una dosis diaria para guías de montaña en los Alpes, que oscilaba aproximadamente entre 2 y 9 SED. En otro estudio, Moehrle y Garbe (2000) obtuvieron para instructores de ski, en los Alpes franceses y en la estación de primavera, una dosis diaria media de 15.25 SED (rango 7-22 SED). Las diferencias observadas en cuanto a dosis recibidas por parte de

los integrantes de nuestro estudio respecto a los comentados pueden ser debidas a los diferentes factores de diseño comentados anteriormente.

Los alumnos de este estudio han recibido el 34% de la UVER ambiente como media, con una desviación estandar elevada, del orden del 16%, como se puede comprobar en la oscilación de dicho RE medio individual, con valores entre el 16% y el 46%. Siani et al. (2008) en una zona alpina de Italia obtuvieron, en invierno, un RE del 54% (mediana) con un rango del 42-70%, bastante superior al RE de nuestro estudio. Las diferencias entre ambos estudios pueden ser debidas a la distinta posición de los dosímetros, la mayor altitud de la zona de estudio de Siani et al. (2008) y la distinta orientación de las laderas de las montañas de los campos de esquí, entre otras.

Según los resultados de nuestro estudio, los esquiadores están expuestos a una radiación UVER que puede dañar su piel e incrementar potencialmente el riesgo posterior de cáncer de piel. Este resultado nos reafirma en la necesidad de medidas protectoras frente a la radiación solar, como cremas solares de alta protección (30 o superior), gafas, gorro, alta calidad de los equipos de protección,... cuando se realicen este tipo de actividades al aire libre.

5. AGRADECIMIENTOS

Los autores desean agradecer a los monitores y niños de la "Escuela de la nieve" su colaboración en este estudio. Los autores agradecen la financiación económica del proyecto CGL2010-15931 de la Dirección General de Investigación del Ministerio de Educación y Ciencia y al proyecto PROMETEO 2010/064 de la Generalitat Valenciana.

6. REFERENCIAS

- Aceituno-Madera, P., A. Buendía-Eisman, F.J. Olmo, J.J. Jiménez-Moleón y S. Serrano-Ortega. (2011): "Melanoma, Altitude, and UV-B Radiation". *Actas Dermosifiliogr.*, **102**, 3, 199–205.
- Allen, M. y R. McKenzie (2005): "Enhanced UV exposure on a ski-field compared with exposures at sea level". *Photochem. Photobiol. Sci.*, **4**, 429-437.
- Allen, M. y R. McKenzie (2006): "UV exposure on New Zealand ski-fields". *UV Radiation and its Effects: an update, Royal Society of New Zealand, Miscellaneous Series*, **68**, Wellington, 70–71.
- Armstrong, B.K. y A. Kricker (2001): "The epidemiology of UV induced skin cancer". *J. Photochem. Photobiol. B*, **63**, 8–18.
- Armstrong, B.K. (2005): "How sun exposure causes skin cancer: an epidemiological perspective", In: *Prevention of Skin Cancer* (Edited by D. Hill, J. M. Elwood and D. R. English). Kluwer Academic 89–116.
- Bauer, J., T.L. Diepgen y J. Schmitt. (2005): "Risk factors of incident melanocytic nevi: a longitudinal study in a cohort of 1,232 young German children". *Int. J. Cancer*, **115**, 121–126.
- Biosense Laboratories, Available at www.biosense.de/home-e.htm, Accessed on 16 January 2012.
- Birch-Johansen, F., A. Jensen, L. Mortensen, A.B. Olesen y S. K. Kjær (2010): "Trends in the incidence of nonmelanoma skin cancer in Denmark 1978–2007: rapid incidence increase among young Danish women". *Int. J. Cancer*, **127**, 2190–2198.
- Blumthaler, M.B., W. Ambach y R. Ellinger (1997): "Increase in solar UV radiation with altitude". *Journal of Photochemistry and Photobiology B: Biology*, **39**, 130-134.
- Cabanes, A., B. Pérez-Gómez, N. Aragónés, M. Pollán y G. López-Abente. (2009): "La situación del cáncer en España, 1975-2006". Instituto de Salud Carlos III, Ministerio de Ciencia e Innovación, Madrid.
- CIE, The International Commission on Illumination (1997): "Standard Erythema Dose, a Review". CIE 125, Vienna.
- Chang, Y., J.H. Barrett, D.T. Bishop, B.K. Armstrong et al. (2009): "Sun exposure and melanoma risk at different latitudes: a pooled analysis of 5700 cases and 7216 controls". *International Journal of Epidemiology*, **38**, 814–830.
- De Gruijl, F.R. (2011): "Sufficient Vitamin D from Casual Sun Exposure?". *Photochemistry and Photobiology*, **87**, 598–601.
- Dennis, L.K., M.J. VanBeek, L.E. Beane Freeman et al. (2008): "Sunburns and risk of cutaneous melanoma, does age matter: a comprehensive meta-analysis". *Ann Epidemiol.*, **18**, 8, 614–627.
- De Vries, E., J.E. Tyczynski y D. Maxwell Parkin (2003): "Cutaneous malignant melanoma in Europe. European network of cancer registries". *International agency for research on cancer, ENCR CANCER FACT SHEETS* No. 4, November 2003.
- Erdmann, F., J. Lortet-Tieulent, J. Schuz et al. (2012): "International trends in the incidence of malignant melanoma 1953–2008—are recent generations at higher or lower risk?". *International Journal of Cancer*, DOI: 10.1002/ijc.27616 History: Online 24 Apr 2012.
- FastRT (<http://nadir.nilu.no/~olaeng/fastrt/fastrt.html>). Acceso el día 2 de abril de 2012.
- Gandini, S., F. Sera, M.S. Cattaruzza et al. (2005): "Meta-analysis of risk factors for cutaneous melanoma: II. Sun exposure". *Eur J Cancer*, **41**, 1, 45–60.
- Gandini, S., F. Sera, M.S. Cattaruzza et al. (2005): "Metaanalysis of risk factors for cutaneous melanoma: III. Family history, actinic damage and phenotypic factors". *Eur J Cancer*, **41**, 2040–59.
- Garbe, C. y U. Leiter (2009): "Melanoma epidemiology and trends". *Clinics in Dermatology*, **27**, 3–9.
- Grant, W.B. y M.F. Holick (2005): "Benefits and requirements of vitamin D for optimal health: a review." *Alternative Medicine Review*, **10**, 2, 94–104.
- IARC, 2000, IARC monographs on the evaluation of carcinogenic risks to humans: solar and ultraviolet radiation 55. Lyon.
- Kampman, M.T. y L.H. Steffense (2010): "The role of vitamin D in multiple sclerosis". *Journal of Photochemistry and Photobiology B: Biology*, **101**, 137–141.
- Lucas, R., T. Michael, W. Smith y B. Armstrong (2006): "Solar ultraviolet radiation: Global burden of disease from solar ultraviolet radiation". Prüss-Ustün A et al., eds. Geneva, World Health Organization, 2006 (Environmental Burden of Disease Series, No. 13).
- Madan, V., J. Lear y R.M. Szeimies (2010): "Non-melanoma skin cancer". Seminar www.thelancet.com February 20, **375**, 673-685.
- Mahé, E. M., A. Beauchet, M. de Paula Correa, S. Godin-Beckmann et al (2011): "Outdoor sports and risk of ultraviolet radiation-related skin lesions in children: evaluation of risks and prevention". *British Journal of Dermatology*, **165**, 360–367.
- McKinlay, A.F. y B.L. Diffey (1987): "A reference action spectrum for ultraviolet induced erythema in human skin". *CIE Journal*, **6**, 17–22.
- Moehrle, M., B. Dennenmoser y C. Garbe (2003): "Continuous long-term monitoring of UV radiation in Professional mountain guides reveals extremely high exposure". *Int. J. Cancer*, **103**, 775–778.
- Moehrle, M. y C. Garbe (2000): "Personal UV dosimetry by *Bacillus subtilis* Spore Films". *Dermatology*, **200**, 1-5.
- Norval, M., A. P. Cullen, F.R. de Gruijl et al. (2007): "The effects on human health from stratospheric ozone depletion and its interactions with climate change". *Photochem. Photobiol. Sci.*, **6**, 232–251.
- Oliveria, S.A., M. Saraiya, A.C. Geller, M.K. Heneghan y C. Jorgensen (2006): "Sun exposure and risk of melanoma". *Arch Dis Child*, **91**, 131–138.
- Pfeifer, M.T., P. Koepke, y J. Reuder (2006): "Effects of altitude and aerosol on UV radiation". *J. Geophys. Res.*, **111**, D01203, doi:10.1029/2005JD006444.
- Pribulova, A. y M. Chmelik (2005): "Effect of altitude and surface albedo variability on global UV:B and total radiation under clear-sky condition". *Contributions to Geophysics and Geodesy*, **35**, 3, 281-298.
- Rigel, E.G., M.G. Lebwohl, A.C. Rigel y D.S. Rigel (2003): "Ultraviolet radiation in Alpine skiing". *Arch. Dermato.*, **139**, 60-62.
- Rosso, S., R. Zanetti, M. Pippone y H. Sancho-Garnier (1998) : "Parallel risk assessment of melanoma and basal cell carcinoma: skin characteristics and sun exposure". *Melanoma Res*, **8**, 6, 573–83.
- Saraiya, M., K. Glanz, P.A. Briss et al. (2004): "Interventions to prevent skin cancer by reducing exposure to ultraviolet radiation: a systematic review". *Am. J. Prev. Med.*, **27**, 422–466.
- Schmucki, D. A. y R. Philippon (2002): "UV radiation in the Alps: The altitude effect". *Opt. Eng.*, **41**, 12, 3090–3095.
- Siani, A.M., G.R. Casale, H. Di'emoz, G. Agnesod et al. (2008): "Personal UV exposure in high albedo alpine sites". *Atmos. Chem. Phys.*, **8**, 3749–3760.
- Sola, Y., J. Lorente, E. Campmany et al. (2008): "Altitude effect in UV radiation during the Evaluation of the Effects of Elevation and Aerosols on the Ultraviolet Radiation 2002 (VELETA-2002) field campaign". *J. Geophys. Res.*, **113**, D23202, doi:10.1029/2007JD009742.
- Titus-Ernstoff, L., A.E. Perry, S.K. Spencer et al. (2005): "Pigmentary characteristics and moles in relation to melanoma risk". *Int. J. Cancer*, **116**, 144–149.
- TOMS (http://toms.gsfc.nasa.gov/teacher/ozone_overhead.html). Acceso 2 de abril de 2012.
- Vanicek, K., T. Frei, Z. Litynska y A. Schnalwieser (2000): "UV-index for the public". COST-713 Action (UV-B Forecasting), Brussels, 27 p.

- Webb, A.R., R. Kift, J.L. Berry y L.E. Rhodes (2011): "The Vitamin D Debate: Translating Controlled Experiments into Reality for Human Sun Exposure Times". *Photochemistry and Photobiology*, **87**, 741–745.
- Whiteman, D.C., C.A. Whiteman y A.C. Green (2001): "Childhood sun exposure as a risk factor for melanoma: a systematic review of epidemiologic studies". *Cancer Causes Control*, **12**, 1, 69–82.
- Wlecker, T.S., H. Luther, P. Buettner et al. (2003): "Moderate Sun Exposure and Nevus Counts in Parents Are Associated with Development of Melanocytic Nevi in Childhood. A Risk Factor Study in 1812 Kindergarten Children". *Cancer*, **97**, 3, 628–638.
- Wright, C. y A. Reeder (2005): "Youth solar ultraviolet radiation exposure, concurrent activities and sun-protective practices: A review". *Photochem. Photobiol.*, **81**, 1331–1342.
- Youl, P., J. Aitken, N. Hayward, D. Hogg et al. (2002): "Melanoma in adolescents: a case-control study of risk factors in Queensland, Australia". *Int J Cancer*, **98**, 1, 92–8.
- Zittermann, A. y J.F. Gummert (2010): "Sun, vitamin D, and cardiovascular disease". *Journal of Photochemistry and Photobiology B: Biology*, **101**, 124–129.

Estudio del índice de claridad para nubes bajas en Valencia, España

Study of the clearness index for low cloudiness in Valencia, Spain

D. Serrano⁽¹⁾, M. J. Marín⁽²⁾, M. P. Utrillas⁽¹⁾, M. Nuñez⁽³⁾, J. Cañada⁽⁴⁾, J. A. Martínez-Lozano⁽¹⁾

⁽¹⁾ Departament de Física de la Terra i Termodinàmica, Universitat de València, Spain, david.serrano@uv.es

⁽²⁾ Departament de Matemàtiques per a l'Economia i l'Empresa, Universitat de València, Spain.

⁽³⁾ School of Geography and Environmental Studies, University of Tasmania, Hobart, Australia.

⁽⁴⁾ Instituto de Ingeniería Energética, Universitat Politècnica de València, Spain.

SUMMARY

The values of two clearness indices have been measured for the city of Valencia in 2011: k_t , the clearness index for the whole solar spectrum and the erythemal clearness index for the erythemal radiation k_{tUVER} corresponding to the solar radiation weighted by the erythemal action spectrum on human skin, normalized with respect to the solar constant corresponding to that spectrum. We have studied statistically the two indices both for clear skies, overcast skies and partly cloudy skies, all for low clouds. The measurements of k_{tUVER} reached values that were approximately 2% of that corresponding to k_t . The ratio of the erythemal clearness index and the corresponding solar irradiance was also studied.

1. INTRODUCCIÓN

La importancia de las nubes en los procesos atmosféricos es muy importante, jugando un rol fundamental en la transferencia radiativa y en los procesos de cambio climático. Especialmente relevante es el efecto de las nubes sobre la radiación ultravioleta (UV), debido a los efectos biológicos que tiene en los seres vivos en general, y en los humanos en particular, principalmente sobre la piel (Armstrong and Kricker, 2001), los ojos (Roberts, 2001) y el sistema inmunológico (Norval, 2006). La principal consecuencia de la exposición al sol es el eritema o la quemadura solar, que aparece entre 10-16 horas después de la exposición al sol (Diffey, 1982).

La CIE (Comission Internationale de l'Éclairage) adoptó en 1987 una Curva Estándar de Eritema (McKinlay y Diffey, 1987), que es la recomendada actualmente para la determinación de la radiación solar ultravioleta eritemática (UVER). La UVER se calcula multiplicando la curva espectral de la radiación solar incidente a nivel de suelo, I_λ , por la curva del espectro de acción propuesta por la CIE, E_λ , según la ecuación:

$$UVER = \int_{290}^{400} I_\lambda E_\lambda d\lambda \quad (1)$$

Una manera clara y sencilla de estudiar la radiación solar es mediante el índice de claridad, k_t . Este índice ha sido definido por Liu y Jordan (1960) como el cociente de la irradiancia total sobre una superficie horizontal, I , y la irradiancia solar extraterrestre sobre una superficie horizontal, I_0 :

$$k_t = \frac{I}{I_0} = \frac{I}{I_{sc} E_0 \cos(SZA)} \quad (2)$$

donde I_{sc} es la constante solar (1367 Wm^{-2}), E_0 es el factor de corrección de la distancia Tierra-Sol = $(r_0/r)^2$ y SZA el ángulo cenital solar. Este índice describe la transmisión total a través de la atmósfera debido a los procesos de absorción y dispersión. El nombre de índice de claridad se debe a que disminuye con el aumento de la atenuación atmosférica de la radiación solar, determinada principalmente por la nubosidad. Físicamente el valor del índice de claridad es instantáneo aunque también se puede utilizar valores horarios, diarios o mensuales (Cañada et al., 2003; Martínez-Lozano et al., 1994).

En este trabajo se ha utilizado el índice de claridad eritemático, k_{tUVER} (Alados-Arboledas et al., 2003):

$$k_{tUVER} = \frac{UVER}{I_{scUVER} E_0 \cos(SZA)} \quad (3)$$

donde ambos, UVER y I_{scUVER} , son ponderados usando el espectro de acción eritemático (McKinlay y Diffey, 1987). El valor de I_{scUVER} se obtiene con el espectro Atlas 3 y es igual a 9.89 Wm^{-2} .

2. INSTRUMENTACIÓN

Las medidas de la radiación global han sido tomadas cada 10s y calculando medias en intervalos de 5 minutos usando un piranómetro CM-6 de Kipp & Zonen, el cual tiene un rango espectral entre 305 y 2800 nm. Este radiómetro es calibrado regularmente por comparación con un PSP (piranómetro espectral de precisión) Eppley, considerado como un radiómetro estándar de primera clase.

Para las medidas de la radiación eritemática se ha utilizado un radiómetro UVB-1 de YES que tiene un rango espectral entre los 280 y 400 nm y una respuesta espectral próxima al espectro de acción eritemático. Se han registrado también medidas cada 5 minutos. El sensor es sometido una vez al año a un calibrado estándar y certificado en las instalaciones del Instituto Nacional de Técnica Aeroespacial (INTA) (Vilaplana et al., 2006). Este calibrado consta de dos fases diferentes. La primera fase consiste en la medida de la respuesta espectral y angular del sensor. La segunda fase consta de una intercomparación con un espectrorradiómetro modelo Brewer MKIII a la intemperie.

En cuanto al registro de la nubosidad, se dispone de una cámara de nubes automatizada SONA SIELTEC S.L., que registra imágenes de toda la bóveda celeste las 24 horas, cada 5 minutos, para obtener una buena caracterización de la cubierta nubosa, almacenándose en la memoria local. La cámara está compuesta por una carcasa de aluminio, una lente de ojo de pez con un captador de imágenes basado en un sensor CCD, una banda sombreadora que impide la saturación del sensor CCD debido a la entrada directa de luz del sol, así como de un sistema de control de la temperatura. Esta cámara está en funcionamiento desde noviembre de 2010. Para analizar las imágenes obtenidas se ha utilizado un programa en IDL que mediante la aplicación de un filtro de bandas en dos colores (negro para el cielo y el blanco de las nubes) y con un determinado umbral se separa la parte nublada, del cielo despejado.

Los tres aparatos están instalados en la terraza de la Facultad de Física, en el campus de Burjassot en Valencia ($39^{\circ} 30'N$; $0^{\circ} 25'W$). Las medidas se han realizado simultáneamente utilizando únicamente aquellas correspondientes a ángulos centrales menores de 70° para todo el año 2011.

3. RESULTADOS

En primer lugar se ha realizado el estudio de los índices de claridad k_t y k_{tUVER} para días totalmente despejados, seleccionados a partir de las imágenes de la cámara de nubes, es decir, aquellos con una cobertura nubosa de 0. Para el año 2011, el año del estudio, disponemos de más de 7.700 datos. Habitualmente se consideran cielos despejados en la literatura valores de k_t mayores de 0.7.

En la Tabla 1 se detalla el valor medio, la mediana y la desviación estándar para todo el año 2011 en cielos despejados tanto del parámetro k_t como del k_{tUVER} y donde se observa que el valor medio del k_t es mayor de 0.7, como cabría esperar en cielos totalmente despejados, siendo el valor de k_{tUVER} un 2% del valor de k_t coincidiendo con el obtenido por los autores en trabajos anteriores (Tena et al., 2009).

Tabla 1 – Estadística de los índices de claridad para cielos despejados. (Statistical study of clearness indices for clear skies.)

Cielos despejados	Valor medio	Mediana	Desviación estándar
k_t	0.7481	0.7520	0.0377 ± 0.0004
k_{tUVER}	0.0145	0.0144	0.0051 ± 0.0001

0

En las Figuras 1 y 2 se puede observar la evolución de estos parámetros a lo largo de 2011, para cielos totalmente despejados donde se observa que los valores más altos se dan en los meses donde la irradiancia total es mayor (verano) y los más bajos en invierno, siendo este efecto más pronunciado para el rango de la UVER.

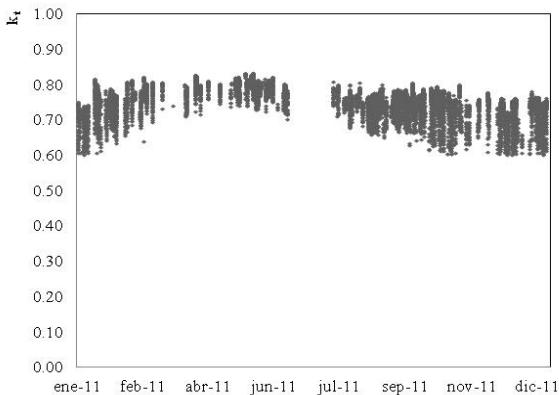


Figura 1 - Evolución de k_t para cielos despejados en 2011. (Evolution of k_t for clear sky in 2011.)

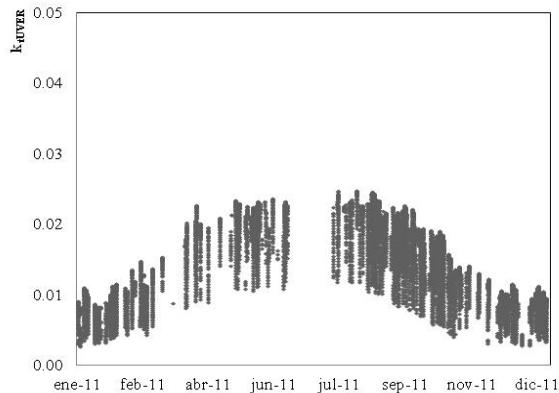


Figura 2 - Evolución de k_{tUVER} para cielos despejados en 2011. (Evolution of k_{tUVER} for clear skies in 2011.)

En la Figura 3 se han representado los valores de la irradiancia UVER frente a los de k_{tUVER} para las dos horas centrales del día, entre las 11 y las 13 h del mediodía (hora GMT) mostrando que existe una relación lineal entre ambas.

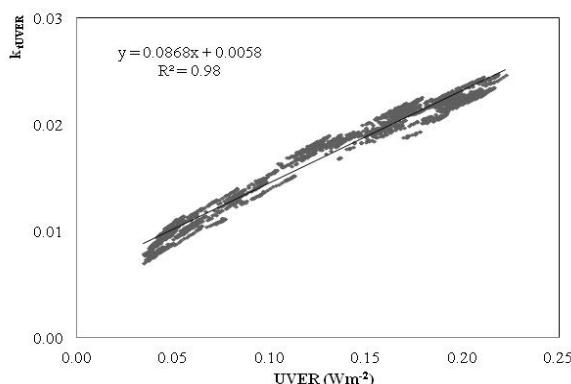


Figura 3 - Valores de k_{tUVER} versus valores de UVER en 2011 considerando las dos horas centrales del día para cielos despejados. (Values of k_{tUVER} versus values of UVER in 2011 only considering the two central hours of the day for clear skies.)

Posteriormente se ha realizado el mismo estudio anterior pero en este caso para cielos totalmente nublados, es decir, con una cobertura nubosa de 1. En la Tabla 2 se muestra el valor medio, la mediana y la desviación estándar para todo el año 2011 en cielos totalmente nublados.

Tabla 2 – Estadística de los índices de claridad para cielos nublados. (Statistical study of clearness indices for overcast skies.)

