

SOBRE LA COVARIABILIDAD DE LAS TEMPERATURAS Y LAS PRECIPITACIONES ANUALES EN ESPAÑA, 1956-2005.

F.S. RODRIGO^{1,2}

¹*Dpto. Química y Física, Universidad de Almería*

²*Centro Andaluz para la Evaluación y Seguimiento del Cambio Global (CAESCG)*

frodrido@ual.es

RESUMEN

En este trabajo se analiza la covariabilidad de las anomalías estandarizadas de temperaturas medias y precipitaciones totales anuales en 19 ciudades españolas durante los periodos 1956-1980 y 1981-2005. Los datos originales se estandarizaron usando el periodo de referencia 1971-2000. Bajo la hipótesis de distribución normal bivariante, los estados climáticos correspondientes a cada periodo pueden caracterizarse mediante las elipses de confianza al 95%. Los desplazamientos de estas elipses indican cambios en el vector de valores medios (traslaciones) y en la matriz de varianza-covarianza (rotaciones, deformaciones). La significación estadística de estos cambios fue comprobada mediante los tests de Hotelling y Barlett, respectivamente. Los resultados indican una traslación generalizada hacia más altas (bajas) temperaturas medias (precipitaciones totales), así como cambios significativos en la matriz de varianza-covarianza de las localidades mediterráneas. Se indican futuros desarrollos de esta metodología.

Palabras clave: Temperaturas, precipitaciones, covariabilidad, España.

ABSTRACT

In this work, the covariability between the standardized anomalies of mean annual temperature and total annual rainfall in 19 Spanish sites during the periods 1956-1980 and 1981-2005 is analyzed. Original data are standardized using the reference period 1971-2000. Using the hypothesis of bivariate normal distribution, the climate states corresponding to each period may be characterized by the confidence ellipses at the 95% confidence level. Movements of the ellipses indicate changes in the vector mean (translations) and in the variance-covariance matrix (rotations, deformations). Significance of these changes is assessed by Hotelling and Barnett tests, respectively. Results indicate a general translation towards higher (lower) mean temperature (precipitation) in the second period, as well as significant changes in the variance-covariance matrix of the Mediterranean localities. Future developments of this methodology are outlined.

Key words: Temperature, rainfall, covariability, Spain.

1. INTRODUCCIÓN

La comprensión y exploración de la variabilidad climática interanual e interdécada de los ciclos globales de la energía y del agua es un aspecto esencial en los estudios de cambio climático. A largo plazo, los cambios positivos de la temperatura han demostrado ser un fenómeno destacado en las últimas décadas, con el aumento de las concentraciones de los gases de efecto invernadero como principal causa (Adler *et al.*, 2008). Las claves para la comprensión de los cambios en la precipitación vienen de las correlaciones entre precipitación y temperaturas (Trenberth, 2011). La interacción y dependencia entre temperaturas y precipitaciones, principalmente debidas a las relaciones termodinámicas entre ellas, han sido estudiadas en numerosos trabajos (por ejemplo, Emori y Brown, 2005). Los datos de precipitación y temperatura son generalmente interdependientes y los cambios en sus relaciones pueden ser más importantes que los cambios independientes en una u otra variable (Hao *et al.*, 2013). Sin embargo, la covariabilidad entre temperatura superficial anual y precipitaciones no es bien comprendida (Déry y Wood, 2005; Trenberth y Shea, 2005). La cuantificación de las relaciones de covariabilidad entre ambas variables es esencial para mejorar nuestro conocimiento de los procesos, particularmente las respuestas regionales, y de los balances de energía superficial y agua (Adler *et al.*, 2008).

El uso de funciones de densidad de probabilidad conjuntas proporciona perspectivas sobre el comportamiento de los modos particulares de calor y humedad que el análisis estadístico de cada variable por sí sola no puede hacer (Beniston, 2009). Por otro lado, los estudios de impactos suelen necesitar escenarios del clima que involucran a ambas variables conjuntamente (Tebaldi y Sansó, 2009). En agricultura, por ejemplo, la integración de varias variables climáticas es importante ya que diversas combinaciones de factores ambientales pueden afectar a la vegetación de forma diferente que un único valor extremo (Estrella y Menzel, 2013). Para tener en cuenta la interdependencia entre lluvias y temperaturas, la modelización mediante funciones de distribución multivariantes es necesaria (Cong y Brady, 2012). Diversos métodos han sido usados en la literatura: Beniston (2009) utilizó la aproximación de cuantiles conjuntos para definir modos climáticos (cálido/seco, cálido/húmedo, frío/seco