Cielos nublados	Valor medio	Mediana	Desviación estándar
k_t	0.1956	0.1810	0.113 ± 0.002
k_{tUVER}	0.0040	0.0035	0.0027 ± 0.0001

Respecto a los valores medios, el valor de k_t en cielos totalmente cubiertos ha descendido en un 74% respecto al valor para cielos totalmente despejados mientras que la k_{tUVER} ha descendido en un 72%. Además en este caso continúa siendo el valor de k_{tUVER} un 2% del valor de k_t .

En las Figuras 4 y 5 podemos observar la evolución de estos parámetros a lo largo de 2011, para cielos totalmente cubiertos. En la Figura 4 se observa una mayor dispersión en los valores del índice de claridad respecto a los obtenidos anteriormente para cielos despejados, tal y como indica también la desviación estándar, que es tres veces más elevada.

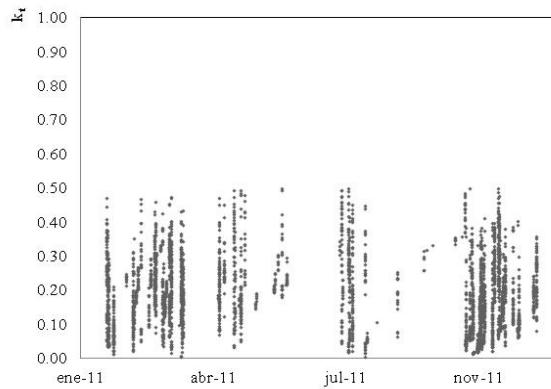


Figura 4 - Evolución de k_t para cielos totalmente cubiertos en 2011. (Evolution of k_t for overcast skies in 2011.)

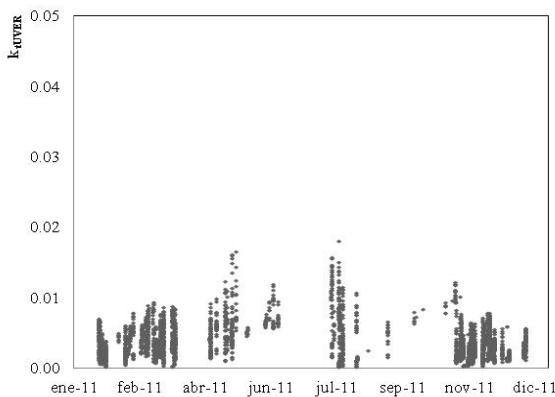


Figura 5 - Evolución de k_{UVER} para cielos totalmente cubiertos en 2011.
(Evolution of k_{UVER} for overcast skies in 2011.)

La representación de los valores de UVER frente a los de k_{UVER} para las dos horas centrales del día para cielos cubiertos (Figura 6) muestra también una relación lineal entre ambas, aunque con un coeficiente de correlación menor que en el caso anterior. Si se compara esta Figura con la Figura 3 se aprecia la diferencia en el rango de valores de la UVER, siendo mucho menores en este caso que en el caso de cielos despejados.

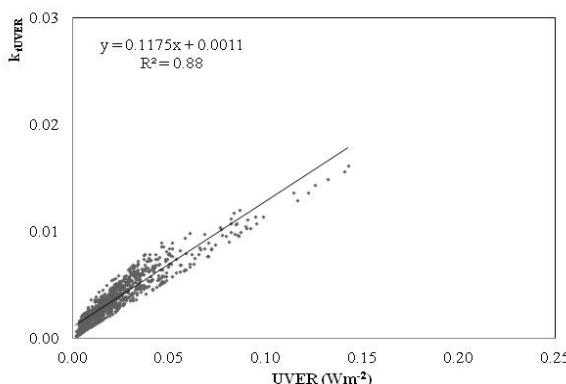


Figura 6 - Valores de k_{UVER} versus valores de UVER en 2011 considerando las dos horas centrales del día para cielos totalmente cubiertos. (Values of k_{UVER} versus values of UVER in 2011 only considering the two central hours of the day for overcast skies.)

Finalmente se han estudiado los días parcialmente nubosos para nubes bajas y para cualquier valor de cobertura nubosa. Respecto a los valores de los índices muestran una gran variabilidad. Esta variabilidad en la mayoría de los casos se debe a si se tiene o no radiación solar directa, es decir, si el sol está tapado o no por las nubes.

Para poder discriminar los días en los cuales el sol no está oculto por las nubes se ha utilizado el cociente entre la irradiancia UVER difusa y la irradiancia UVER total:

$$\frac{UVER_{difusa}}{UVER} \quad (4)$$

Este cociente varía entre 1 y 0.48, y se ha comprobado que para valores entre 1 y 0.8 la radiación difusa es muy grande y casi comparable a la total debido a que el sol está oculto por las nubes. En cambio para valores menores de 0.8 el sol no está obstruido totalmente por las nubes.

En la Tabla 3 se muestran los valores estadísticos estudiados anteriormente utilizando este criterio y agrupando los datos en función del valor del cociente de la ecuación 4. Para un cociente mayor que 0.8 se obtienen valores más próximos a cielos totalmente nublados y para un cociente menor que 0.8 valores más próximos a cielos despejados. En ambos casos el valor de k_{UVER} sigue siendo

aproximadamente un 2% del valor de k_t como ocurría considerando sólo cielos totalmente despejados o totalmente cubiertos. La desviación estándar es mayor en caso de cielos parcialmente nublados como corresponde a una mayor dispersión de los datos, siendo aún mayor para valores cuyo cociente es mayor que 0.8.

Tabla 3 – Estadística de los índices de claridad para cielos parcialmente nublados. (Statistical study of clearness indices for partly cloudy skies.)

Cielos parcialmente nublados	Valor medio	Mediana	Desviación estándar
Cociente > 0.8			
k_t	0.370	0.346	0.151 ± 0.005
k_{UVER}	0.009	0.008	0.0036 ± 0.0001
Cociente < 0.8			
k_t	0.782	0.792	0.109 ± 0.003
k_{UVER}	0.017	0.016	0.0050 ± 0.0001

En las Figuras 7 y 8 se ha representado los valores de la irradiancia UVER frente a los de k_{UVER} para las dos horas centrales del día y para los dos casos estudiados, obteniendo una buena correlación, con valores muy parecidos y próximos al valor obtenido para cielos despejados.

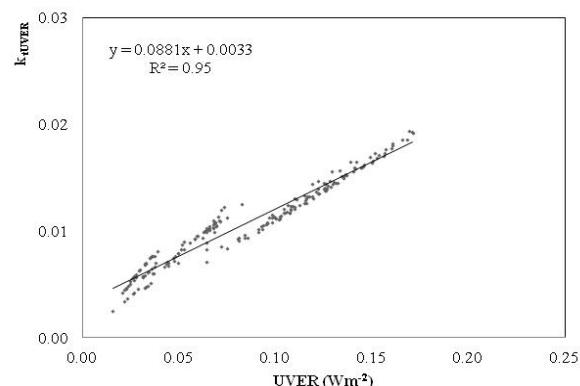


Figura 7 - Valores de k_{UVER} versus valores de UVER en 2011 considerando las dos horas centrales del día para cielos parcialmente nubosos con cociente > 8. (Values of k_{UVER} versus values of UVER in 2011 only considering the two central hours of the day for partly cloudy skies with quotient > 8.)

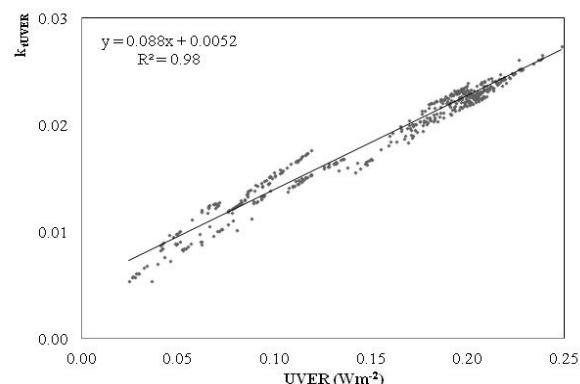


Figura 8 - Valores de k_{UVER} versus valores de UVER en 2011 considerando las dos horas centrales del día para cielos parcialmente nubosos con cociente < 8. (Values of k_{UVER} versus values of UVER in 2011 only considering the two central hours of the day for partly cloudy skies with quotient < 8.)

Estos valores concuerdan con los obtenidos por los autores en trabajos anteriores (Tena et al., 2009), que realizaron los ajustes entre la k_{UVER} y la UVER mensualmente, entre los años 2003 y

2005, para todos los datos independientemente de la cobertura nubosa obteniendo valores comprendidos entre 0.09 para los meses de verano y 0.13 para los de invierno.

En el presente trabajo, la pendiente obtenida para un año completo para cielos totalmente despejados tiene un valor de 0.087, similar a los obtenidos por Tena et al. (2009) para los meses de verano. Para cielos totalmente cubiertos se obtiene una pendiente de 0.118, del mismo orden que los obtenido por Tena et al. (2009) para los meses de invierno. Esto concuerda con el hecho de que en verano suele haber un predominio de cielos despejados al contrario que en invierno, en que suelen predominar los cielos con mayor nubosidad.

Para cielos parcialmente nubosos, independientemente de si el sol está o no oculto por nubes, se obtiene un valor de proporcionalidad de 0.088.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha estudiado el índice de claridad para todo el rango espectral y el correspondiente a la radiación eritemática en el caso de nubes bajas y con diferentes coberturas nubosas. Tanto los índices de claridad como la cobertura nubosa han sido determinados a partir de medidas experimentales.

Para todo el rango de cobertura nubosa estudiado el valor de k_{UVER} es aproximadamente el 2% del valor de k_t , coincidiendo con lo hallado por Tena et al. (2009). El valor medio de k_t en el caso de cielos despejados, ligeramente mayor de 0.7, coincide con el que habitualmente se utiliza en la literatura. Para cielos totalmente nubosos, cobertura nubosa de 1, la dispersión en los datos es mayor, como indica la desviación estándar.

También se ha comprobado que para cielos parcialmente nubosos es determinante que la radiación directa esté obstruida o no por las nubes para la determinación tanto de k_t como de k_{UVVER} , pudiendo cambiar significativamente su valor y siendo su valor medio más cercano al obtenido para valores despejados cuando el sol no está oculto por las nubes y más próximo al de cielos cubiertos cuando el sol está oculto. Finalmente se ha comprobado que entre la k_{UVVER} y la UVER se encuentra una relación lineal con un valor de la pendiente entre 0.09 para cielos despejados y 0.12 para cielos totalmente cubiertos, valores similares a los obtenidos por Tena et al. (2009) para los meses de verano e invierno respectivamente.

5. AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha sido financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación (MICINN) a través de los proyectos CGL2009-07790 y CGL2011-24290 y por la Generalitat Valenciana a través del proyecto PROMETEO-2010-064.

6. REFERENCIAS

- Alados-Arboledas L., I. Alados, I. Foyo-Moreno, F.J. Olmo and A. Aleántara (2003): “The influence of clouds on surface UV erythemal irradiance”. *Atmospheric Research*, **66**, 273–290.
- Armstrong B.K. and A. Kricker (2001): “[The epidemiology of UV induced skin cancer](#)”. *Journal of Photochemistry and Photobiology B: Biology*, **63**, 8-18.
- Cañada J., G. Pedrós and J.V. Boscá (2003): “Relationship between UV (0.290–0.385 nm) and broad band solar radiation hourly values in Valencia and Córdoba, Spain”. *Energy*, **28**, 199–217.
- Diffey B.L. (1982): “The consistency of studies of ultraviolet erythema in normal human skin”. *Phys. Med. Biol.*, **27**, 715-720.
- McKinlay A.F. and B.L. Diffey (1987): “A reference spectrum for ultraviolet induced erythema in human skin”. *CIE Journal*, **6**, 17–22.
- Liu H. and R.C. Jordan (1960): “The interrelationship and characteristic distribution of direct, diffuse and total solar radiation”. *Solar Energy*, **4**, 1–19.
- Martínez-Lozano J.A., M.P. Utrillas and V. Gómez (1994): “Estimation of the diffuse solar irradiation from global solar irradiation. Daily and monthly mean daily values”. *Renewable Energy*, **4**, 95–100.
- Norval M. (2006): “[The mechanisms and consequences of ultraviolet-induced immunosuppression](#)”. *Progress in Biophysics & Molecular Biology*, **92**, 108-118.
- Roberts J.E. (2001): “[Ocular phototoxicity](#)”. *Journal of Photochemistry and Photobiology B: Biology*, **64**, 136-143.
- Tena F., J.A. Martínez-Lozano, M.P. Utrillas, M.J. Marín, A.R. Esteve and J. Cañada (2009). “The erythemal clearness index for Valencia, Spain”. *Int. J. Climatol.*, **29**, 147-155.
- Vilaplana J., V. Cachorro, M. Sorribas, E. Lucchini, A. de Frutos, A. Berjón and B. De la Morena (2006). “Modified calibration procedures for a Yankee Environmental System UVB-1 biometer based on spectral measurements with a Brewer spectrophotometer”. *Photochem. Photobiol.*, **82**, 508–514.

Determinación del retraso troposférico con GNSS en tiempo casi real por el IGN en el proyecto europeo E-GVAP.

Determination of the tropospheric delay with near real-time GNSS by the IGN in the European project E-GVAP.

M. Valdés⁽¹⁾, M. A. Cano⁽¹⁾, J. A. Sánchez⁽¹⁾ y P. Gonzalo⁽¹⁾

⁽¹⁾Instituto Geográfico Nacional, Calle General Ibáñez Ibero 3, 28003, Madrid, mvaldes@fomento.es

SUMMARY

The GNSS permanent stations that until now were used for geodetic positioning have found a new application in the field of meteorology. Since the prior knowledge of the coordinates of the locations allows to solve the zenith total delay (ZTD) at each location, and by appropriate model to deduce the content of water vapour of the atmosphere. If we can get that this information reaches at the maximum speed to the numerical weather prediction models they improve substantially. Instituto Geográfico Nacional (IGN) at the request of Agencia Estatal de Meteorología (AEMET) participates since 2008 in E-GVAP project as an processing expert institution achieving to process more than 300 stations every hour in our geographic area.

1. INTRODUCCIÓN

Las redes de estaciones permanentes de Sistemas de Navegación Mundial por Satélite (Global Navigation Satellite Systems, GNSS) proporcionan una gran mejora en la precisión de las coordenadas, realizando mediciones de forma continua y automática además de permitir la obtención de otros productos, como información sobre la atmósfera.

Los algoritmos de cálculo de la posición necesitan resolver como incógnita el retraso que se produce en el rayo entre el satélite y la estación. Las capas de la atmósfera que producen este retraso son la ionosfera y la troposfera. La ionosfera tiene un comportamiento más estable y modelable que la troposfera. Además, la existencia de varias frecuencias permite eliminar su influencia en gran medida. Pero la troposfera es un medio más complejo, es la capa que contiene la mayor parte del vapor de agua de la atmósfera y por lo tanto la responsable de la mayoría de los fenómenos meteorológicos. Esta capa es muy cambiante y difícil de modelar.

Pero si son conocidas las coordenadas de los puntos de la red en tierra además de la posición de los satélites con una precisión razonable, es posible aumentar la precisión de la estimación del retraso. Se puede estimar cuál es el estado de la troposfera cada cierto intervalo de tiempo. Conocido el retraso es posible estimar el contenido de vapor de agua. Si estas estimaciones se hacen con una adecuada celeridad, pueden ser datos de partida de los Modelos Numéricos de Predicción del Tiempo.

Con la finalidad de calcular en tiempo casi real el retraso troposférico en el mayor número posible de estaciones en el ámbito europeo, y su inclusión en los modelos numéricos de predicción, el Grupo de Interés Económico de la Red de Servicios Meteorológicos Europeos (Economic Interest Grouping of the Network of European Meteorological Services, EUMETNET EIG) creó el proyecto de determinación de vapor de agua con GNSS (EUMETNET EIG GNSS water vapour programme, E-GVAP).

El Instituto Geográfico Nacional (IGN) colabora como miembro experto en procesamiento GNSS desde marzo del 2008 procesando un conjunto de estaciones en el área ibérica, macaronésica y algunas en el resto de Europa y norte de África. En este artículo se detallan las características de este proyecto y las particularidades concretas de la participación del IGN, como es la red procesada y la estrategia de procesamiento.

2. TEORÍA DEL TRATAMIENTO DE LA TROPOSFERA EN EL PROCESAMIENTO GNSS

La atmósfera neutral o no ionizada abarca la troposfera y una porción de la estratosfera que, en conjunto, suman unos 20 km de altitud. Como la mayor parte de la atmósfera neutral es troposfera, es común denominarla únicamente como troposfera. La propagación de

señales, como las del GNSS, depende en gran parte de la temperatura, presión, y el contenido de vapor de agua. La refracción en la troposfera causada por la parte no ionizada o neutral, que padecen las señales al atravesar sus distintas capas, pueden contribuir con un retraso de hasta 8 ns en el céntit (2.4 m en longitud), (Haase et al., 2003). Dados los avances que se han producido respecto a las distintas fuentes de error en el procesamiento GNSS geodésico, con la existencia de por ejemplo órbitas muy precisas (Ferland et al., 2009), esta refracción puede ser considerada la última frontera en la búsqueda de más precisión en el posicionamiento geodésico. En el procesamiento GNSS geodésico, con el fin de mitigar el efecto de la troposfera, se incluye el cálculo del retraso cenital del rayo como incógnita. El retraso realmente medido es el oblicuo entre satélite y receptor, pero mediante una función de proyección éste es expresado en su componente cenital.

El parámetro de interés a estimar para cada estación y momento es el Retraso Total en el Cénit (Zenith Total Delay, ZTD). El ZTD es la proyección cenital del retraso total en la dirección oblicua del rayo satélite-receptor (OTD). El retraso total en la dirección del satélite es la integral de la refractividad (N). 'N' puede ser descompuesto en dos componentes (Hopfield, 1969), la componente seca o hidrostática, y la húmeda. De igual forma el retraso oblicuo se descompone en la suma de la componente seca (OHD) y húmeda (OWD), de la siguiente forma:

$$\text{OTD} = \text{OHD} + \text{OWD}. \quad (1)$$

Existen funciones de proyección que relacionan los retrasos con las componentes cenitales, ZHD para la componente seca y ZWD para la húmeda, y que son diferentes para la componente seca (MFH(z)) y húmeda (MFW(z)) dependiendo del ángulo cenital 'z'. Lo que nos permite expresar el retraso oblicuo como:

$$\text{OTD} = \text{ZHD} * \text{MFH}(z) + \text{ZWD} * \text{MFW}(z), \quad (2)$$

De tal forma que el ZTD se puede expresar como.

$$\text{ZTD} = \text{ZHD} + \text{ZWD}. \quad (3)$$

Las componentes secas y húmedas tienen significados y comportamientos distintos. La componente seca (ZHD) representa cómo contribuyen los gases secos y está relacionada estrechamente con la presión lo que la hace fácil de modelar con modelos como el de Saastamoinen (1973). Supone el 90% del ZTD y es calculable con muy alta precisión. Más complicado es el cálculo de la componente húmeda (ZWD), que depende del vapor de agua y tiene muy alta variabilidad espacial y temporal, siendo la causa de los errores en la determinación del ZTD. Es habitual que se calcule partir del conocimiento de ZTD y ZHD.

El programa de cálculo utilizado es el Bernese en su versión 5.0 del Instituto de Astronomía de la Universidad de Berna (Astronomischen Instituts der Universität Bern, AIUB, Datch et al., 2007). Este programa modela la troposfera dividiéndola en una parte 'a priori' y unos términos a calcular. La parte 'a priori' es un modelo relativamente sencillo que puede depender tan solo del día y la

localización, existen varios modelos posibles. Los términos que son a calcular son las variaciones al modelo a priori en forma de retraso en el céntit y opcionalmente pueden complementarse con la estimación de gradientes horizontales en las direcciones Norte y Este que son proyectados en la ecuación básica a través de sus funciones de proyección.

Los parámetros que se calculan para la troposfera no son parámetros constantes, que es lo habitual como en el caso de que el parámetro sea por ejemplo una coordenada. En realidad tienen la forma de "funciones lineales a trozos continuas", la solución gráficamente tiene la forma de una poligonal con un intervalo constante de tiempo de sucesivas rectas unidas por el vértice. Este intervalo suele ser de 1 hora. Se realizan dos tratamientos distintos de la troposfera con el programa Bernese en este proyecto: el que se realiza para calcular las coordenadas precisas en el 'procesamiento de posicionamiento' semanal, y el que se realiza para calcular los ZTD en el 'procesamiento troposférico'.

3. PROYECTO E-GVAP. PARTICIPACIÓN DEL IGN.

El interés de la Meteorología en las mediciones GNSS tiene su origen en la sensibilidad que tienen éstas respecto al contenido de vapor de agua en la atmósfera. El vapor de agua es de importancia fundamental en la predicción meteorológica y en la investigación del clima. Está directamente relacionado con procesos como la transferencia de energía, precipitaciones, y contenido de gases de efecto invernadero. Sin embargo, actualmente hay una gran falta de observaciones de la humedad en el sistema de observación meteorológica, el uso de los datos GNSS desde sensores en tierra es uno de los medios por los que pueda mejorar esta situación. Los datos de retraso troposférico de las estaciones GNSS contienen información sobre la cantidad de vapor de agua por encima de estos puntos. Estos datos se utilizan para iniciar los modelos matemáticos de predicción numérica del tiempo, para guiar la predicción en tiempo real, y para la vigilancia del clima.

La gran mayoría de las estaciones permanentes GNSS se instalan con fines de posicionamiento por diferentes instituciones y empresas privadas. Para los geodestas, en principio, el retraso de la atmósfera actúa como ruido en términos de posicionamiento GNSS, aunque son los verdaderos expertos en el procesamiento GNSS.

Dada la situación expuesta, se creó E-GVAP, en abril de 2005, para proveer a los miembros de EUMETNET del retraso troposférico en estaciones permanentes GNSS europeas y la estimación del vapor de agua como datos para la Meteorología operacional en tiempo casi real.

Los datos brutos en formato Receiver Independent Exchange, (RINEX, Gurtner et al., 2005), de las estaciones son recogidos por diferentes centros de análisis GNSS, actualmente 13 entre los que se incluyen los centros de análisis GNSS más importantes a nivel europeo, que procesan los datos para estimar el ZTD en cada estación. Los ZTD son enviados a un servidor común para su distribución a los institutos de meteorología. Estos datos son combinados ya que son varios los centros de análisis que procesan una misma estación. Adicionalmente es necesario un control de calidad y de verificación. E-GVAP aporta datos meteorológicos, que son utilizados para la validación de los ZTD, y para mejorar el posicionamiento GNSS en el futuro, EGVAP (2012).

Por el momento, la red E-GVAP consta de más de 1500 estaciones GNSS, la inmensa mayoría de ellas en Europa. En la Figura 1 se muestra la distribución geográfica de estas estaciones.

Por otro lado, los datos meteorológicos de las redes de observación meteorológica y los modelos matemáticos contienen información útil sobre el comportamiento del vapor de agua en la atmósfera, que en el futuro puede ayudar a que la Geodesia determine más rápido y con más precisión las posiciones, EGVAP (2012).

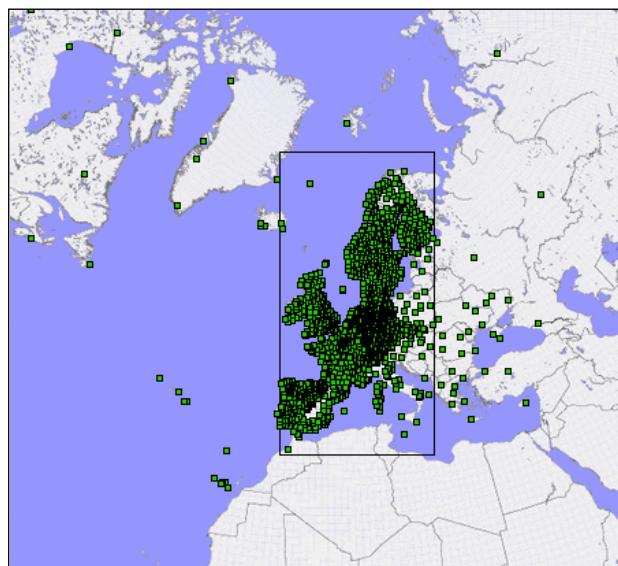


Figura 1 – Estaciones procesadas en E-GVAP. (Processed stations at E-GVAP.)

En este contexto, la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET) solicitó la colaboración del centro de análisis GNSS del IGN para el cálculo del contenido de vapor de agua de la atmósfera a partir de datos de estaciones permanentes GNSS en Tierra. La probada experiencia del centro de análisis de datos GNSS del IGN (Valdés et al., 2012), en cálculos como los que se realizan dentro de la Subcomisión para Europa de Marcos de Referencia de la Asociación Internacional de Geodesia (EUREF), fue un factor determinante a la hora de su elección. Esta colaboración fructificó con la participación del centro de análisis del IGN como experto de procesamiento GNSS en el proyecto E-GVAP, comenzando a enviar las primeras soluciones horarias a mediados de julio del 2008. Además, se comparten instalaciones que ayudan tanto a la Meteorología como a la Geodesia a reducir los costes. Por ejemplo, colocando estaciones GNSS en estaciones de observación meteorológica en las que las necesarias infraestructuras de alimentación, comunicación y seguridad ya existen, como ya ocurre en las estaciones de la Red de Estaciones de Referencia GNSS del IGN (ERGNSS) (Quirós et al., 2004): ZARA (Zaragoza), SALA (Salamanca), LEON (León) en la Figura 2 y TERU (Teruel).



Figura 2 –Estación permanente en León. (Permanent station in León.)

4. RED PROCESADA

La estimación de ZTD para fines meteorológicos requiere de una red lo más densa posible de estaciones permanentes GNSS en el área de estudio, que en el caso del IGN es España y los países colindantes. Las estaciones que se procesan engloban tanto

estaciones de las que existen datos con acceso público y gratuito como las que existe un acuerdo bilateral con el IGN. Dada la peculiaridad de tratarse de procesos en tiempo casi real, es imprescindible la publicación del dato de partida, RINEX horario, con la suficiente celeridad para ser procesados y enviar los resultados al servidor E-GVAP. Se traduce en que el dato debe estar disponible unos 15 minutos después de acabada cada hora de observación. Esta red, pretende ser la misma que se procesa en otro proyecto del IGN, el proyecto IBERRED que en principio tiene un objetivo puramente geodésico (Valdés et al., 2012), con la salvedad de las estaciones que no publiquen a tiempo sus RINEX horarios. El máximo posible sería procesar unas 340 estaciones, pero en la práctica, dada la dilación en publicación de los datos horarios se consiguen procesar menos de 250 estaciones.

Las entidades e instituciones poseedoras de este tipo de estaciones GNSS son variadas, casi todas son dependientes de administraciones públicas y algunas de empresas privadas. Algunas de las estaciones están integradas en redes internacionales de estaciones GNSS, como es la red de EUREF (EUREF Permanant Network, EPN, Bruininx et al., 2009), o la perteneciente al Servicio Internacional GNSS (International GNSS Service, IGS) llamada Red de Seguimiento del IGS (IGS Tracking Network, Dow et al., 2009) el resto de estaciones procesadas pertenecen a las siguientes instituciones o entidades: Instituto Geográfico Portugués (IGP), Institut National de L'Information Géographique et Forestière (IGN) de Francia, IGN de España, Instituto Cartográfico Valenciano (ICV), Instituto Cartográfico de Cataluña (ICC), Cartogalicia S.L, Instituto Tecnológico Agrario de Castilla y León (ITACYL), Consejería de Agricultura y Agua de la Región de Murcia, Instituto de Cartografía y Estadística de Andalucía, Comunidad de Madrid, Consejería de Obras Públicas y Ordenación del Territorio de la Región de Murcia, Comunidad Foral de Navarra, Gobierno Vasco, Diputaciones Forales y Universidad del País Vasco, Gobierno de la Rioja, Consejería de Fomento de la Junta de Extremadura, Cartográfica de Canarias S.A. (GRAFCAN), Universidad de Cantabria, Principado de Asturias y SITIBSA.

En la Figura 3 se muestra el mapa de estaciones procesadas en el caso óptimo de que todas estén publicando a tiempo el dato. Como se observa, las estaciones procesadas tienen como núcleo la Península Ibérica. Las estaciones procesadas en la Macaronesia tienen una importancia especial dada la circulación predominante en Europa con vientos de componente Oeste, este es un factor determinante a la hora de la predicción.

Una vez recopilados los datos desde los servidores públicos de las distintas redes o directamente enviados al servidor del IGN es chequeada su calidad con el programa (Translation, Editing and Cut/Splice and Quality Check, TEQC, Estey et al., 2009).

5. PROCESAMIENTOS

Son dos los procesamientos necesarios. En primer lugar el ‘procesamiento de posicionamiento’ para proveer de coordenadas precisas y actualizadas de las estaciones con una cadencia semanal, y en segundo lugar el ‘procesamiento troposférico’ para calcular los ZTD cada hora.

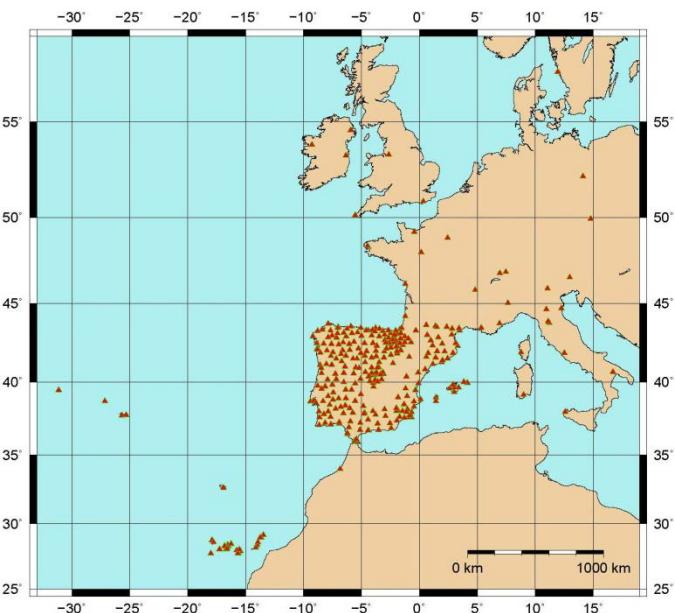
En ambos casos el programa de cálculo utilizado es Bernese 5.0 (Datch et al., 2007), el procesamiento se basa en la metodología general de resolución de ecuaciones de dobles diferencias de fase (Leick, 1995), el sistema procesado es solamente el GPS hasta el momento y los productos de partida necesarios para el cálculo son productos IGS (Dow et al., 2009).

5.1 Procesamiento de posicionamiento:

El objetivo de este procesamiento es la obtención de coordenadas precisas semanales. Las coordenadas de cada semana, de domingo a sábado, son obtenidas por la combinación de las ecuaciones normales de los ajustes de cálculo de coordenadas de cada uno de los siete días de la semana. Las características generales del procesamiento son las mismas que para los cálculos diarios del proyecto IBERRED (Valdés et al., 2012) ya que los mismos procesamientos son aprovechados para los dos proyectos.

Este procesamiento se realiza de forma rutinaria y automática una vez por semana. Ese cálculo se realiza con una demora respecto a las observaciones de unos 15 días que es el retraso habitual de los productos precisos del IGS.

Ya que la metodología de cálculo es de dobles diferencias y existe un alto número de estaciones procesadas, que pueden llegar a ser hasta 340, se recurre a la agrupación o ‘clustering’ de estaciones en pequeñas subredes, con estaciones en común, que asegura un tiempo de computación razonable. Los grupos se crean automáticamente para cada día por criterios de mínima distancia y siempre con menos de 20 estaciones por subred. Posteriormente, se agrupan las ecuaciones normales del ajuste de las subredes (Datch et al., 2007), obteniendo de esta forma un resultado similar a la no agrupación.



**Figura 3 – Estaciones procesadas en proyecto E-GVAP por IGE.
(Processed stations at E-GVAP project by IGE.)**

El tratamiento concreto que se hace de la troposfera en este procesamiento consiste en usar como modelo a priori el llamado Dry-Niell (Niell, 1996), basado en el modelo de Saastamoinen (Saastamoinen, 1973) con funciones de proyección de Niell, con estimaciones a intervalos horarios para cada estación usando la función de proyección Wet-Niell (Niell, 1996), sin constreñimientos a priori. Los gradientes horizontales son estimados par cada día y estación, en modo inclinación ‘tilting’, sin constreñimientos a priori. Los ZTD se estiman cada hora y para cada estación.

5.2 Procesamiento troposférico:

El objetivo de este procesamiento es obtener los ZTD para cada hora. Las últimas coordenadas semanales calculadas en el ‘procesamiento de posicionamiento’ son casi fijadas en el ajuste, realmente son fuertemente constreñidas con constreñimientos de 1 mm. Para procurar más estabilidad a los ZTD las ecuaciones normales de la última hora son combinadas con las 11 anteriores. De esta última combinación son extraídos los 5 valores del ZTD de la última hora en los minutos 0, 15, 30, 45 y 60.

Este procesamiento se realiza de forma rutinaria y automática cada hora, comenzando en el minuto 25 y acabando en aproximadamente 12 minutos. El motivo de comenzar 25 minutos después de existir los datos de la hora anterior se debe a la necesidad de esperar para que estén descargadas en el servidor del IGN el mayor número posible de estaciones de las distintas redes.

El tratamiento concreto que se hace de la troposfera en este procesamiento consiste en la determinación en la última hora observada combinandola con las 11 anteriores. Los gradientes horizontales no son estimados. Los ZTD se estiman cada hora y para cada estación. Cuando se combinan las 12 horas se establece un

constreñimiento relativo en los parámetros troposféricos de 1 mm, lo que asegura la suavidad de la determinación entre horas consecutivas. De esta combinación sólo se aprovechan los resultados para la última hora extrayendo los valores del ZTD cada cuarto de hora. La interpolación dentro de cada hora se realiza a través de las funciones lineales a trozos que fueron solución del ajuste.

6. RESULTADOS

Los resultados de los ZTD de todas las estaciones procesadas para cada hora son guardados en ficheros con formato SINEX troposférico (Kouba et al., 1996). Aunque son decodificados antes de su envío al servidor E-GVAP en formato para datos procesados GNSS COST-716, Offiler (2008), que es un formato nacido de proyectos meteorológicos con GNSS.

Los resultados para cada estación corresponderán a las soluciones que envíe cada uno de los centros de análisis para cada época de cálculo de ZTD. Posteriormente los valores de ZTD son expresados resaltando su componente húmeda a través de los modelos apropiados que convierten los ZTD en columna de vapor de agua integrado (IWV). En la Figura 2 se muestra un ejemplo para la estación de Alcoi (ALCO). La gráfica corresponde a 48 horas de observaciones. En la gráfica superior los valores de ZTD en milímetros calculados por el IGN (IGE_), y en negro el valor que se deduce del Modelo de Área Limitada de Gran Resolución (High Resolution Limited Area Model, HIRLAM) (D_11), HIRLAM (2012). En el caso de los datos provenientes de GNSS existe un dato cada 15 minutos y en el caso del modelo HIRLAM un dato cada 3 horas. La semejanza es patente. En la gráfica inferior de la misma Figura 4 se muestran los mismos valores, pero esta vez expresados todos ellos en forma de IWV en Kg/m².

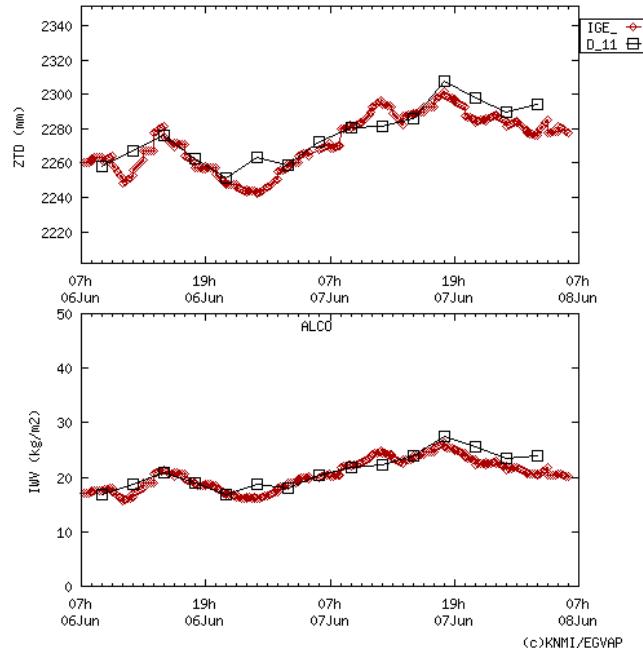


Figura 4 –ZTD e IWV de ALCO (Alcoi) de 48 horas. (ZTD and IWV from ALCO (Alcoi) of 48 hours.)

La estación anteriormente escogida sólo fue calculada por el centro de análisis del IGN. Existen estaciones donde el cálculo lo realizan varios centros de análisis, es un caso normal en todas las estaciones que forman parte de redes internacionales como la del IGS o la de EUREF. Las estaciones procesadas por varios centros de análisis son de gran utilidad para contrastar los resultados de los distintos centros de análisis de forma gráfica y numérica. Un ejemplo de este tipo de estaciones es la estación YEBE situada en Yebe. En la Figura 5 se muestra el mismo tipo de gráfica que en el caso anterior pero para YEBE. Es una gráfica de 48 horas y en ella vemos cómo se asemejan los resultados de cada centro de análisis, con distinta simbología y color, entre ellos y con el modelo

HIRLAM. En este caso se observa que los resultados del IGN (IGE_) en granate son muy similares a los de la solución combinada (ASIC) en rojo (Paccione et al., 2010).

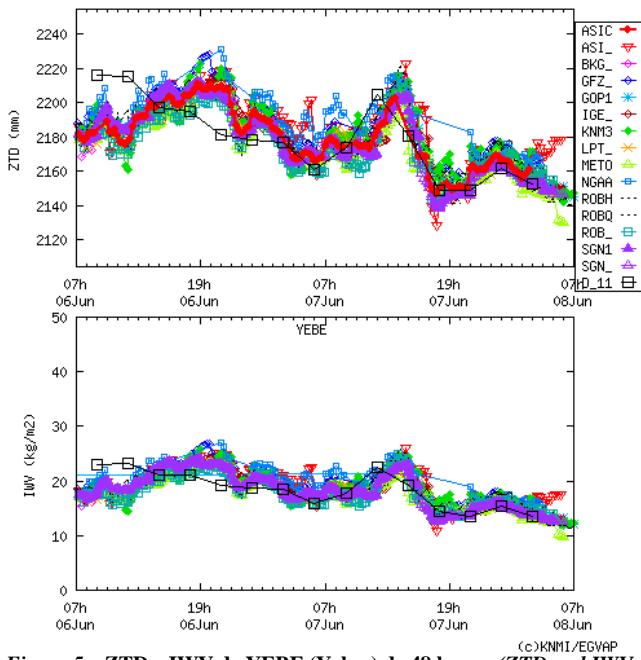


Figura 5 – ZTD e IWV de YEBE (Yebe) de 48 horas. (ZTD and IWV from YEBE (Yebe) of 48 hours.)

En estos años de participación, el IGN ha ido incrementando el número de estaciones procesadas en función de cómo eran instaladas y publicados sus datos en nuestra área de trabajo. El flujo de envío de datos ha sido interrumpido en algunas ocasiones siendo su causa principal los fallos de comunicaciones y en las computadoras.

El retraso de cada centro de análisis es controlado por el servidor central; en la Figura 6 se muestra la estadística de las soluciones enviadas y su retraso desde el 11 de mayo al 7 de junio. Se puede observar cómo más del 30% de las soluciones llagan antes de cumplida una hora desde la última observación y que se llegaron a observar 243 estaciones diferentes.

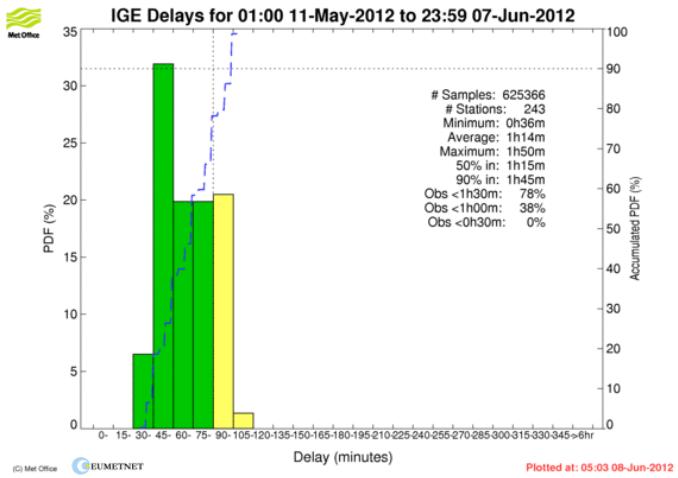


Figura 6 – Retraso de soluciones enviadas al servidor central para un mes. (Delay of solutions sent to central server during a month.)

Han sido varias las colaboraciones existentes con otras instituciones que han surgido a través de este proyecto. A parte de la colaboración propiamente técnica con la AEMET han sido varias las publicaciones realizadas con personal de la AEMET en relación a este proyecto, por un lado se realizó un análisis e intercomparación de diferentes técnicas de medida de la columna de vapor de agua (Romero et al., 2009), y por otro se contrastó la utilidad para la

Meteorología operativa en zonas de topografía compleja de las medidas que provienen de GNSS (Terradellas et al., 2009). Otras instituciones han solicitado nuestros datos para diversos fines y esperamos que estas colaboraciones se amplíen en el futuro próximo.

7. CONCLUSIONES

E-GVAP consigue determinar a través de estaciones GNSS el contenido de vapor de agua. Estos datos son integrados de forma rutinaria en los modelos numéricos de predicción. El centro de análisis del IGN colabora junto a los centros de análisis de referencia europeos centrándose en España y los países colindantes. Las contrastaciones de los resultados de los distintos centros de análisis en puntos comunes muestran unos resultados del IGN en un orden de precisión similar al resto de ellos. En cuanto a la celeridad en el envío de soluciones, la optimización en tiempo es máxima dados los tiempos de publicación de las redes observadas y sólo presenta problemas en caso de fallo. Han sido varias las instituciones que han solicitado acceso directo a estos datos y de las que se esperan resultados publicables en breve.

En todo caso, la intención es de una continua actualización y mejora. En cuanto a las redes procesadas sería conveniente para este proyecto la captación de nuevas redes que fueran instaladas, sería ideal que esas nuevas instalaciones se realicen en los territorios aún no cubiertos por nuestra área de trabajo. Técnicamente también se deberá intentar mejorar la forma de cálculo con nuevas actualizaciones en los modelos usados. Será obligatorio calcular con las observaciones GLONASS y Galileo en un futuro muy cercano. Y respecto a la celeridad del cálculo, se debe intentar la optimización del flujo de tráfico de datos y envío de soluciones para conseguir el mínimo tiempo posible. De forma más general, se debe estudiar cómo los modelos que surgen de estos cálculos deberían ser aprovechados para la mejora del cálculo de las posiciones de forma que sean útiles para la Geodesia o la Navegación. En definitiva, se debe profundizar en la sinergia entre la Meteorología y la Geodesia.

AGRADECIMIENTOS

Este proyecto no sería posible sin el trabajo de tantas personas y la implicación de todas aquellas instituciones, Comunidades Autónomas y empresas que han hecho posible la existencia de las redes GNSS procesadas, que además en su gran mayoría son de disposición pública y gratuita. Nuestro agradecimiento por el gran valor que tiene su trabajo para la Meteorología.

REFERENCIAS

- Bruyninx C., J. Legrand and F. Roosbeek F. (2009): "EPN Status and Network Management", Mitteilungen des BKG, EUREF Publication «Proc. EUREF 2009 Symposium, 27-30 May, Florence, Italy», Ed. BKG, Frankfurt am Main.
- Datch, R., P.F., Hugentobler and M. Meindl (2007): "User Manual of the Bernese GPS Software Version 5.0".
- Dow, J.M., R.E. Neilan and C. Rizos (2009): "The International GNSS Service in a changing landscape of Global Navigation Satellite Systems". *Journal of Geodesy*, **83**, 191–198, DOI: 10.1007/s00190-008-0300-3.
- Estey, L. H. and C. M. Meertens (1999): "TEQC: The Multi-Purpose Toolkit for GPS/GLONASS Data", *GPS Solutions*, **3**, 1, 42-49, doi:10.1007/PL00012778, 1999.
- EGVAP (2012): "EUMETNET EIG GNSS water vapour programme, E-GVAP", <http://egvap.dmi.dk>.
- Ferland, R. and M. Piraszewski (2009): "The IGS-combined station coordinates, earth rotation parameters and apparent geocenter". *Journal of Geodesy*, **83**, 385, Springer Science + Business Media, 0949-7714 electronic: 1432-1394.
- Gurtner, W. and L. Estey (2005): "RINEX: The Receiver Independent Exchange Format Version 2.11". <ftp://igscb.jpl.nasa.gov/igscb/data/format/rinex211.txt>.
- Haase, J., H. Vedel, M. Ge and E. Calais (2003): "Accuracy and variability of GPS Tropospheric Delay Measurements of Water Vapor in the Western Mediterranean", *Journal of Applied Meteorology*.
- HIRLAM (2012): "High Resolution Limited Area Model, HIRLAM", <http://hirlam.org/>.
- Hopfield, H.S. (1969): "Two-quadratic tropospheric refractivity profile for correcting satellite data". *Journal of Geophysical Research*, **74**, 4487–4499.
- Kouba, J. et al. (1996): "SINEX—Solution-Independent Exchange Format Version 1.00, in Proceedings of the IGS Analysis Center Workshop", Silver Spring, Maryland, USA, edited by R.E. Neilan et al., pp. 233–276, IGS Central Bureau, JPL, Pasadena, California, USA, Marzo 19-21, 1996, disponible en ftp://igscb.jpl.nasa.gov/igscb/data/format/sinex_tropo.txt.
- Leick, A (1995): "GPS Satellite Surveying" (1995), Wiley, ISBN 0-471-30626-6.
- Niell, A. E. (1996): "Global Mapping Functions for the Atmosphere Delay at Radio Wavelengths". *Journal of Geophysical Research*, **101**(B2), 3227–3246.
- Offiler D. (2008): "COST Action 716: Exploitation of Ground Based GPS for climate and numerical weather prediction applications: Format Specification for COST-716 Processed GPS Data" <http://egvap.dmi.dk>.
- Pacione, R. and F. Vespe (2010): "Combination of near real time tropospheric parameters by GPS", R. Pacio, F. Vespe, IGS Workshop, 28 de junio de 2010.
- Quirós, R., J.A.S. Sóbrito, M.A. Cano and M. Valdés (2004): "National Report of Spain: Spanish national GPS Reference Stations Network (ERGPS)". Mitteilungen des Bundesamtes für Kartographie und Geodäsie. Band 33. EUREF Publication No.13. Frankfurt am Main 2004. ISBN 3-89888-885-1 pp 283
- Romero P.M., E. Cuevas, R. Ramos, M. Valdés y M. Schneider (2009): "Programa de vapor de agua en columna del Centro de Investigación Atmosférica de Izaña: Análisis e Intercomparación de diferentes Técnicas de Medida" de la Serie de Notas Técnicas digitales del Centro de Investigación Atmosférica de Izaña de la AEMET Nota Técnica digital Nº 1, Abril 2009.
- Rothacher, M. (1992): "Orbits of Satellite Systems in Space Geodesy", Geod'atisc-geophysikalische Arbeiten in der Schweiz, Band 46, Schweizerische Geod'atiscche Kommission, Institut für Geod'asie und Photogrammetrie, Eidg. Technische Hochschule Zurich.
- Saastamoinen, I.I. (1973): "Contribution to the theory of atmospheric refraction". *Bulletin Geodesique*, **107**, 13–34.
- Terradellas, E., B. Téllez and M. Valdés (2009): "Near-real-time mapping of GNSS products from an area of complex topography for operational meteorology". EGU General Assembly. Viena (Austria), 19 – 24 Abril 2009.
- Valdés, M., L. García-Cañada y M.A. Cano (2008): "Estado actual de procesamiento en el Centro de Análisis Local de EUREF (IGE)". 6^a Asamblea Hispano-Portuguesa de Geodesia y Geofísica. Tomar (Portugal).
- Valdés, M., M.A. Cano and L.García-Cañada (2012): "Análisis de estaciones permanentes GNSS en la península ibérica, proyecto IBERRED", 7^a ASAMBLEA HISPANO-PORTUGUESA DE GEODESIA Y GEOFÍSICA en este volumen.
- Vedel, H. (2005): "E-GVAP, Meteorology and Geodesy Sinergy". Presentation of E-GVAP at EUREF Symposium Vienna.

Avaliação do potencial eólico offshore na Península Ibérica

Evaluation of offshore wind potential in Iberian Peninsula

Tatiana Pinho⁽¹⁾, Bruno Lopes⁽¹⁾, Ricardo Carvalho⁽¹⁾, Santos, J. A.⁽¹⁾ e Liberato, M. R. L.^(1,2)

⁽¹⁾ Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Quinta de Prados, Vila Real, Portugal

⁽²⁾ Instituto Dom Luiz (IDL), Universidade de Lisboa, Lisboa, Portugal

SUMMARY

Modern society is based on the fossil fuels energy paradigm. Climate change driven by greenhouse gas emissions, resulting from fossil fuel burning, together with increasing energy demand, shortage of fossil fuel reserves, weak performance of the global energy system and strong dependence of countries on energy have highlighted the key role renewable energy plays on triggering a new energy paradigm. Hence, offshore wind power arises as an alternative to fossil fuels, mainly due to higher sea surface wind speeds, space availability, low visual and noise impacts, among other factors, with apparent economic, environmental and social effects. This study aims to evaluate the potential of the offshore wind resource for the Iberian Peninsula, using the ERA-Interim reanalysis dataset (0.75° latitude $\times 0.75^\circ$ longitude). To estimate the wind potential, the 10 m zonal and meridional wind components are considered in 1981-2010 (30 yrs). A wind turbine Vestas V112 was used as a reference for the wind power estimation. The results reveal that areas showing greatest potential for energy production are the western and northern coasts of the Iberian Peninsula, with special emphasis on the Portuguese coast. The NAO forcing on this potential is also analyzed under its two opposite phases, though only a weak signal was identified.

1. INTRODUÇÃO

Os combustíveis fósseis são a base do presente paradigma energético. Atualmente, o petróleo, o carvão e o gás natural cobrem cerca de 80% das necessidades energéticas mundiais, prevendo-se, de acordo com a Agência Internacional da Energia (AIE), um aumento na procura da energia de quase 50% até ao ano de 2030 (Essick, 2012; AIE, 2011). Este tipo de produção de energia, decorrente desde a sua introdução no século XX, aumenta significativamente as emissões dos gases de efeito de estufa, de entre os quais se destaca o dióxido de carbono. Da análise de vários factos, determinou-se um claro impacto negativo provocado por estes gases no clima global (Söderholm e Pettersson, 2011). As alterações climáticas, conjuntamente com o crescimento demográfico, o pico de exploração do petróleo, a procura da segurança de fornecimento de energia e da sua disponibilidade (Gibson e Howsam, 2010) conferem prioridade ao estabelecimento de um novo paradigma energético baseado na eficiência, diversidade e prosperidade das energias renováveis.

É neste sentido que surge a energia eólica, pois, ao contrário dos combustíveis fósseis, esta permite a produção de energia elétrica ou mecânica, sem emissões significativas ou consumo do recurso ao longo do seu funcionamento (Weinzettel et al., 2009; Bilgili et al., 2011). Desde a instalação da primeira turbina eólica *onshore*, em 1980 (Lozano-Minguez et al., 2011), que esta forma de energia se tem desenvolvido continuamente, tornando-se, assim, o seu custo mais reduzido (Weinzettel et al., 2009).

Recentemente, a energia eólica *offshore* tem também recebido um renovado interesse, devido aos referidos desenvolvimentos dos sistemas eólicos, à maior velocidade do vento *offshore*, o que se traduz num maior aproveitamento de energia (Dicorato et al., 2011), à disponibilidade de espaço, ao baixo impacto social (Lozano-Minguez et al., 2011), entre outros.

Em 2011, estavam instaladas e ligadas à rede 1371 turbinas eólicas *offshore*, na Europa, num total de 3813 MW, em 53 parques eólicos, atingindo uma profundidade média de 22,8 m e distância média à costa de 23,4 km (EWEA, 2012). Contudo, a nível global, a energia eólica *offshore*, ainda representa menos de 2% da capacidade instalada, sendo que, desses 2%, mais de 90% se encontram no Norte da Europa (GWEC, 2012).

No que concerne à Península Ibérica, embora Espanha ainda não possua desenvolvimentos nesta área de energia renovável, foi instalada, em Portugal, em 2011, uma turbina eólica *offshore* flutuante experimental, de 2 MW de potência nominal (EWEA, 2012). Esta turbina Vestas V80 foi instalada no âmbito do projeto *WindFloat*, localizando-se a 4 km da costa da Aguçadoura e a uma

profundidade de aproximadamente 45 m (EDP, 2012; Kaldellis e Kapsali, 2013).

As vantagens da energia eólica *offshore* são diversas, nomeadamente, podem citar-se: facilidade de instalação nas zonas costeiras, junto de centros urbanos onde a procura de energia é maior; velocidades mais elevadas e constantes dos ventos *offshore* a mais baixas altitudes, devido à menor rugosidade da superfície do oceano; não restrição do transporte rodoviário, pelo que podem ser instaladas turbinas de maior capacidade (Dvorak et al., 2010); menores impactos visuais e auditivos, sendo que, de uma forma geral, a aceitação pública é mais fácil (Haggett, 2011); possibilidade de instalação de turbinas de maiores potências nominais e diâmetros que as *onshore*, permitindo o aproveitamento de ventos mais fortes e assim maiores eficiências (Dicorato et al., 2011); existência de menos turbulência, o que induz menos fadiga nas estruturas (Bilgili et al., 2011); custos inferiores aos de outras energias renováveis (Levitt et al., 2011).

Apesar das inúmeras vantagens anteriormente descritas, a energia eólica *offshore* apresenta ainda obstáculos que tem de ultrapassar, como é o caso de: custos mais elevados do que a eólica *onshore*, no que respeita a torres, fundações, cablagem de amarração, instalação, manutenção (aproximadamente 1,5 a 2 vezes maior), conexão à rede, necessitando, por vezes, de se aumentar a potência da mesma; exposição a condições ambientais mais extremas, como por exemplo, correntes oceânicas, deposição de gelo e corrosão pela água salgada (Breton e Moe, 2009; Dvorak et al., 2010; Bilgili et al., 2011); limitação pela presença de outras infraestruturas no fundo do mar, nomeadamente condutas de gás e petróleo e ligações elétricas e de comunicação internacionais; restrições ambientais, como preservação de formas de vida marinhas (Dicorato et al., 2011); complicações na manutenção pelas dificuldades de acesso (Lozeno-Minguez et al., 2011); planeamento mais complexo e demorado (Markard e Peterson, 2009).

A profundidade do oceano e a distância à costa a que é feita a instalação de uma turbina eólica *offshore* são também dois factores a ter em consideração para o seu dimensionamento, uma vez que os custos das turbinas aumentam consideravelmente com os mesmos, não só a nível de construção, mas também de conexão à rede e manutenção (Sun et al., 2012), o que pode constituir um factor de oposição ao desenvolvimento de turbinas que operem em águas profundas (Green e Vasilakos, 2011).

Consoante a profundidade do oceano, as fundações das turbinas possuirão diferentes configurações, designadamente, para profundidades reduzidas (inferiores a 30 metros), poderão ser instaladas diferentes estruturas, como os monopilares e as fundações baseadas na gravidade, para profundidades médias (de 30 a 60

metros), os tripés, tripilares e *jackets* e, para profundidades elevadas (superiores a 60 metros) as plataformas flutuantes (Dicatoro et al., 2011; Kaldellis e Kapsali, 2013). É todavia de realçar que as plataformas flutuantes, embora sejam motivadas pela inviabilidade económica e tecnológica da ligação direta das estruturas ao solo oceânico (Breton e Moe, 2009), estão ainda em fase de teste, sendo uma tecnologia imatura.

Por forma a proceder-se a uma correta avaliação do potencial eólico *offshore*, é necessário compreender o seu recurso natural. A medição do vento é efetuada através de anemómetros e sensores de direção. Na avaliação do potencial eólico de determinado local devem ser caracterizados vários pontos na sua vizinhança e num período de tempo suficientemente longo, o que na prática geralmente não acontece, sendo consideradas apenas análises relativas a um ano (Castro, 2011).

O *Atlas Europeu do Vento Offshore* permite a avaliação do recurso eólico marítimo na Europa. Conforme já referido, o vento médio *offshore* atinge velocidades superiores ao vento *onshore*. Na costa da Península Ibérica a uma altitude de 100 metros este situa-se entre 7,5 e 8,5 m/s (Troen e Petersen, 1989).

Um dos fenómenos atmosféricos que influenciam o recurso eólico junto à costa portuguesa é a NAO (*North Atlantic Oscillation*). A NAO é o padrão de circulação atmosférica dominante na região do Atlântico Norte (López-Moreno et al., 2011), estendendo-se a sua influência direta desde o centro da América do Norte até à Europa (Gimeno et al., 2002). A NAO está associada a um dipolo espacial, com um dos centros de anomalia de pressão localizado nos Açores e outro, de sinal oposto, na Islândia (López-Moreno et al., 2011). A NAO determina a variabilidade climática desde escalas inter-anuais, a algumas com várias décadas (Zhao e Moore, 2006), a nível da temperatura à superfície, precipitação e vento. Durante a fase positiva da NAO, os centros de pressão intensificam-se, deslocando-se para sul. O oposto se verifica na fase negativa da NAO (Trigo et al. 2002; López-Moreno et al., 2011).

2. DADOS E MÉTODOS

Para a realização deste estudo foi necessária a recolha de dados relativos às componentes zonal do vento, U , respeitante à direção Oeste-Este, e meridional, V , referente à direção Sul-Norte.

As mais recentes reanálises globais da atmosfera, ERA-Interim, foram produzidas pelo *European Centre for Medium-Range Weather Forecasts* (ECMWF). Estas reanálises incluem diversos parâmetros meteorológicos e oceânicos, à superfície e a níveis mais elevados da atmosfera, abrangendo a troposfera e a estratosfera. Embora inicialmente fossem respeitantes apenas ao período posterior a 1 de Janeiro de 1989 (Dee et al., 2011), atualmente a ERA-Interim já foi alargada a 1 de Janeiro de 1979 (ECMWF, 2008).

A partir do acesso ao website das reanálises ERA-Interim, cujos dados possuem uma resolução espacial de $0,75^\circ$ de latitude por $0,75^\circ$ de longitude, foram extraídos dados de médias mensais de reanálises para a variável U , para uma altitude de dez metros acima do solo e para uma área geográfica compreendida nas latitudes de 35°N a 45°N e nas longitudes de 15°W a 5°E . O intervalo temporal foi correspondente a um período de 30 anos (Janeiro de 1981 a Dezembro de 2010). O mesmo procedimento foi efetuado para a variável V . Procedeu-se ainda à determinação da componente total do vento.

As componentes do vento a 10 m de altitude foram extrapoladas para 80 metros, de acordo com a lei da potência expressa na equação (1):

$$\frac{U(z)}{U(z_r)} = \left(\frac{z}{z_r} \right)^\alpha \quad (1)$$

em que z corresponde a 80 metros, z_r , a 10 metros, U à velocidade do vento, em m/s, e α ao expoente da lei da potência (Gualtieri e Secci, 2011), que assume o valor de 0,14 para locais *offshore* (EAC, 2009).

Para a análise do potencial de produção de energia eólica, foi escolhida uma turbina da Vestas, modelo V112, com 3,0 MW de

potência nominal, velocidade mínima (*cut-in*) do vento de 3 m/s, velocidade nominal de 12,5 m/s e velocidade máxima (*cut-out*) de 25 m/s, diâmetro do rotor de 112 m e pás com 54,65 m de comprimento (Vestas, 2012). A potência produzida, P (em W), pelo referido aerogerador é dada pela equação (2), na qual C_p representa o coeficiente de potência (0,35), ρ a densidade do ar a 15°C ($\rho = 1,225 \text{ kg/m}^3$), R (em m) o raio do rotor e U (em m/s) a velocidade total do vento (Castro, 2011). Tendo em consideração que a energia corresponde à potência multiplicada por unidade de tempo, por forma a apresentar os resultados em unidades de energia foi necessária a multiplicação da potência obtida da equação (2) por um factor de 3600 s.

$$P = \frac{1}{2} C_p \rho \pi R^2 U^3 \quad (2)$$

Para o período de 30 anos considerado (1981-2010) foi determinada a distribuição espacial da energia média anual, de Janeiro e de Julho, bem como os respetivos desvios-padrão inter-anuais e os coeficientes de correlação entre o índice NAO e o potencial anual de produção de energia. No que concerne ao índice NAO, foram recolhidos dados relativos a médias mensais do período compreendido entre Janeiro de 1981 e Dezembro de 2010, do website da NOAA/National Weather Service.

3. RESULTADOS

Após tratamento dos dados recolhidos através do recurso ao programa desenvolvido, foi efetuada a representação gráfica dos resultados mais relevantes para o estudo, seguidamente expostos, sendo de salientar que os mapas apresentados não possuem as mesmas escalas de cores. As Figuras 1 a 3 apresentam os mapas da média anual, de Janeiro e de Julho, do potencial de produção de energia por uma turbinha eólica Vestas, modelo V112 (em GW.h) para os 30 anos. Nas Figuras 4 a 6, são apresentados os respetivos desvios-padrão. Nas Figuras 7 a 9 são apresentados os coeficientes de correlação entre o potencial de produção de energia e a NAO nas situações anteriores.

Da média anual do potencial de produção de energia (Figura 1) destaca-se um padrão de valores mais elevados na costa oeste e norte da Península Ibérica, sendo que, ao largo da costa portuguesa, se verificam os valores mais elevados (1,00-2,30 GW.h). A costa sul e este da Península Ibérica revelam os valores mais baixos do potencial de produção de energia (inferiores a cerca de 500 MW.h). Pode ainda concluir-se que a costa apresenta claramente maior potencial de produção de energia eólica que em terra. As médias de Janeiro e Julho do potencial de produção de energia (Figuras 2 e 3, respetivamente) apresentam padrões distintos. Em Janeiro, os valores mais elevados (máximo de aproximadamente 3,60 GW.h) verificam-se a norte/noroeste da Península Ibérica, enquanto em Julho o padrão é deslocado para a costa oeste de Portugal (máximo de cerca de 7,00 GW.h), consistente com o regime de “nortada” típico do verão na costa ocidental portuguesa. As restantes zonas da Península Ibérica apresentam baixo potencial de produção, à exceção da costa nordeste de Espanha, em Janeiro, onde são verificados valores médios na ordem de 2,40 GW.h. Será importante aqui notar que os potenciais de produção referidos anteriormente não têm em conta as limitações tecnológicas impostas pela batimetria, o que está fora do âmbito do presente estudo, atendendo à resolução espacial dos dados ERA-Interim. Não obstante, esta questão é abordada em detalhe em estudos anteriores (e.g. Costa et al., 2006; Capps e Zender, 2010).

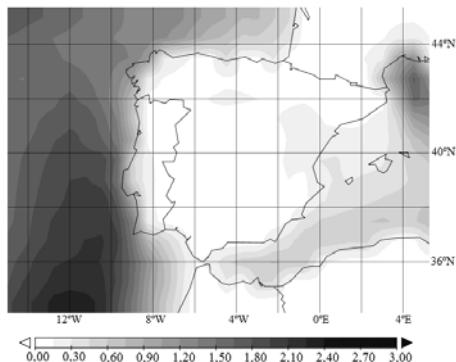


Figura 1 - Média anual do potencial de produção de energia por uma turbina Vestas V112, em GW.h. (Anual mean of potential energy production by Vestas V112, in GW.h.)

O desvio-padrão do potencial de produção de energia por uma turbina Vestas V112 (Figuras 4 a 6) apresenta padrões semelhantes aos verificados para as médias, nas três situações, o que permite constatar que os locais com maior potencial de produção de energia são também os que exibem maior variabilidade. Na média anual, as costas oeste e norte apresentam os valores mais elevados (superiores a aproximadamente 750,0 MW.h). Em Janeiro a região de maior variabilidade é o norte/noroeste da Península Ibérica, com valores superiores a 1,80 GW.h, destacando-se a costa nordeste de Espanha que apresenta valores dessa mesma ordem de grandeza. No que refere a Julho, a costa oeste da Península Ibérica é a que revela maior desvio-padrão (superior a 1,40 GW.h), logo maior variabilidade, ainda que com valores mais reduzidos que em Janeiro.

Da observação da Figura 7 verificam-se valores baixos das correlações, oscilando na costa da Península Ibérica entre valores de -0,10 e 0,10, pouco significativos estatisticamente. Apesar de a nível médio anual se verificar uma baixa correlação entre a NAO e o potencial de produção de energia eólica, em Janeiro tal não acontece, constatando-se, maioritariamente, coeficientes de correlação positivos (máximo de cerca de 0,40 a norte da Península Ibérica). A região centro/sul da costa oeste de Portugal exibe também coeficientes de correlação positivos, na ordem de 0,20, enquanto que, a sul e este de Espanha, se verifica um coeficiente de correlação positivo mais baixo (aproximadamente 0,10), invertendo o sinal à medida que se afasta da costa, ou seja, para coeficientes de correlação negativos (-0,10). Em Julho verifica-se uma grande variabilidade dos resultados de acordo com a região em análise. O centro da costa sul de Espanha é o local com coeficientes de correlação positivos mais elevados (0,30), enquanto no norte da Península Ibérica se observam correlações tendencialmente negativas.

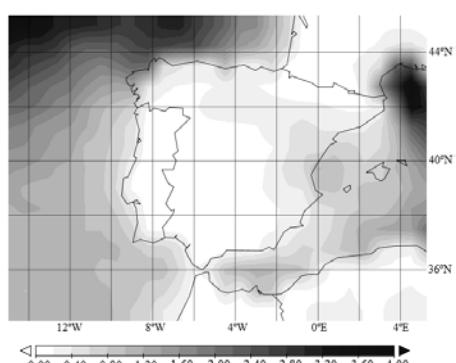


Figura 2 - Média de Janeiro do potencial de produção de energia por uma turbina Vestas V112, em GW.h. (January mean of potential energy production by Vestas V112, in GW.h.)

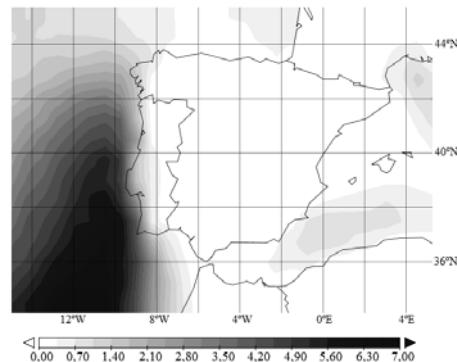


Figura 3 - Média de Julho do potencial de produção de energia por uma turbina Vestas V112, em GW.h. (July mean of potential energy production by Vestas V112, in GW.h.)

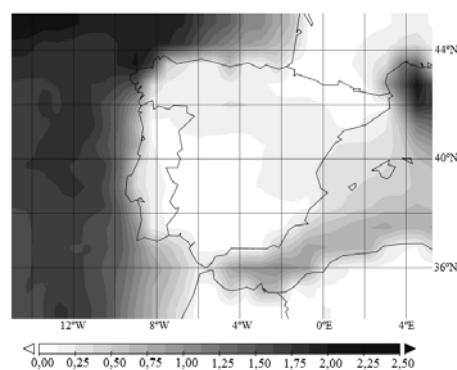


Figura 4 – Desvio-padrão inter-anual do potencial de produção anual de energia por uma turbina Vestas V112 num ano, em GW.h. (Inter-annual standard deviation of potential energy production by Vestas V112 in a year, in GW.h.)

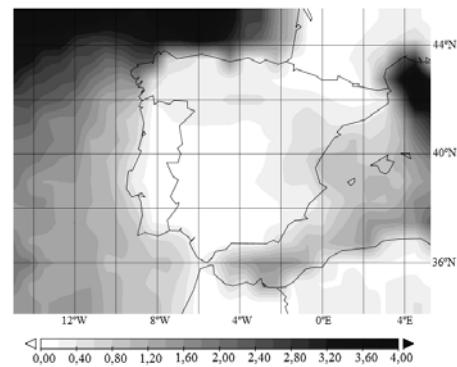


Figura 5 – Desvio-padrão inter-anual do potencial de produção de energia por uma turbina Vestas V112 em Janeiro, em GW.h. (Inter-annual standard deviation of potential energy production by Vestas V112 in January, in GW.h.)

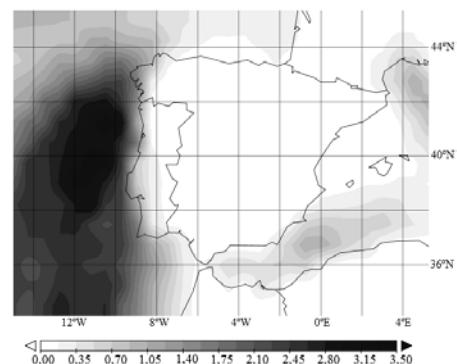


Figura 6 – Desvio-padrão inter-anual do potencial de produção de energia por uma turbina Vestas V112 em Julho, em GW.h. (Inter-annual standard deviation of potential energy production by Vestas V112 in July, in GW.h.)

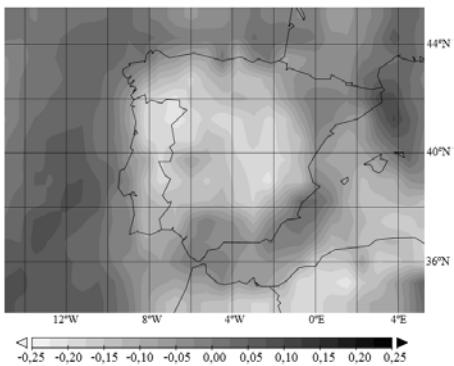


Figura 7 – Coeficiente de correlação entre a NAO e o potencial de produção de energia por uma turbina Vestas V112 num ano. (Annual correlation coefficient between NAO and potential energy production by Vestas V112 in a year.)

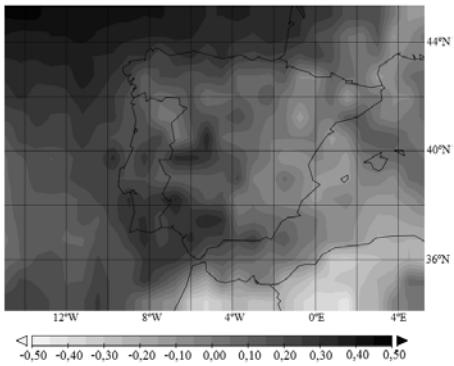


Figura 8 – Coeficiente de correlação entre a NAO e o potencial de produção de energia por uma turbina Vestas V112 em Janeiro. (Correlation coefficient between NAO and potential energy production by Vestas V112 in January.)

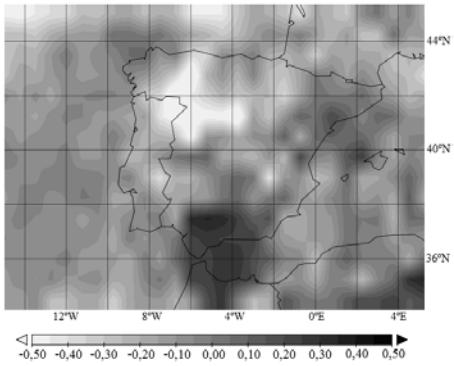


Figura 9 – Coeficiente de correlação entre a NAO e o potencial de produção de energia por uma turbina Vestas V112 em Julho. (Correlation coefficient between NAO and potential energy production by Vestas V112 in July.)

4. CONCLUSÕES

De acordo com o referido inicialmente, este estudo visava a avaliação do potencial do recurso eólico *offshore* para a Península Ibérica, considerando-se, para tal, as componentes zonal, meridional e total do vento, num período compreendido entre Janeiro de 1981 e Dezembro de 2010. Para uma turbina Vestas V112, analisou-se a média e desvio-padrão do potencial de produção de energia num ano e nos meses de Janeiro e Julho, para o referido período, tendo-se igualmente estudado o forçamento da NAO na variabilidade desse campo.

Os resultados apresentados sugeriram que as costas oeste e norte da Península Ibérica são as mais propícias à instalação de turbinas, demarcando-se um valor mais acentuado a norte, em Janeiro, e a oeste, em Julho. Da média anual concluiu-se que a costa portuguesa é a que apresenta maior potencial produtivo. Os mapas do desvio-padrão confirmam que os locais em que a energia produzida é

potencialmente mais elevada são os que apresentam maior variabilidade inter-anual, o que constitui um factor importante a ter em conta na instalação dos parques eólicos. Relativamente ao forçamento da NAO na variabilidade deste campo, observaram-se em geral baixas correlações entre estes parâmetros na costa da Península Ibérica. No entanto, em Janeiro os valores do coeficiente de correlação foram maioritariamente positivos e, em Julho, existiu divergência entre as várias zonas costeiras da Península Ibérica. Assim, a fase positiva da NAO durante o Inverno é favorável à produção de energia eólica em grande parte da Península Ibérica.

5. REFERÊNCIAS

- Bilgili, Mehmet, Abdulkadir Yasar e Erdogan Simsek (2011): “Offshore wind power development in Europe and its comparison with onshore counterpart”. *Ren. Sust. Energ. Rev.*, **15**, 905–915.
- Breton, Simon-Philippe e Geir Moe (2009): “Status, plans and technologies for offshore wind turbines in Europe and North America”. *Renew. Energ.*, **34**, 646–654.
- Capps, Scott B. e Charles S. Zender (2010): “Estimated global ocean wind power potential from QuikSCAT observations, accounting for turbine characteristics and siting”. *J. Geophys. Res.*, **115**, D09101.
- Castro, Rui (2011): “Uma Introdução às Energias Renováveis: Eólica, Fotovoltaica e Mini-hídrica”. *IST Press*.
- Costa, P., T. Simões e A. Estanqueiro (2006): “Assessment of the Sustainable Offshore Wind Potential in Portugal”. *European Wind Conference (EWEC)*, Atenas.
- Dee, D. P. e 45 co-autores (2011): “The ERA-Interim reanalysis: configuration and performance of the data assimilation system”. *Q.J.R. Meteorol. Soc.*, **137**, 553–597.
- Dicorato, M., G. Forte, M. Pisani e M. Trovato (2011): “Guidelines for assessment of investment cost for offshore wind generation”. *Renew. Energ.*, **36**, 2043–2051.
- Dvorak, Michael J., Cristina L. Archer e Mark Z. Jacobson (2010): “California offshore wind energy potential”. *Renew. Energ.*, **35**, 1244–1254.
- EAC (2009): “IEC 61400-3 Wind turbines – Part 3: Design requirements for offshore wind turbines”.
- ECMWF (2008): “ERA-Interim”, disponível em <http://www.ecmwf.int/research/era/do/get/era-interim> (consultado a 8 de Janeiro de 2013).
- EDP (2012): “EDP e parceiros inauguram a primeira plataforma eólica portuguesa offshore”, disponível em <http://www.edp.pt/pt/media/noticias/2012/Pages/inauguracaoWindfloat.aspx> (consultado a 8 de Janeiro de 2013).
- Essick, Peter (2012): “O nosso desafio energético”. *National Geographic Portugal*, **131**.
- EWEA (2012): “The European offshore wind industry key 2011 trends and statistics”, *European Wind Energy Association*.
- Gibson, Emma e Peter Howsam (2010): “The legal framework for offshore wind farms: A critical analysis of the consents process”. *Energy Policy*, **38**, 4692–4702.
- Gimeni L., P. Ribera, R. Nieto, J. Florencio Pérez, O. Vidal, L. de la Torre, D. Gallego, R. García e E. Hernández (2002): “Imprints of the North Atlantic Oscillation on four unusual atmospheric parameters”. *Earth Planet. Sci. Lett.*, **202**, 677–692.
- Green, Richard e Nicholas Vasilakos (2011): “The economics of offshore wind”, *Energy Policy*, **39**, 496–502.
- Gualtieri, Giovanni e Sauro Secci (2011): “Comparing methods to calculate atmospheric stability-dependent wind speed profiles: A case study on coastal location”. *Renew. Energ.*, **36**, 2189–2204.
- GWEC (2012): “Global Wind Report: Annual market update 2011”. *Global Wind Energy Council*.
- Haggett, Claire (2011): “Understanding public responses to offshore wind power”. *Energy Policy*, **39**, 503–510.
- IEA (2011): “World Energy Outlook”, *International Energy Agency*.
- Kaldellis, J. K. e M. Kapsali (2013): “Shifting towards offshore wind energy – Recent activity and future development”. *Energy Policy*, **53**, 136–148.
- Levitt, Andrew C., Willett Kempton, Aaron P. Smith, Walt Musial e Jeremy Firestone (2011): “Pricing offshore wind power”. *Energy Policy*, **39**, 6408–6421.
- López-Moreno, J.I., S.M. Vicente-Serrano, E. Morán-Tejeda, J. Lorenzo-Lacruz, A. Kenawy e M. Beniston (2011): “Effects of the North Atlantic Oscillation (NAO) on combined temperature and precipitation winter modes in the Mediterranean mountains: Observed relationships and projections for the 21st century”. *Global and Planetary Change*, **77**, 62–76.
- Lozano-Minguez, E., A. J. Kofios e F. P. Brennan (2011): “Multi-criteria assessment of offshore wind turbine support structures”. *Renew. Energ.*, **36**, 2831–2837.
- Markard, Jochen e Regula Petersen (2009): “The offshore trend: Structural changes in the wind power sector”. *Energy Policy*, **37**, 3545–3556.
- Söderholm, Patrik e Maria Pettersson (2011): “Offshore wind power policy and planning in Sweden”. *Energy Policy*, **39**, 518–525.
- Sun, Xiaojing, Dianguo Huang e Guoqing Wu (2012): “The current state of offshore wind energy technology development”, *Energy*, **41**, 298–312.
- Trigo R.M., T.J. Osborn, e J. Corte-Real (2002): “The North Atlantic Oscillation influence on Europe: climate impacts and associated physical mechanisms”, *Clim. Res.*, **20**, 9–17.
- Troen, I.; Petersen, E.L.. European Wind Atlas, ISBN 87-550-1482-8, Risø National Laboratory, Roskilde, 656 pp (1989).
- Vestas (2012): “V112 3.0 MW”, disponível em <http://nozebra.ipapercms.dk/Vestas/Communication/Productbrochure/V11230MW/V11230MW Offshore UK/> (consultado a 18 de Abril de 2012).
- Weinzettel, Jan, Marte Reenaas, Christian Solli e Edgar G. Hertwich (2009): “Life cycle assessment of floating offshore wind turbine”. *Renew. Energ.*, **34**, 742–747.
- Zhao, H. e G. W. K. Moore (2006): “A seasonally lagged signal of the north atlantic oscillation (nao) in the north pacific”. *Int. J. Climatol.*, **26**, 957–970.

Mecanismos causales de la variabilidad de la temperatura en Colombia

Mechanisms of the variability of the temperature in Colombia

Samir Córdoba-Machado⁽¹⁾, Reiner Palomino-Lemus⁽¹⁾, Yolanda Castro-Díez⁽¹⁾, Sonia Raquel Gámiz-Fortis⁽¹⁾, María Jesús Esteban-Parra⁽¹⁾

⁽¹⁾Depto. de Física Aplicada. Facultad de Ciencias, Universidad de Granada. 18071 Granada, Spain.

samostv@gmail.com, cmaxtor@gmail.com, ycastro@ugr.es, srgamiz@ugr.es, esteban@ugr.es

SUMMARY

This work presents the study of the influence of global fields of Sea Level Pressure (SLP) and Sea Surface Temperature (SST), as well as the impact of various climatic indices of Teleconnections (NAO, PDO, NIÑO 3.4, etc.) on the air temperature in Colombia. To this end, previously, the main modes of variability of air temperature for winter (DJF) and summer (JJA) seasons in the country have been identified using principal component analysis (PCA). The results show a significant influence of the SLP and the SST from the Pacific, essentially associated with the ENSO, and from the tropical Atlantic, more significant for winter temperatures than for summer. Because of the relationships found between the global patterns and the Colombia temperatures are not in phase, showing important correlations several seasons in advance, the results obtained from this study could be very useful for the prediction of temperatures in Colombia.

1. INTRODUCCIÓN

Las condiciones climáticas de Colombia no sólo generan un ambiente para el normal funcionamiento de los ecosistemas y biomas establecidos en él, sino que propician el desarrollo de diferentes actividades socioeconómicas, entre las que destaca la agricultura del café, el plátano y las flores. El territorio colombiano se ve afectado por las fases extremas de la variabilidad climática, que causan en muchas ocasiones desastres naturales como inundaciones, deslizamientos de tierras, o pérdidas de cultivos, entre otros; con importantes consecuencias económicas para el desarrollo del país.

En la actualidad se dispone de diversas descripciones del clima colombiano (IDEAM, 2005); sin embargo, aún están por explorar las fluctuaciones de diversa escala temporal de las variables climatológicas cuyas fases extremas generan fuertes impactos en el país. A pesar de las evidencias de estos efectos, el conocimiento existente no es suficiente para una comprensión óptima de los procesos que se desarrollan e influyen en el clima de Colombia.

Ante la necesidad de un conocimiento más profundo sobre los procesos atmosféricos y el clima de Colombia, algunos autores han desarrollado estudios específicos a partir de la década de los 90. Así, Mesa et al. (1997) resumen aspectos del clima del Pacífico colombiano no presentados antes; Pabón (1996) y Zea y León (2000) describen en términos generales la denominada baja anclada de Panamá; Poveda (1999) menciona por primera vez el chorro de bajo nivel del Chocó y sus efectos en la hidrología colombiana, Pabón (2003a, b) alude al efecto de El Niño y La Niña en varias regiones del país; Mapes et al. (2003) realizaron un estudio especial sobre los procesos convectivos en Colombia; Poveda (2004) hace una síntesis bastante completa de los avances en el estudio del clima y de la variabilidad climática de Colombia, obtenida mediante estudios en la década de los 90. También Poveda et al., (2002) presentan estudios sobre la influencia de fenómenos macroclimáticos en Colombia, donde se destaca la relación entre la NAO, El Niño, la PDO y algunas variables hidroclimáticas del país (precipitación, temperatura del aire y caudal). Otros estudios relacionados con el efecto climático de los fenómenos El Niño y La Niña en Colombia (IDEAM, 2002; Montealegre y Pabón, 2000; Pabón, 2003a; Poveda y Mesa 2000); afirman que tal variabilidad climática puede generar situaciones de exceso o de déficit de precipitación que propicia inundaciones o sequías y causan desastres, estimulan el desarrollo de enfermedades como malaria y dengue, daños a la producción agropecuaria, entre otros. Dada la importancia de esta variabilidad es necesario profundizar en el estudio de la variabilidad climática en el país.

Así pues, el presente trabajo realiza un estudio sobre los mecanismos físicos que pueden afectar la variabilidad de la

temperatura del aire en Colombia, explorando las relaciones de la temperatura del aire con las variaciones de la temperatura del mar en superficie (SST), los campos de presión a nivel de mar (SLP) y diversos patrones de teleconexión conocidos, con el objetivo global de contribuir al conocimiento del clima del país.

2. DATOS

Para el desarrollo de este trabajo se han utilizado los datos de temperatura del aire (Tmp), obtenidos de estaciones meteorológicas pertenecientes al IDEAM (Instituto de Hidrología, Meteorología y Estudios Ambientales de Colombia). En total se dispuso de 120 estaciones para todo el país, todas ellas en escala mensual, de las cuales se utilizaron solo 42 estaciones para el área de estudio, durante el periodo de tiempo 1960 - 2004.

Por otra parte, para los datos de temperatura superficial del mar del planeta se ha empleado la base de datos del Hadley Centre Ice and Sea-surface Temperature dataset, HadISST, (Rayner et al., 2003), y como datos de presión a nivel del mar (SLP) se usaron los datos de reanálisis 1 del NCEP/NCAR (Kalnay et al., 1996). Por último con el fin de establecer la relación de diversos fenómenos macroclimáticos de acoplamiento océano-atmósfera (NAO, ENSO, PDO, etc.) con la variabilidad de la precipitación en Colombia, se utilizaron índices de teleconexión calculados por la NOAA, y obtenidos de la página web. <http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis.derived.surface.html>. El periodo de tiempo analizado para todas las bases de datos fue 1960-2004.

3. METODOLOGÍA

Las series de datos de temperatura del aire fueron sometidas a un control de calidad, que consistió en desechar aquellas series con menos de 30 años de registros en un periodo de tiempo continuo y series que contenían más de un 15% de datos faltantes (huecos). Con estas condiciones se obtuvo un total de 64 estaciones cubriendo el periodo de tiempo 1961-2004. Luego se analizó la homogeneidad de estas series, siguiendo test de las rachas propuesto por Thom (1966), este es un test de homogeneidad absoluta no paramétrico recomendado por la Organización Meteorológica Mundial (OMM), el cual detecta cambios en la media y en la tendencia de la serie analizada. Al culminar el control de homogeneidad se obtuvo finalmente un total de 42 estaciones de precipitación mensual, distribuidas en el territorio Colombiano como se muestra en la Figura 1.

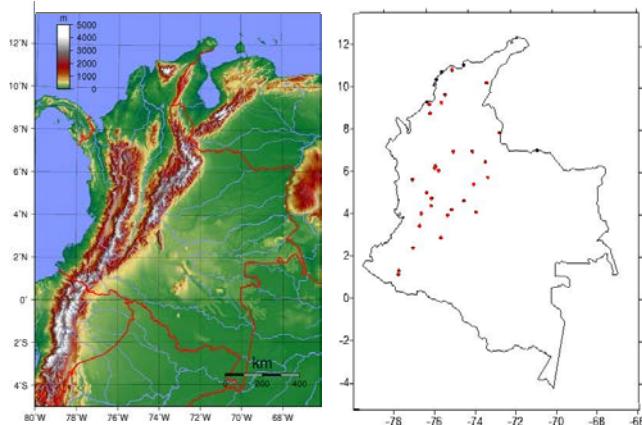


Figura 1. Mapa físico de Colombia (izquierda) y ubicación de las estaciones de Temperatura del aire (derecha).

Como puede apreciarse en la Figura 1, la cobertura espacial de los datos de temperatura se limita a la mitad norte del país, sin que exista ninguna serie en la mitad sur, que corresponde a las regiones selváticas del Orinoco y Amazonas. Por esta razón los resultados se limitan a la región donde se encuentran las estaciones.

Con el fin de obtener los principales modos de variabilidad espacio-temporal de la Temperatura del aire en Colombia, se aplicó un Análisis de Componentes Principales, PCA, a los promedios de temperatura del aire estacionales de invierno, (DEF), y verano (JJA), a partir de la diagonalización de la matriz de correlaciones. La selección de los EOF (funciones ortogonales empíricas) significativos, obtenidos a través del PCA, se realizó aplicando la regla de North (North et al., 1982).

Después de obtener los resultados del PCA, se analizó el impacto de la variabilidad temporal de la SLP y la SST del planeta, en los patrones de la Tmp de invierno y verano encontrados en Colombia. Para ello se estudiaron las correlaciones coetáneas y con retrasos estacionales de hasta más de 1 año entre las series temporales estacionales de SLP y SST del planeta y las PCs correspondientes a los primeros modos de la temperatura del país. También se estudió la posible influencia de los índices climáticos de teleconexión (Itele), en las series PC de Tmp de invierno y verano, a través de las correlaciones entre estas variables a escala estacional.

Antes de realizar el cálculo de las correlaciones, se sustrajo la tendencia de las PCs resultantes de Tmp ya que, algunas mostraron una tendencia significativa, lo cual podría afectar de manera considerable el valor de las correlaciones, introduciendo correlaciones espurias y ocasionando la autocorrelación de los residuos. La significación de las correlaciones se establece mediante el contraste de la hipótesis nula (correlación nula) a un nivel de significación del 95%.

4. RESULTADOS

4.1. Modos de variabilidad

En total se obtienen 3 modos significativos de variabilidad para la temperatura durante el periodo 1960-2004, en la estación de invierno (DEF) y 2 modos significativos durante la estación de verano (JJA), de acuerdo a la regla de North. Los tres primeros modos de la temperatura en la estación de invierno explican un 73,8% de la variabilidad, mientras que los dos primeros modos de la estación de verano representan un 61% de la varianza total de las estaciones de temperatura empleadas.

La Figura 2, muestra los factores de carga de las primeras EOFs de la temperatura del aire en las estaciones de estudio. Se observa que la primera EOF de la estación de invierno, con un porcentaje de varianza explicada del 56,8%, exhibe altas correlaciones negativas en toda la zona donde se encuentran distribuidas las estaciones (regiones central, occidental y norte de Colombia), mostrando una alta homogeneidad en el comportamiento de la temperatura, por tanto este patrón representa un modo global de variabilidad de la precipitación en toda la región. La segunda EOF, que explica un 9,4% de la varianza, muestra un patrón dipolar con correlaciones

negativas hacia el occidente y centro de Colombia, con valores entre -0,3 y -0,6, mientras que en la zona norte del país muestra correlaciones positivas débiles (significativas) comprendidas entre 0,3 y 0,4. La tercera EOF, con un porcentaje de varianza asociado de 7,6%, muestra sólo unos pequeños centros de correlación negativa al norte del país, mientras que valores positivos se ubican al centro de Colombia.

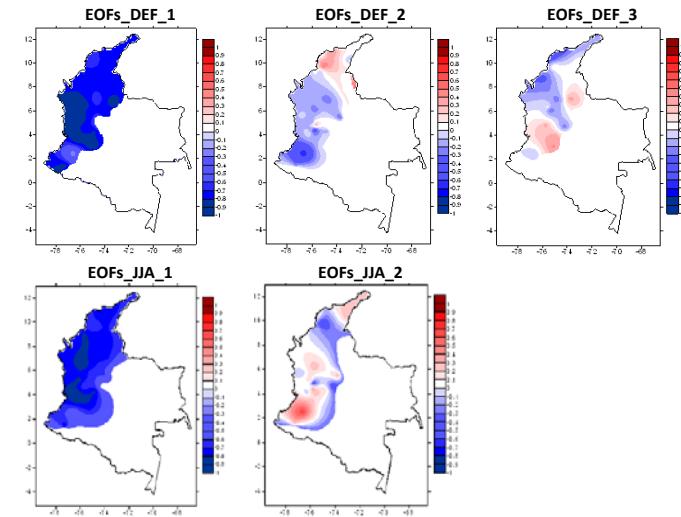


Figura 2. EOFs obtenidos del PCA de temperatura en DEF y JJA (periodo 1960-2004).

Respecto a la estación de verano (JJA), la primera EOF (con una varianza explicada del 46,4%) está asociada a la región norte, centro y occidente de Colombia, mostrando fuertes correlaciones negativas que logran alcanzar valores hasta de -0,9. La segunda EOF, con un porcentaje de varianza asociado de 14,5%, presenta algunos centros reducidos con correlaciones positivas en el occidente y norte del país. En la Figura 3 se presentan las series temporales (PC) asociadas a los principales modos de temperatura obtenidos con el análisis de PCA.

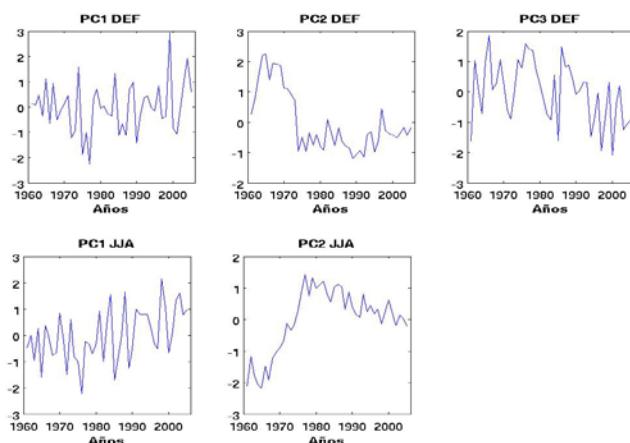


Figura 3. Series de PCs (Tmp) asociadas a las EOFs, obtenidas para DEF y JJA (1960-2004).

Se puede observar que la mayoría de los patrones temporales presentan una considerable variabilidad, mientras que sólo para algunas series PC se evidencia la existencia de tendencias (positiva para la región central, occidental y norte del país en verano, asociada a la primera PC).

4.2. Índices de teleconexión y modos de variabilidad

Al estudiar las correlaciones entre los principales índices de teleconexión (Itele) y los modos de variabilidad de la temperatura de invierno y verano (Tabla 1), se observa que las mayores correlaciones positivas (con valores entre los 0,6 y 0,9) se presentan

entre la primera serie PC de cada estación y los índices que están asociados a la SST del Pacífico tropical (regiones El Niño). De igual forma se muestra una fuerte correlación negativa (-0,7) entre el Índice de la Oscilación del Sur, SOI, componente atmosférico del ENSO y los primeros modos de temperatura, de tal forma que en la mayor parte de Colombia, las fases positivas de El Niño tenderían a estar asociadas a un aumento de las temperaturas.

Tabla 1. Coeficientes de correlación entre los Itele asociados a El Niño y las dos primeras series PC de la temperatura en Colombia durante las estaciones DEF y JJA.

Itele_DEF	PC1_DEF	PC2_DEF	Itele_JJA	PC1_JJA	PC2_JJA
A_SST 1+2	0,7	-0,2	A_SST 1+2	0,6	-0,1
A_SST 3	0,9	-0,1	A_SST 3	0,8	-0,1
A_SST 4	0,8	0,0	A_SST 4	0,7	-0,1
A_SST 3,4	0,9	-0,1	A_SST 3,4	0,8	-0,2
SOI	-0,7	-0,2	SOI	-0,7	-0,1

Las correlaciones con otras teleconexiones son en general más pequeñas o no significativas, aunque alguna de ellas parece mostrar cierta influencia importante en la temperatura, mayor en la estación de invierno que en verano (tabla no mostrada). Por ejemplo, algunos índices, como la PNA (0,4), WP (0,4), EA (0,4) y PDO (0,4), presentan correlaciones débiles pero significativas, principalmente con la serie PC1 de la estación de invierno. Por otro lado, al estudiar las correlaciones con retraso (valores no mostrados), se evidencia que el impacto de los índices asociados al ENSO, se prolonga en general durante varias estaciones, dejando ver su capacidad predictiva sobre la variabilidad de la temperatura del aire en Colombia.

Debido que el primer modo de variabilidad, EOF1, tanto en la estación de invierno como en verano, explica el mayor porcentaje de variabilidad de la precipitación, en las siguientes secciones solo se muestran los resultados obtenidos sobre la primera PC de dichas estaciones.

4.3. Impactos de la SLP

En la Figura 4 se muestra el mapa de correlaciones simultáneas entre la SLP y la primera PC de precipitación de invierno (izquierda), así como también, las correlaciones entre la SLP y la primera PC de precipitación en la estación de verano (derecha).

Se aprecia un centro de correlaciones negativas significativas (-0,3 a -0,8), sobre el Océano Pacífico oriental y central, más extendido en verano (derecha) que en invierno (izquierda), junto con un centro de correlaciones positivas al sureste de Asia, asociado a la Oscilación del Sur, SO. Además se tienen correlaciones positivas sobre el Atlántico tropical (con valores entre los 0,5 y 0,6), con valores más elevados en la estación de invierno. Las regiones que muestran correlaciones positivas inducen una disminución de la temperatura del aire en Colombia, mientras que las correlaciones negativas producen el efecto contrario.

Por otro lado, las correlaciones con retraso de hasta un año (figura no mostrada) entre la SLP de cada una de las estaciones del año y las primeras PCs de temperatura del aire tanto de invierno como de verano, presentan fuertes centros de correlaciones positivas y negativas en muchas regiones del planeta (atlántico tropical, continente africano y en el océano Índico entre otras), pero principalmente sobre el océano Pacífico en la región asociada al ENSO, evidenciando la relación que hay entre la SLP de este área y la temperatura del aire en Colombia.

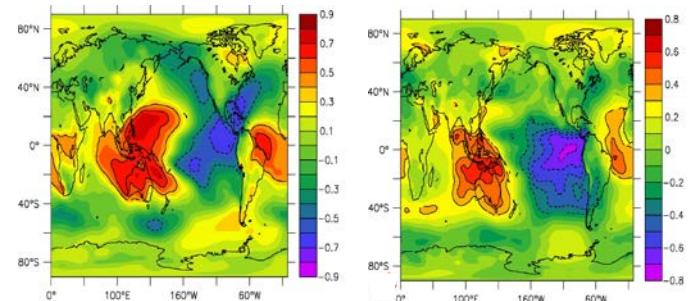


Figura 4. Mapas de correlaciones simultáneas entre la SLP y la primera PC de Temperatura del aire en las estaciones de invierno (izquierda) y verano (derecha). En contorno las correlaciones significativas al 95%.

4.4. Impactos de la SST

La Figura 5, presenta las correlaciones coetáneas entre la SST del planeta y la serie PC1 de la temperatura del aire en las estaciones de invierno (izquierda) y verano (derecha). Los datos de SST fueron filtrados para eliminar la tendencia presente en ellos. Como puede apreciarse en ambas estaciones, gran parte del Océano Pacífico ecuatorial oriental y central, aparece un centro con correlaciones positivas (0,4 a 0,8), flanqueado por correlaciones negativas significativas (-0,4 a -0,6), de las cuales se destacan los altos valores positivos cercanos a 0,9 en el Pacífico ecuatorial, en la región donde se desarrolla el fenómeno de El Niño, más aun, se observa que el patrón de correlación en el Pacífico tropical en el mapa de invierno (izquierda), tiene un grado de similitud con el patrón de invierno de El Niño Modoki (Askhok et al., 2007).

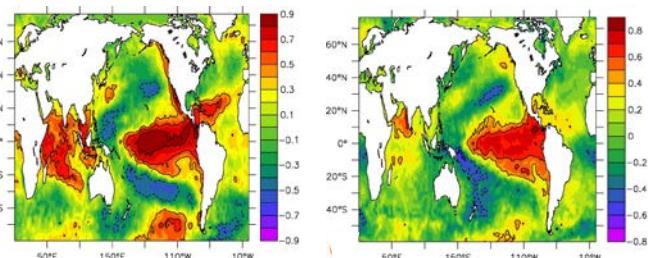


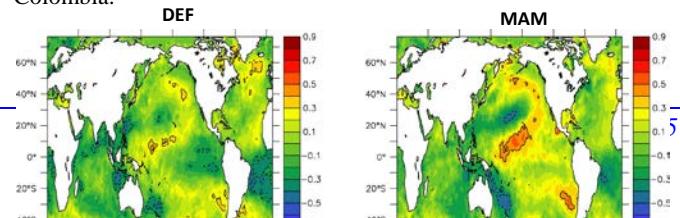
Figura 5. Mapas de correlaciones simultáneas entre la SST y la primera PC de temperatura del aire en las estaciones de invierno (izquierda) y verano (derecha). En contorno las correlaciones significativas al 95%.

Por otra parte en la estación de invierno se muestran correlaciones positivas significativas sobre el océano Índico, en el atlántico tropical y en la parte sur del océano Pacífico (50°S - 110 °W).

Respecto a la correlaciones con retraso de hasta un año entre la SST estacional y la primera PC de temperatura del aire de las estaciones de invierno y verano, se han encontrado correlaciones fuertemente significativas, especialmente en el Pacífico tropical, con mayor capacidad predictiva para el invierno que para el verano.

La Figura 6 muestra las correlaciones con retraso entre la SST de las estaciones anteriores y la PC1 de precipitación en la estación de invierno. Se observa que la SST de las estaciones de otoño (MAM) y verano (JJA) presentan fuertes correlaciones positivas (0,6 a 0,7) sobre el Pacífico tropical (en la región del fenómeno El Niño) y correlaciones negativas significativas (-0,6 a -0,8) en el Pacífico occidental cerca de las costas de Australia. Estas correlaciones tienden a debilitarse conforme aumenta el retraso en la SST, de tal forma que el patrón de correlaciones no aparece en el mapa de correlaciones con la SST de invierno del año anterior (DEF). Así, para retrasos de la SST de un año y superiores los centros de correlaciones en muchas regiones tienden a cambiar de signo.

El fuerte impacto del ENSO en la región, da lugar a que anomalías positivas (negativas) de la SST en el Pacífico tropical induzcan un ascenso (descenso) de la temperatura del aire en Colombia.



asociadas sobre la variabilidad de la temperatura, y podrían ser útiles al explorar en más detalle la variabilidad del clima de Colombia.

6. AGRADECIMIENTOS

Al Departamento Administrativo de Ciencia, Tecnología e Innovación (COLCIENCIAS) y a la Universidad Tecnológica del Chocó (UTCH), por financiar los estudios de doctorado de S. Córdoba y R. Palomino en la Universidad de Granada, España.

Este trabajo se ha realizado en parte en el marco del proyecto CGL2010-21188/CLI, financiado por el Ministerio Español de Ciencia e Innovación y los Fondos FEDER de la Comunidad Europea.

7. REFERENCIAS

- Ashok, K., S. K. Behera, S. A. Rao, H. Weng, and T. Yamagata, (2007). El Niño Modoki and its possible teleconnection, *J. Geophys. Res.*, 112, C11007, doi: 10.1029/2006JC003798.
- IDEAM. (2002). Efectos Naturales y Socioeconómicos del Fenómeno El Niño en Colombia. Dirección para la Prevención de Desastres. Agosto 2002, pp. 80. Bogotá.
- IDEAM. (2005). Atlas climatológico de Colombia. Bogotá D.C. ISBN 958-806714-6.
- Kalnay E., Kanamitsu M., Kistler R., Collins W., Deaven D., Gandin L., Iredell M., Saha S., White G., Woollen J., Zhu Y., Chelliah M., Ebisuzaki W., Higgins W., Janowiak J., Mo K., Ropelewski C., Wang J., Leetmaa A., Reynolds R., Jenne R., Joseph D. (1996). The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 77(3), pp. 437-471.
- Mapes, B.E., W. Warner and X. P Xu (2003). Diurnal Patterns of Rainfall in Northwestern Southamerica. Part I: Observations and Context. *Mon. Wea. Rev.*, v. 131, pp. 799-812.
- Montealegre, J. (1996). Análisis del comportamiento de la precipitación en Colombia durante los períodos de ocurrencia de los fenómenos ENOS (EL Niño-Oscilación del Sur) y el anti Niño. Memorias IV Congreso Colombiano de Meteorología. Bogotá, pp.157-169.
- Montealegre, J., y Pabón J.D., (2000). La variabilidad climática interanual asociada al ciclo El Niño-La Niña-Oscilación del Sur y su efecto en el patrón pluviométrico de Colombia. *Meteorología Colombiana*, N° 2, pp. 7-21.
- North, G. R., (1982). Empirical orthogonal functions and normal modes. *J. Atmos. Sci.*, 41, 879-887.
- Pabón, J.D., (1996). Variabilidad interanual de la precipitación estacional en el Pacífico y en la Amazonía Colombiana. Memorias del XIII Congreso de Geografía, Florencia-Caquetá. Universidad de la Amazonía - ACOGE - OEA -PROMESUP, pp. 87-96.
- Pabón, J.D., (2003a). Fenómeno El Niño: efectos e impactos en el Pacífico colombiano. En: *El Mundo Marino de Colombia*. UNAL. pp. 64-74. Bogotá.
- Pabón, J.D., (2003b). El cambio climático global y su manifestación en Colombia. *Cuadernos de Geografía*, v XII (1-2), pp. 111-119.
- Poveda, G., (1999). La corriente en chorro superficial del oeste (del CHOCÓ) y otras dos corrientes de chorros atmosféricos sobre Colombia: Climatología y variabilidad durante las fases del ENSO. *Rev. Acad. Colomb. Cien.*, 23 (89), pp. 517-528.
- Poveda, G., y Mesa. (2000). Las Fases Extremas del Fenómeno ENOS EL NIÑO Y LA NIÑA y su Influencia sobre la Hidrología de Colombia. Postgrado de Aprovechamiento de Recursos Hídricos, Facultad de Minas, UNAL. Sede Medellín.
- Poveda, G., J. I. Vélez, O. Mesa, C. D. Hoyos, J. Mejía, O. J. Barco Y P. L. Correa (2002). Influencia de fenómenos macro climáticos sobre el ciclo anual de la hidrología colombiana: cuantificación lineal, no lineal y percentiles probabilísticos. *Meteorología Colombiana*, pp.121-130. ISSN 0124-6984. Bogotá, D.C.
- Poveda G. (2004). La hidroclimatología de Colombia: una síntesis desde la escala inter-decadal hasta la escala diurna. *Rev. Acad. Colomb. Cien.*, 28 (107), pp. 201-222.
- Rayner, N.A., Parker, D.E., Horton, E.B., Folland, C.K., Alexander, L.V., Rowell, D.P., Kent, E.C. and Kaplan, A (2003). Globally complete analyses of sea surface temperature, sea ice and night marine air temperature, 1871–2000. *J. Geophys. Res.* 108: 4407. DOI: 10.1029/2002JD002670.
- Thom, H.C. (1966). Some methods of climatological analysis. technical note no 81. World Meteorological Organization. 52 pp.

Figura 6. Mapas de Correlaciones con retraso entre la SST estacional (invierno, primavera, verano y otoño) y la PCI de temperatura de invierno. En contorno las correlaciones significativas al 95%.

La amplia extensión de la zona de correlación en el Pacífico tropical explica las correlaciones obtenidas entre la temperatura y todos los índices asociados a El Niño evaluados. Además, la persistencia en el tiempo de correlaciones en el Pacífico tropical en donde el ENSO tiene su escenario principal, muestra el potencial predictivo que puede tener sobre la variabilidad de la temperatura en el país.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se muestra que la variabilidad de la temperatura del aire en Colombia está fuertemente ligada a las variaciones del campo de presión en el Pacífico asociadas al ENSO, no sólo en la estación contemporánea, sino también con las estaciones precedentes del año, lo que conferiría al ENSO una capacidad predictiva, más prolongada en el tiempo para el invierno que para el verano. Así mismo, existe cierto impacto de la SLP de otras regiones sobre la temperatura, en particular del Atlántico tropical, en el área de El Niño Atlántico, así como cierta influencia del Pacífico, que podría estar ligada a cambios de la presión inducidos por variaciones del Niño Modoki (Ashok et al., 2007).

Se encuentra una fuerte relación entre la temperatura del aire y la SST estacional, especialmente en la región del Pacífico tropical, con fuerte capacidad predictiva para el invierno y en menor medida para el verano. Es reseñable el fuerte impacto del ENSO en la región, de forma que anomalías positivas (/negativas) de la SST en el Pacífico tropical inducen un ascenso (/descenso) de la temperatura en Colombia, lo cual está de acuerdo con los resultados encontrados por otros autores (Pabón, 2003a; Poveda, 2000, 2002, 2004; Montealegre, 1996; Montealegre y Pabón, 2000; Poveda y Mesa, 2000; Poveda et al., 2002; IDEAM, 2002). La amplia extensión de la zona de correlación en el Pacífico tropical explica las correlaciones obtenidas entre la temperatura y los índices de teleconexión asociados a El Niño, esto es, independientemente de cuál sea la región donde se calcula el índice. Además, el patrón de correlaciones en el Pacífico occidental muestra la sensibilidad de la temperatura en Colombia a El Niño Modoki. Cabe destacar también la influencia de otras regiones de la SST, entre ellas, la del Atlántico tropical, que presentan también cierto potencial predictivo. Por último, para algunos índices como la PNA, WP, EA, y PDO, presentan correlaciones débiles significativas simultáneas (no mostradas), con la temperatura de las estaciones de invierno y verano. Estas relaciones pueden indicar algún efecto de las teleconexiones

Evaluación de modelos del CMIP5 en el área norte de Sudamérica

Evaluation of the CMIP5 models in the northern area of South America

Reiner Palomino-Lemus⁽¹⁾, Samir Córdoba-Machado⁽¹⁾, Sonia R. Gámiz-Fortis⁽¹⁾, Yolanda Castro-Díez⁽¹⁾ y María Jesús Esteban-Parra⁽¹⁾

⁽¹⁾Dpto Física Aplicada, Facultad de Ciencias, Universidad de Granada, 18071 Granada, España

cmaxtor@gmail.com, samostv@gmail.com, srgamiz@ugr.es, ycastro@ugr.es, esteban@ugr.es

SUMMARY

As a preliminary step to obtain regional climate change projections for Colombia, this paper addresses the validation of general circulation models from the Coupled Model Intercomparison Project Phase 5 (CMIP5) in the area of northern South America. The validation study is carried out for sea level pressure (SLP) and sea surface temperature (SST), because of these are two of the most important global variables in describing the climate of Colombia. So, both variables are susceptible to be used as predictors in statistical downscaling of precipitation in Colombia. To this end we compare the mean and variance fields of SLP and SST in different models of the CMIP5 with those obtained from the NCEP reanalysis data for the period 1950-2005. Furthermore, we have compared the main modes of variability derived from a Principal Component Analysis (PCA). The results show how the models reproduce reasonably well the mean fields of SLP and SST, although some models, such as CCSM4, tend to show more zonally SLP patterns, strengthening subtropical highs. For the PCA, all models reproduce the main variability modes associated with ENSO and tropical Atlantic, while many of them tend to overestimate the variance associated with the first mode.

1. INTRODUCCIÓN

La variabilidad del clima en Colombia, asociada al cambio climático tiene un impacto directo en los sectores sociales y económicos, por ello ha sido objeto de numerosos estudios cubriendo diferentes escalas espaciales y temporales. Así pues, la principal preocupación para las sociedades actuales son las tendencias y efectos a largo plazo de, por ejemplo, las inundaciones, resultado de fuertes eventos de precipitación, y la sequía, que normalmente aparecen como una combinación de la disminución de precipitación, y por lo tanto del caudal, junto con temperaturas por encima del promedio (Redmond y Koch, 1991; Pabón et al., 2001; Poveda, 2004).

Por eso en las últimas décadas, muchos investigadores han realizado esfuerzos significativos de cooperación mutua y colaboración entre las diferentes comunidades que trabajan en el desarrollo de modelos más sofisticados para la predicción del fenómenos climáticos (Chen et al., 2004; Hibbard et al., 2007; Meehl y Hibbard, 2007; Taylor et al., 2009). Muchos investigadores consideran que las mejores predicciones son proporcionadas por modelos más complejos como los Modelos de Circulación acoplados atmósfera–oceáno (Atmosphere–Ocean General Circulation Models, AOGCMs), los cuales son ampliamente utilizados para hacer proyecciones de posibles cambios futuros del clima, involucrando en la medida de lo posible, todos los procesos que afectan el sistema climático. Sin embargo, los resultados producidos por diferentes AOGCMs difieren significativamente, aun para cambios similares de forzamientos externos.

Es por ello por lo que en este trabajo, se propone como paso previo para la obtención de proyecciones regionales de cambio climático para Colombia, evaluar la capacidad de representación en las variables presión a nivel del mar (SLP) y temperatura de la superficie del mar (SST), de los modelos de circulación general de la quinta fase del Proyecto de Intercomparación de Modelos Acoplados “Coupled Model Intercomparison Project Phase 5 (CMIP5)” en el norte de Sudamérica, ya que estas son dos de las variables globales más importantes a la hora de describir el clima de Colombia, susceptibles, por tanto, de ser usadas como predictores fundamentales en el downscaling estadístico de la precipitación colombiana.

2. DATOS Y METODOLOGÍA

Para el presente estudio se utilizan las variables presión a nivel del mar (SLP) y temperatura de la superficie del mar (SST), en la área comprendida entre [40°N-30°S;170°W-30°W], de cuatro modelos distintos del CMIP5 junto con el del Instituto Max Planck

(ECHAM5/MPI-OM), incluido en el CMIP3. La Tabla 1 resume las características principales de los modelos utilizados, incluyendo acrónimos, la institución donde se han desarrollado, la resolución de los campos atmosféricos y oceánicos así como la referencia bibliográfica principal para cada uno.

Tabla 1 – Modelos analizados junto a las resoluciones espaciales de los datos de SLP y SST.

Nombre del modelo	Institución (país)	Resolución (°lat x °lon)	Referencia
CCSM4	National Center for Atmospheric Research, (USA)	Atm, Oce: (~1.25° x 0.94°)	Gent et al., (2011)
CSIRO-Mk3.6	Commonwealth Scientific and Industrial Research Organisation and the Queensland Climate Change Centre of Excellence (Australia)	Atm: T63 (~1.9°x1.9°) Oce: 0.9°x 1.9°	Rotstayn et al.(2010)
HadGEM2-AO	Met Office Hadley Centre, UK	Atm, Oce: 1.875°x1.25°	Jones et al. (2011)
MIROC5	Atmosphere and Ocean Research Institute (The University of Tokyo), National Institute for Environmental Studies, and Japan Agency for Marine-Earth Science and Technology (Japón)	Atm: T85 (~1.4°x1.4°) Oce: 1°x1°	Watanabe et al. (2010)
GISS-E2-H	NASA Goddard Institute for Space Studies,	Atm, Oce: (~2°x2.5°)	Kim et al. (2012)
ECHAM5/MPI-OM	Max Planck Institute for Meteorology (Alemania)	Atm: (~1.9°x1.9°) Oce: 1.5°x 1.5°	Roeckner et al. (2003)

Estos datos modelados se compararán con los obtenidos de los datos de la SLP del NCEP–NCAR reanalysis (Kalnay et al., 1996) y

la SST del Hadley Centre Global Sea Ice and Sea Surface Temperature, HadISST (Rayner et al., 2003).

Se realizó un Análisis de Componentes Principales (PCA) en Modo S sobre la matriz de correlaciones (Jolliffe, 2002). PCA es una de las técnicas más utilizadas en las ciencias de la atmósfera (Obukhov, 1947, 1960; Fukuoka, 1951, Lorenz, 1956), particularmente en la obtención de los modos espacio-temporales de variabilidad de los campos atmosféricos (como la SLP) y oceánicos (SST).

Los EOFs, son patrones ortogonales en el espacio, obtenidos como los autosvectores de la matriz de covarianza o correlaciones, cuya estructura es espacial (modo S). En ese orden, los EOFs a veces pueden ser interpretados como modos naturales de la variabilidad del sistema observado. Los coeficientes temporales o PCs, que son incorrelacionados, se obtienen proyectando los campos observados o matriz original de datos sobre los EOFs ortogonales, mostrando como ha variado cada estructura espacial en el tiempo y representando de una manera eficiente esa variabilidad. Además, el autovalor asociado es proporcional a la varianza explicada por la serie PC.

En resumen el PCA busca hallar combinaciones lineales de las variables originales que expliquen la mayor parte de la varianza total. El primer factor o componente sería aquel que explica una mayor parte de la varianza total, mientras que el segundo factor sería aquel que explica la mayor parte de la varianza restante, es decir, de la que no explicaba el primero, y así sucesivamente. De este modo sería posible obtener tantas componentes como variables originales. Sin embargo no todos los EOFs son significativos. Debe emplearse algún criterio para retener sólo aquellos que contienen información significativa. En este trabajo se ha empleado para ello la regla de North. Por otra parte la restricción de ortogonalidad de los EOFs dificulta en muchas ocasiones su interpretación física. Este efecto puede solventarse mediante la rotación de los EOFs significativo. En particular en este trabajo se ha empleado la rotación *varimax*.

En segundo lugar se han comparado los valores medios y de varianza, a nivel mensual de la SLP y SST de los modelos y de los datos de reanálisis y de SST observacionales. En segundo lugar, se han comparado los principales modos de variabilidad espacial a través del análisis de la correlación de los principales modos de variabilidad obtenidos mediante un Análisis de Componentes Principales (PCA) de las observaciones y de modelos.

Para el análisis de la diferencia de medias, se aplicó una prueba test-t de Student, partiendo del supuesto que ambas son variables aleatorias, de distribución normal independientes distribuidas con medias u_1 y u_2 . Asumiendo como hipótesis nula, H_0 , la igualdad de medias con varianzas desconocidas, frente a la hipótesis alternativa de que las medias no son iguales, $H_1: u_x = u_y$, $H_1: u_x \neq u_y$, se tiene que para H_0 , el estadístico

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{\sum_{n=1}^N (x_n - \bar{x})^2 + \sum_{m=1}^M (y_m - \bar{y})^2}{(N+M-2)} \left(\frac{1}{N} + \frac{1}{M} \right)}}$$

se distribuye como una distribución t de Student con $N+M-2$ grados de libertad, y por tanto se compara con lo que cabría esperar para la distribución t teórica con $M-N-2$ grados de libertad y se calcula la probabilidad (p-valor) de obtener aleatoriamente tal muestra. Si la probabilidad es muy baja, p.e. menor que el 5%, se rechaza la hipótesis nula sobre la igualdad de las medias de las dos muestras a un nivel de confianza del 95%.

La igualdad de varianzas se analizó aplicando un test F, obteniendo y representando las áreas donde las varianzas son distintas al nivel de confianza del 95%. Así la hipótesis de varianzas distintas se formula como

$$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \Rightarrow F > F_{\alpha/2, V_1, V_2} \quad \text{o} \quad F > F_{1-\alpha/2, V_1, V_2}$$

Con $V_1 = n_1 - 1$, $V_2 = n_2 - 1$, y $\alpha = 0.05$

Para cada variable analizada, se ha establecido una orden en la bondad de los modelos en reproducir los campos observacionales a partir los resultados obtenidos en la reproducibilidad de los principales modos espaciales de variabilidad dados por los EOFs rotados, REOFs, si bien también se tiene en cuenta la reproducción de los EOFs sin rotar por parte de los modelos, ya que la condición de que las series PCs no estén correlacionadas en este caso las hace especialmente útiles como potenciales variables predictoras un *downscaling* estadístico basado en modelos de regresión. Los resultados mostrados en las figuras muestran la comparación entre los datos observacionales y el mejor y peor modelo, según el criterio mencionado. El análisis de la reproducibilidad de los campos medios y de varianza aporta luz en cuanto a la capacidad de los modelos de reproducir los principales estadísticos del clima. Además, recientemente se ha mostrado los sesgos de los modelos al reproducir estos estadísticos introducen elementos son una importante fuente de error en la modelización regional basada en modelos regionales de clima (Argüeso et al., 2012).

3. RESULTADOS

La Figura 3 muestra los principales patrones de variabilidad para los datos de la SLP en superficie en la zona de estudio, correspondiente al reanálisis del NCEP y el modelo CCSM4. Se encuentra que las tres primeras componentes sintetizan el 50% de la varianza total para el NCEP y el 59% del CCSM4. Para los datos del NCEP, el primer REOF, que es el que tiene la varianza más alta, por lo tanto la mayor capacidad explicativa de los datos con un 27.1%, presenta un centro de correlaciones positivas muy fuerte en el centro del Pacífico, asociado al fenómeno ENSO; el segundo REOF que explica un 13.6% de la varianza total de los datos, presenta fuertes patrones de correlaciones positivas centrados en la Amazonia y el sur del Atlántico. El tercer REOF también presenta un fuerte núcleo de correlación positiva pero esta vez ubicado en el Atlántico Norte, con una variabilidad total explicada del 10.5%.

Patrones similares se encuentran para los datos de SLP del CCSM4, siendo el modelo que presenta las mayores correlaciones entre sus REOFs y los del NCEP (Tabla 2), lo cual indica que el modelo tiende a representar de manera razonable los patrones de la SLP en el norte de Sur América. Puede verse además que los EOFs sin rotar también muestran elevadas correlaciones con los del NCEP. Para el resto de modelos evaluados, los patrones de variabilidad son también bien reproducidos, siendo el modelo CSIRO-Mk3.6 el que presenta las correlaciones más moderadas entre sus REOFs y los del NCEP.

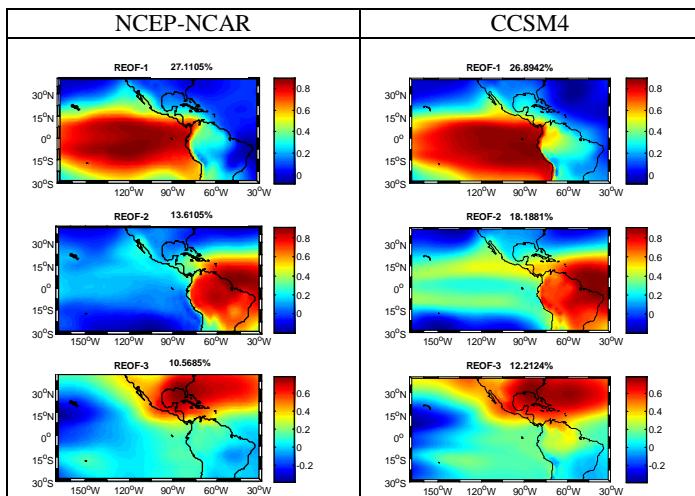


Figura 1. Funciones Empíricas Ortogonales rotadas (REOFs) para la SLP del área de estudio, correspondiente al periodo 1950-2005. Reanálisis NCEP a) y modelo CCSM4 b).

Tabla 2: Correlaciones espaciales de los EOFs y los REOFs de los datos mensuales de SLP del NCEP con los EOFs y los REOFs de los modelos, para el periodo comprendido entre 1950-2005.

Modelo	NCEP (SLP)			NCEP (SLP)		
	EOF1	EOF2	EOF3	REOF1	REOF2	REOF3
CCSM4	0,85	0,86	-0,84	0,96	0,93	0,96
CSIRO-Mk3.6	0,93	-0,80	0,65	0,94	0,87	0,89
HadGEM2-AO	0,84	0,98	0,84	0,97	0,91	0,84
MIROC5	0,95	0,96	0,72	0,95	0,94	-0,89
GISS-E2-H	0,82	0,82	0,82	0,93	0,92	0,93
ECHAM5	0,94	0,93	-0,86	0,93	0,97	0,92

La Figura 2 presenta la comparación de los campos medios de la SLP en el periodo 1950-2005 para los datos del reanálisis NCEP, y los modelos CCSM4 y CSIRO-Mk3.6. En ella aprecia que el modelo CCSM4 representa claramente los campos medios de la SLP (sin llegar a presentar desviaciones mayores de 6 hPa respecto a los datos observacionales), a excepción de la parte montañosa de Estados Unidos, y el nororiente del Atlántico, en donde tiende a la subestimación. Por otro lado el CSIRO-Mk3.6, tiende a sobreestimar la presión en la mayor parte de la zona estudio, siendo más fuerte sobre la zona montañosa tanto de América del Norte como del Suramérica. Esta sobreestimación es particularmente intensa sobre los Andes. Los mayores sesgos de la SLP en áreas montañosas es un rasgo común en los cinco modelos analizados.

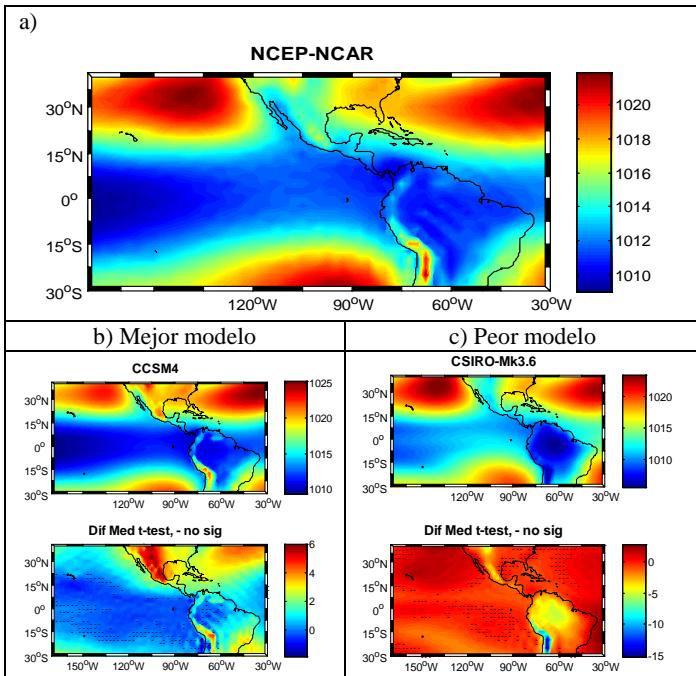


Figura 2. Campos medios de la SLP (en hPa) mensual para el periodo 1950-2005 para los datos de: a) reanálisis NCEP, b) modelo CCSM4 y c) modelo CSIRO-Mk3.6. Las áreas donde las diferencias no son significativas al 95%, están marcadas por “-”.

En cuanto a las diferencias de varianza (Figura 3), se encuentran que ambos modelos tienden a reproducirla muy bien, mostrándose menos áreas con regiones con diferencias significativas según la prueba-F en comparación con los resultados de los campos medios. La mayor diferencia se encuentra para el CSIRO-Mk3.6, en el nororiente de Brasil, donde la varianza del modelo es aproximadamente un tercio de la de la SLP observacional.

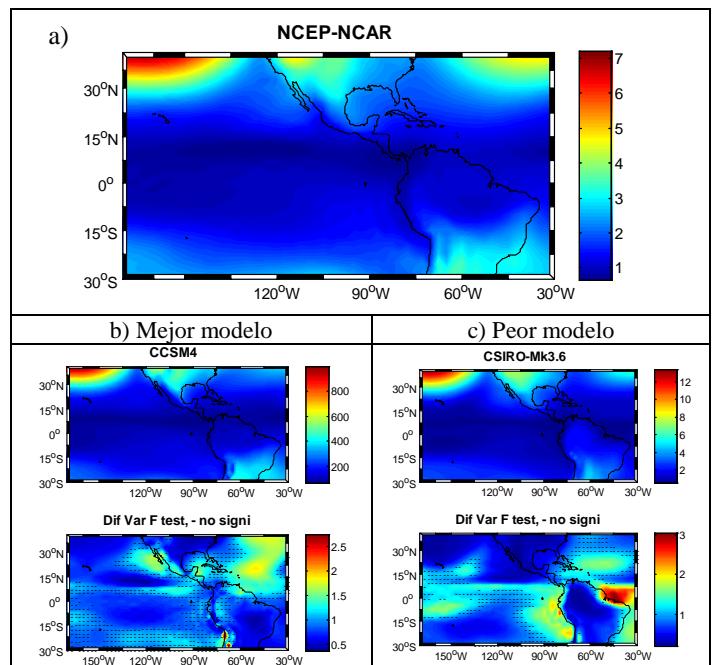


Figura 3. Desviaciones típicas (en hPa) y cociente de varianza de la SLP mensual para el periodo de 1950-2005 para los datos del: a) reanálisis NCEP, b) modelo CCSM4 y c) modelo CSIRO-Mk3.6. Las áreas donde las diferencias no son significativas al 95%, están marcadas por “-”.

Respecto al análisis de la SST, para los principales patrones de variabilidad, cabe mencionar que, de manera general todos los modelos, representan bien estos patrones, en particular los asociados al fenómeno del ENSO (primer REOF). Los dos segundos patrones de variabilidad también son reproducidos (modos de variabilidad asociados al Atlántico tropical o Niño Atlántico, y un patrón con fuertes correlaciones positivas en torno a los 15° de latitud en el Pacífico y negativas frente a las costas de Perú, similar al de El Niño Modoki) pero intercambiando su orden en cuanto a la varianza explicada. La Tabla 3 muestra los coeficientes de correlación espacial entre los EOFs sin rotar y rotados obtenidos para los distintos modelos y los obtenidos para los datos observacionales. Como puede apreciarse, el modelo MIROC5 es el modelo que presenta correlaciones ligeramente más altas, mientras que los modelos HadGEM2-AO y GISS-E2-H son los que presentan menores correlaciones, en particular para las EOFs sin rotar.

Tabla 3. Correlaciones espaciales de los EOFs y los REOFs de los datos mensuales de SST del HadI con los EOFs y los REOFs de los modelos, para el periodo comprendido entre 1950-2005.

Modelos	HadI(SST)			HadI(SST)		
	EOF1	EOF2	EOF3	REOF1	REOF2	REOF3
CCSM4	0,93	0,65	0,77	0,95	0,67	-0,81
CSIRO-Mk3.6	0,91	0,86	-0,80	0,92	0,89	0,89
HadGEM2-AO	0,91	-0,58	-0,82	0,92	0,75	0,85
MIROC5	0,93	0,86	-0,77	0,95	0,89	0,81
GISS-E2-H	0,85	0,61	0,50	0,89	0,59	-0,84
ECHAM5	0,87	0,85	0,64	0,92	0,83	0,76

A modo de ejemplo, la Figura 4 muestra los tres primeros modos de variabilidad obtenidos para los datos de SST de la base observacional HadISST y del modelo MIROC5 que explican cerca de un 42% y un 43%, de la varianza total de la SST respectivamente. El primer modo, REOF1, es similar para ambas explicando un 20.94% para el HadISST, y ligeramente mayor para el MIROC5 con un 23.70% de la varianza total, representando claramente el patrón ENSO. Por otro lado los REOFs 2 y 3, tanto del HadISST como del MIROC5, aunque están intercambiados en el

orden, explican representan los patrones comentados, con porcentajes de varianza similares.

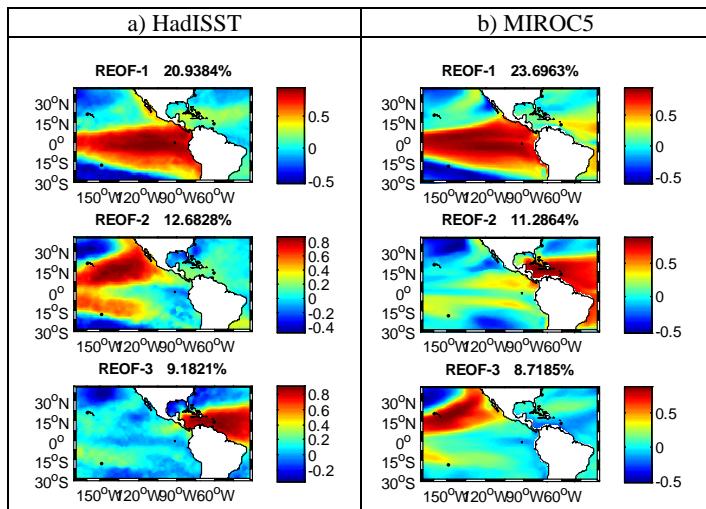


Figura 4. Funciones Empíricas Ortogonales (REOFs) para la SST del área de estudio, correspondiente al periodo 1950-2005, a) HadISST b) modelo CCSM4.

En la Figura 5, se presenta la comparación de la distribución espacial de los campos medios de la SST en grados Celsius ($^{\circ}$ C), de los modelos MIROC5 y GISS-E2-H, respecto a los datos del HadISST (parte superior de la Figura 4). Se observa que ambos modelos sobreestiman la SST en toda la costa pacífica de América, aunque el GISS-E2-H tiende a subestimarla en el occidente de Centroamérica hasta México. En general ambos modelos representan muy bien los campos medios de la SST, con ligeras subestimación de los datos en todo el Atlántico y en el extremo occidental del Pacífico, siendo pocos los puntos de grid los que muestran diferencias de medias significativas al 95 % según el test t.

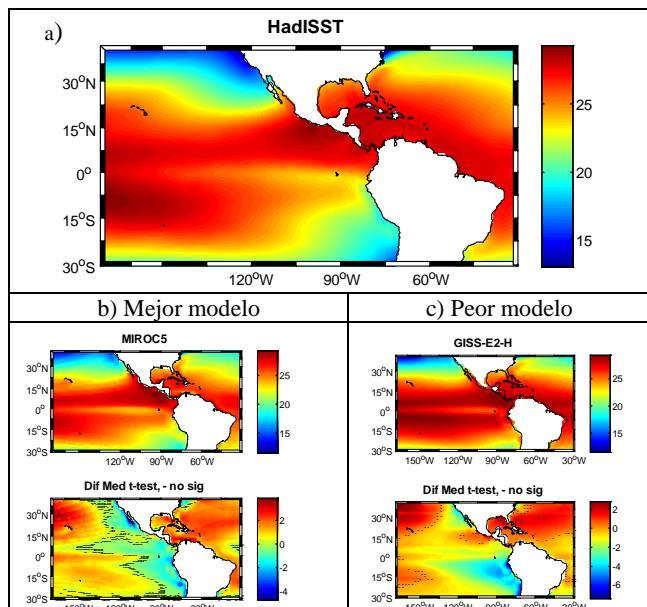


Figura 5. Campos medios de la SST (en $^{\circ}$ C), a nivel mensual para el periodo 1950-2005 para los datos de: a) HadISST, b) modelo CCSM4 y c) modelo CSIRO-Mk3.6. Las áreas donde las diferencias no son significativas al 95%, están marcadas por “-”.

Cabe destacar que todos los modelos tiende a reproducir mejor el campo de varianza de la base de datos observacional, siendo menos los puntos de rejilla que presentan varianza significativamente distintas al aplicar el F-test.

4. CONCLUSIONES

Los modelos climáticos se han evaluado en general, centrándose en su capacidad de representar los principales modos de variabilidad de los campos observacionales de SLP y SST en el área en estudio. Además se ha analizado la reproducibilidad de los campos medios y de varianza mensuales de estas variables. Estas comparaciones son fundamentales para delimitar las limitaciones de cada modelo al ser empleado para la obtención de proyecciones regionales de cambio climático ya sea por técnicas de *downscaling* dinámico o estadístico.

Los resultados muestran que los modelos reproducen razonablemente bien los campos medios de la SLP y la SST, si bien algunos modelos como el CCSM4 tiende a mostrar patrones más zonales de la SLP, reforzando las altas subtropicales. En cuanto a los resultados obtenidos por el PCA, todos los modelos reproducen los principales modos de variabilidad asociados al ENSO y al Atlántico tropical, tendiendo a mostrar porcentajes de varianza explicada ligeramente superiores para el primer REOF en comparación con la varianza explicada por el primer REOF de los datos observacionales.

5. AGRADECIMIENTOS

Al Departamento Administrativo de Ciencia, Tecnología e Innovación (COLCIENCIAS) y a la Universidad Tecnológica del Chocó (UTCH), por financiar los estudios de doctorado de S. Córdoba y R. Palomino en la Universidad de Granada, España.

Este trabajo se ha realizado en parte en el marco del proyecto CGL2010-21188/CLI, financiado por el Ministerio Español de Ciencia e Innovación y los Fondos FEDER de la Comunidad Europea.

5. REFERENCIAS

- Argüeso, D., Hidalgo-Muñoz, J.M., Ga' Miz-Fortis, S.R., Esteban-Parra, M.J., Castro-Díez, Y., 2012. Evaluation of WRF Mean and Extreme Precipitation over Spain: Present Climate (1970-99). *J. Climate* 25 (14), pp. 4883-4895
- Chen, D., M. A. Cane, A. Kaplan, S. E. Zebiak y D. Huang. 2004. Predictability of El Niño in the past 148 years. *Nature*, 428, 733-736
- Fukuroka A. 1951: A Study of 10-day Forecast (A Synthetic Report), Vol. XXII. The Geophysical Magazine: Tokio, 177-218.
- Gent, P. R., Danabasoglu, G., Donner, L. J., Holland, M. M., Hunke, E. C., Jayne, S. R., Lawrence, D. M., Neale, R. B., Rasch, P. J., Vertenstein, M., Worley, P. H., Yang, Z.-L., and Zhang, M.: The Community Climate System Model Version 4, *J. Climate*, 24, 4973–4991, URL <http://dx.doi.org/10.1175/2011JCLI4083.1>, 2011.
- Hibbard, K. A., G. A. Meehl, P. Cox, and P. Friedlingstein, 2007: A strategy for climate change stabilization experiments. *EOS*, 88, 217, 219, 221.
- Jolliffe IT, Uddin M, Vines SK., 2002: Simplified EOFs-three alternatives to retain. *Clim. Res.*, 20, 271-279.
- Jones, C. D., and others, 2011: The HadGEM2-ES implementation of CMIP5 centennial simulations, *Geosci. Model Dev.*, 4, 543-570, doi:10.5194/gmd-4-543-2011.
- Kalnay E., Kanamitsu M., Kistler R., Collins W., Deaven D., Gandin L., Iredell M., Saha S., White G., Woollen J., Zhu Y., Chelliah M., Ebisuzaki W., Higgins W., Janowiak J., Mo K., Ropelewski C., Wang J., Leetmaa A., Reynolds R., Jenne R., Joseph D. (1996). The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 77(3), pp. 437-471.
- Kim, D., A. H. Sobel, A. D. Del Genio, Y. Chen, S. Camargo, M.-S. Yao, M. Kelley, and L. Nazarenko, 2012: The tropical subseasonal variability simulated in the NASA GISS general circulation model, *J. Clim.*, in press.
- Lorenz, E.N.: Empirical Orthogonal Functions and Statistical Weather Prediction. Technical report, Statistical Forecast Project Report 1, Dep of Meteor, MIT: 49.
- Meehl, G.A., and K.A. Hibbard, 2007: A strategy for climate change stabilization experiments with AOGCMs and ESMs. WCRP Informal Report No. 3/2007, ICPO Publication No. 112, IGBP Report No. 57, World Climate Research Programme: Geneva, 35 pp.
- Obukhov, AM. 1947: Statistically homogeneous fields on a sphere. *Uspethi Matematicheskikh Nauk* 2: 196-198.
- Pabón, J., J. Eslava and R. Gomez., 2001: Características de gran escala del clima de la América Tropical. *Meteorol. Coloma*. 4:47-53. ISSN 0124-6984. Bogotá D.C.Columbia.
- Rayner, N.A., Parker, D.E., Horton, E.B., Folland, C.K., Alexander, L.V., Rowell, D.P., Kent, E.C. and Kaplan, A (2003). Globally complete analyses of sea surface temperature, sea ice and night marine air temperature, 1871–2000. *J. Geophys. Res.* 108: 4407. DIO: 10.1029/2002JD002670.
- Redmond, K.T., and R.W. Koch, 1991: Surface climate and stream-flow variability in the western United States and their relationship to large-scale circulation indices. *Water Resour. Res.*, 27,2381-2399.
- Roeckner E et al (2003) The atmospheric general circulation model ECHAM 5. Part I: Model description. Max-Planck-Institute for Meteorology Rep, p 127.
- Rotstyn, L. D., Collier, M. A., Dix, M. R., Feng, Y., Gordon, H. B., O'Farrell, S. P., Smith,I. N., and Syktus, J.: Improved simulation of Australian climate and ENSO-related rainfall variability in a global climate model with an interactive aerosol treatment, *Inter. J. Climatol.*, 30, 1067-1088, doi:10.1002/joc.1952, 2010.

- Poveda, G., 2004: La hidroclimatología de Colombia: una síntesis desde la escala interdecadal hasta la escala diurna. Rev. Acad. Colomb. Cien., 28 (107): 201-222.
- Taylor, K.E., R.J. Stouffer, G.A. Meehl: An Overview of CMIP5 and the experiment design." Bull. Amer. Meteor. Soc., 93, 485-498, doi:10.1175/BAMS-D-11-00094.1, 2012.
- Watanabe, M., Suzuki, T., O'ishi, R., Komuro, Y., Watanabe, S., Emori, S., Takemura, T., Chikira, M., Ogura, T., Sekiguchi, M., Takata, K., Yamazaki, D., Yokohata, T., Nozawa, T., Hasumi, H., Tatebe, H., and Kimoto, M.: Improved Climate Simulation by MIROC5: Mean States, Variability, and Climate Sensitivity, J. Climate, 23, 6312–6335, doi:10.1175/2010JCLI3679.1, 2010.

Impacto de aerossóis do deserto na radiação solar ultravioleta no Sul de Portugal

The impact of desert dust on solar ultraviolet radiation over the South of Portugal

V. Salgueiro⁽¹⁾ and M. J. Costa^{(1),(2)}

⁽¹⁾Centro de Geofísica de Évora (CGE), Universidade de Évora, Évora, 7000, Portugal, vsalgueiro@uevora.pt

⁽²⁾Departamento de Física, Universidade de Évora, Évora, 7000, Portugal, mjcosta@uevora.pt

SUMMARY

The amount of solar ultraviolet radiation reaching the Earth's surface is influenced by several atmospheric constituents, like molecules, in particular ozone, aerosols and clouds, due to absorption and scattering processes of the radiation beam as it crosses the atmosphere. Aerosols can absorb and scatter the UV radiation and thus reduce the UV flux at the surface. The aim of this work is the verification of the influence of Saharan desert dust events on UVA and UVB radiation at surface in Évora. For this purpose, UV irradiance and aerosol optical thickness data are analyzed during two strong Sahara desert dust transports that affected the south of Portugal in April 2011 and March 2012 and the absolute and normalized aerosol UV radiative forcings due to these events are calculated.

1. INTRODUCTION

The solar ultraviolet (UV) radiation is part of the solar spectrum covering the wavelength range 100-400 nm. Although UV radiation represents a short range of solar spectrum wavelengths, which covers the wavelengths approximately from 100 nm to 3500 nm at the top of the Earth's atmosphere, it affects important biological and photochemical processes. According to its biological effects, the UV radiation is usually divided in three bands: UVC (100-280 nm), which is completely absorbed by ozone and oxygen before reaching the Earth's surface, UVB (280-315 nm), which is partly absorbed by ozone, and UVA (315-400nm), which is weakly absorbed by the ozone and therefore mostly arrives at the Earth's surface Serrano et al. (2006). Thus the quantity of UV radiation that reaches the Earth's surface is essentially UVA and a small part of UVB and besides ozone, the amount of UV radiation that reaches the surface depends on several other factors: altitude, latitude, elevation of the sun above the horizon, reflection from the ground and the absorption and scattering by molecules, clouds and atmospheric aerosols like desert dust. The study of the various atmospheric factors that influence the quantity of UV radiation at surface is of interest mainly due to the potentially harmful effects of this radiation on biological organisms.

The South of Portugal, due to its location relatively to Sahara desert (see figure 1), is sometimes affected by desert dust transports when air masses came from the north of Africa. On the other hand, due to the geographical location, Portugal has high sunshine duration throughout the year. Thus, taking into account the given set of conditions we propose, in this work, to analyze the influence of two Saharan desert dust events, which occurred in April 2011 and March 2012, on UV radiation in the South of Portugal (Évora), using measurements of UV radiation and aerosol optical thickness taken at the surface.

2. DATA AND CALCULATIONS

The UV irradiance at the surface (UVB and UVA), was measured with Kipp&Zonen radiometers, which are installed in observatory of the Geophysics Centre of Évora (CGE), located at 38°34'N, 7°54'W and 300m above mean sea level (a.m.s.l.) (see figure 1). The aerosol optical thickness (AOT) data was obtained from the AERONET Holben et al. (1998) CIMEL sun-photometer spectral radiance measurements also installed in the CGE observatory.

The days corresponding to the desert dust event were selected considering Ångström exponent values below 0.5 and cloud free conditions. The Ångström exponent is a parameter that provides additional information on the particle size Ångström (1964); the smaller are the values of the Angstrom exponent bigger are the particles. The values of Ångström exponent (AE) considered were calculated between the wavelengths of 340 nm and 870 nm, covering

part of the UV, visible and near infrared spectral regions, using equation (1):

$$AE = \frac{-\log\left(\frac{AOT_{\lambda_1}}{AOT_{\lambda_2}}\right)}{\lambda_1 - \lambda_2} \quad (1)$$

Figure 2 shows the evolution of the AOT and of the calculated Ångström exponent, for April 2011. The desert dust event occurred in April 2011 is limited by the dashed rectangle in the figure, where an increase in the AOT accompanied by a decrease in AE with respect to the other days is shown. This was one of the events considered; the other was in March 2012 (not shown here).

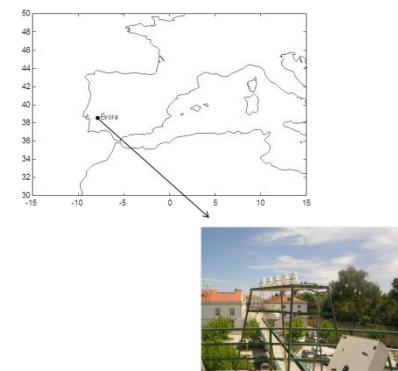


Figure 1 - Geographic location of the study site – Geophysics Centre of Évora (CGE) - and the UV broadband Kipp & Zonen radiometers, which are installed at the CGE observatory.

The surface aerosol radiative forcing (ARF) is defined as the instantaneous increase or decrease of the net radiation flux at the surface that is due to an instantaneous change of aerosol atmospheric content. It may be expressed as a function of the downwelling flux and surface albedo as in equation (2) Antón et al. (2011):

$$ARF = (1 - \alpha)(F - F^0) \quad (2)$$

Here α is the surface albedo and it was fixed to 0.035 Litynska et al. (2010), F is the global measured UV flux and F^0 is the global simulated UV flux, with the LibRadtran radiative transfer model Mayer and Kylling (2005), for cloud free conditions, background aerosols and considering the ozone column values measured by satellite. Or in other words, F represents the downwelling global UV fluxes in conditions of desert dust event and F^0 represents the downwelling global UV fluxes for clean aerosol conditions. The

normalized aerosol radiative forcing (NARF) was calculated as well, with the aim of eliminating the solar zenith angle and surface albedo dependence. NARF is defined according to equation (3).

$$NARF = -\frac{(F - F^0)}{F^0} \quad (3)$$

In equation 3, the parameters F and F^0 represent the same physical quantities as in equation (2).

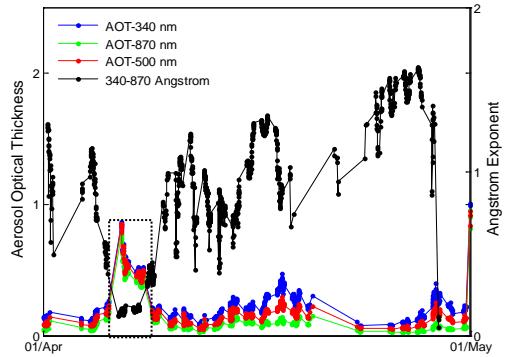


Figure 2 - Aerosol optical thickness and Angstrom exponent as a function of time, for aerosol events in April 2011. The Angstrom exponent was calculated between 340nm and 870nm. The dashed rectangle limits the period of the event considered.

3. RESULTS

3.1 UV measured versus UV simulated

In order to investigate the attenuation of UVA and UVB flux in the days of the aerosol dust event, the measured and simulated fluxes were represented as a function of time from figure 3 to figure 6. The figures show a reduction of the measured UVA and UVB fluxes at the surface compared to the simulated ones. This reduction is proportional to AOT values (see figure 2); when the AOT is larger the reduction of UV fluxes is larger too due to the attenuation of radiation by the aerosol layer.

Figures 7 and 8 present the normalized UVA and UVB fluxes, respectively, as a function of the AOT, showing the variation of the measured UV fluxes with the AOT without the influence of the solar zenith angle (SZA). The normalized values were obtained through the division of the measured by the simulated fluxes (equation 3). The figures hereinafter respect all data, that is, the ARF as well as the AOT (UVA and UVB), are relative to the set of data of April 2011 and the set of March 2012. The normalized values of UV fluxes indicate that in presence of the desert dust, the flux that reaches the surface, F , is smaller than the flux for an atmosphere with background aerosol F^0 , which was expected.

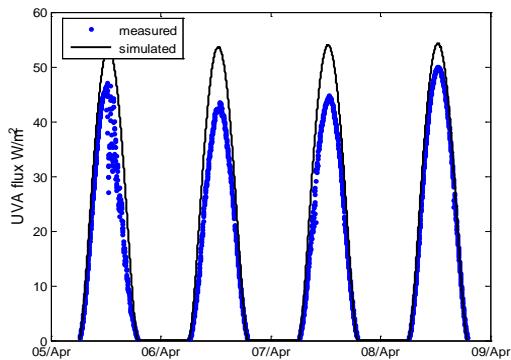


Figure 3 – Measured and simulated values of UVA flux for the desert dust event that occurred in April 2011.

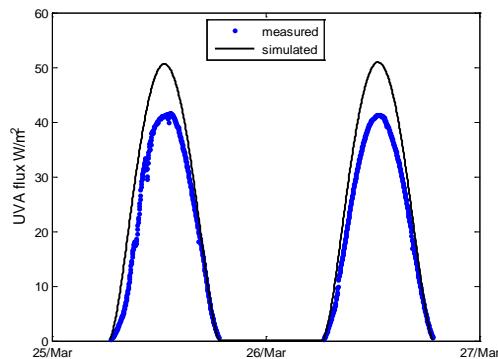


Figure 4 – Measured and simulated values of UVA flux for the desert dust event that occurred in March 2012.

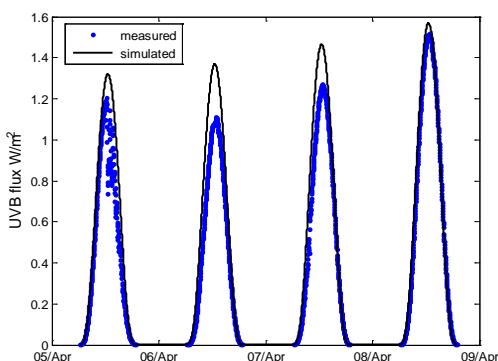


Figure 5 – Measured and simulated values of UVB flux for the desert dust event that occurred in April 2011.

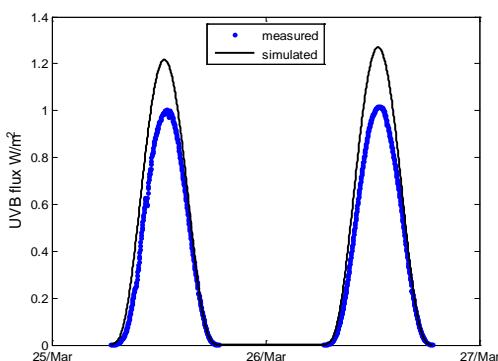


Figure 6 - Measured and simulated values of UVB flux for the desert dust event that occurred in March 2012.

The ARF is presented, in figures 9 and 10, as a function of the AOT and is grouped in three data sets according to the SZA values. The ARF is negative in both cases (UVA and UVB) being more negative as the AOT increases and this relation presents dependence on the SZA. As the SZA value increases, the ARF decreases in absolute value, for a fixed AOT. This relation between UV ARF and AOT and the respective dependence on the SZA has already been analyzed in other studies Antón et al. (2011; 2012). According to the authors previously referred, for larger angles the direct beam component of the solar flux crosses a longer path through the atmosphere being more attenuated. This attenuation is mainly through scattering because for short wavelengths, as in the case of UV radiation, scattering process increases more rapidly with decreasing wavelength than absorption. Thus the diffuse component represents an important contribution to the global UV flux, which becomes dominated by this component for high SZA and the global UV flux at the surface becomes less sensitive to changes in the aerosols.

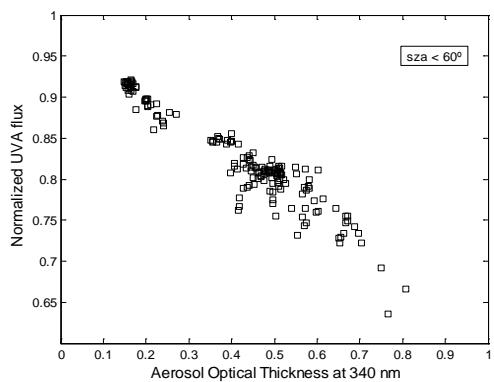


Figure 7 – Normalized UVA fluxes (F/F^0) as a function of the aerosol optical thickness at 340nm, for all data (April 2011 and March 2012).

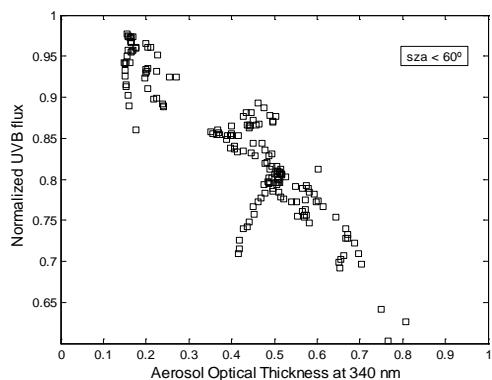


Figure 8 - Normalized UVB fluxes (F/F^0) as a function of the aerosol optical thickness at 340nm, for all data (April 2011 and March 2012).

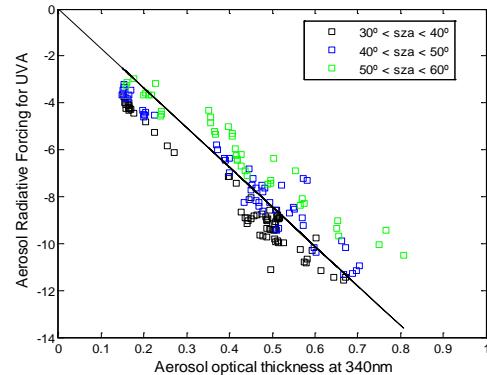


Figure 9 – Aerosol radiative forcing for UVA fluxes as a function of the aerosol optical thickness at 340nm, for all data (April 2011 and March 2012). The data is grouped according to SZA values, (black squares) 30° to 40°, (blue squares) 40° to 50° and (green squares) 50° to 60°.

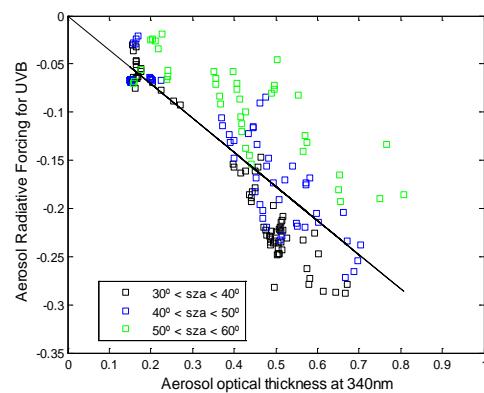


Figure 10 - Aerosol radiative forcing for UVB fluxes as a function of the aerosol optical thickness at 340nm, for all data (April 2011 and March 2012). The data is grouped according to SZA values, (black squares) 30° to 40°, (blue squares) 40° to 50° and (green squares) 50° to 60°.

To eliminate the dependence of the ARF on the SZA, as previously discussed, the NARF was calculated (Equation 3) and is represented in figures 11 and 12 for UVA and UVB, respectively. The NARF quantifies the fraction of absorbed or reflected radiation by the aerosol layer – effective surface aerosol (desert dust) albedo. As the AOT increases, also the NARF increases, which means that more UV radiation is absorbed or scattered by the aerosol layer.

A method for calculating the ARF efficiency, which is referred by Antón et al. (2012) and references therein, is to obtain the slope of the linear regression between the ARF and the AOT. The ARF efficiency is simply the ARF per unit of AOT and in the present work the method was applied to NARF because in this case the SZA effect is not taken into account and thus only one regression line is presented for each case. The NARF efficiency values obtained were 0.4076 and 0.3972 for UVA and UVB, respectively.

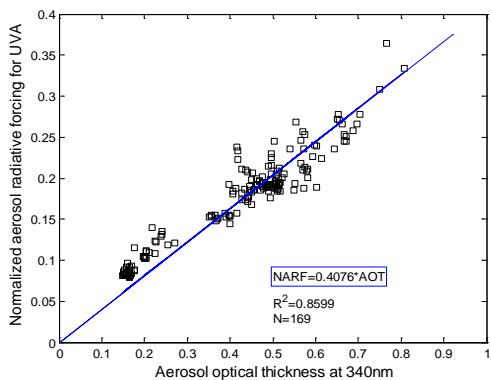


Figure 11 – Normalized aerosol radiative forcing for UVA as a function of the aerosol optical thickness at 340nm, for all data (April 2011 and March 2012).

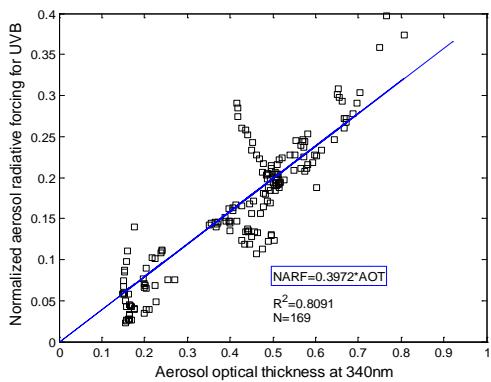


Figure 12 - Normalized aerosol radiative forcing for UVA as a function of the aerosol optical thickness at 340nm, for all data (April 2011 and March 2012).

4. FINAL CONSIDERATIONS

This work allowed verifying the existing dependence between the UV radiation fluxes measured at the surface and the aerosol optical thickness, in conditions of desert dust events. Was also showed the dependence of the aerosol radiative forcing on the solar zenith angle, being more negative as the angle decreases, which is in accordance with other studies. To remove the dependence of the aerosol radiative forcing on the solar zenith angle, the normalized

aerosol radiative forcing was calculated. This quantity, which represents an effective surface aerosol (desert dust) albedo as mentioned in text above, showed an increase with the increase in the aerosol optical thickness, which means that more UV radiation is attenuated by the aerosol layer. On the other hand, we applied a method to determine the normalized aerosol radiative forcing efficiency, which allowed for obtaining the values of 0.4076 and 0.3972 for UVA and UVB, respectively, for the study case.

5. ACKNOWLEDGMENT

The work is financed through FEDER (Programa Operacional Factores de Competitividade – COMPETE) and National funding through FCT – Fundação para a Ciéncia e a Tecnologia in the framework of project FCOMP-01-0124-FEDER-009303 (PTDC/CTE-ATM/102142/2008). We thank Profª Ana Maria Silva for her effort in establishing and maintaining AERONET Évora site. We also thank Sérgio Pereira and Samuel Bárias for installing and maintaining instrumentation used in this work.

6. REFERENCES

- Ängström, A. (1964): The Parameters of Atmospheric Turbidity. Tellus 16, No. 1
- Antón, M., M. Sorribas, Y. Bennouna, J.M. Vilaplana, V.E. Cachorro, J.Grobner, and L. Alados-Arboledas (2012): Effects of an extreme desert dust on the spectral ultraviolet irradiance at El Arenosillo (Spain). Journal of Geophysical Research, Vol.117, D03205, doi:10.1029/2011JD016645.
- Antón, M., J.E. Gil, J. Fernández-Gálvez, H. Lyamani, A. Valenzuela, I. Foyo-Moreno, F.J. Olmo and L. Alados_Arboledas (2011): Evaluation of the aerosol forcing efficiency in the UV erythemal range at Granada, Spain. Journal of Geophysical Research, Vol.116, D20214, doi:10.1029/2011JD016112.
- Holben, B.N., T.F. Eck, I. Slutsker, D. Tanre, J.P. Buis, A. Setzer, E. Vermote, J.A. Reagan, Y. Kaufman, T. Nakajima, F. Lavenu, I. Jankowiak, and A. Smirnov (1998): AERONET - A federated instrument network and data archive for aerosol characterization, Rem. Sens. Environ., 66, 1-16.
- Litynska, Z., P. Koepke, H. De Backer, J. Gröbner, A. Schmalwieser, and L. Vuilleumier (2010): Long term changes and climatology of UV radiation over Europe. Final scientific report COST Action 726. Available at http://www-med-physik.vuwien.ac.at/uv/COST726/COST726_Dateien/Results_Finalreport/COST726_final_report.pdf
- Mayer, B. and A., Kylling (2005): Technical note: The LibRadtran software package for radiative transfer calculations – description and examples of use. Atmospheric Chemistry and Physics. pp. 1855-1873.
- Serrano, A., M. Antón, M.L. Cancillo and V.L. Mateos (2006): Daily and annual variations of erythemal ultraviolet radiation in Southwestern Spain, Ann. Geophys., 24, 427-441.

Egileen Aurkibidea/Índice de Autores/Índice de Autores/Autor Index

A	L
Adame, J. A.	315, 323
B	Liberato, M. L. R.
Bâ, K. M.	359
Bardasano, L.	327
Batles, F. J.	301
Bolívar, J. P.	279
Bosch, J. L.	315
C	Lopes, B.
Cano, M. A.	279
Cañada, J.	353
Capilla, C.	283, 333, 343, 349
Capilla, J. E.	297
Carvalho, R.	301
Castaño, S.	359
Castro-Díez, Y.	301
Collazo, J.	367
Córdoba-Machado, S.	287
Costa, M. J.	363, 367
D	Marín, M. J.
De la Morena, B. A.	323
Díaz-Teijeiro, M. F.	315
E	Martínez-Lozano, J. A.
Esteban-Parra, M. J.	333
Estellés, V.	363
Esteve, A. R.	367
G	Moreno, J. C.
Gámiz-Fortis, S. R.	333
Gandía, S.	283
Garzón, J. A.	323
Gil-Ojeda, M.	301
Gonzalo, P.	343
Gurrea, G.	287
H	Morozova, A. L.
Heredia, J.	323
Hernández-Ceballos, M. A.	301
Hernández-Martínez, M.	287
Hidalgo-Muñoz, J. M.	343
K	N
Kornakov, G.	283
L	Marín, M. J.
M	Martínez-Lozano, J. A.
P	Moreno, J. C.
R	Morozova, A. L.
S	P
T	Marín, M. J.
U	Martínez-Lozano, J. A.
V	Moreno, J. C.
W	Morozova, A. L.
X	N
Y	Marín, M. J.
Z	Martínez-Lozano, J. A.

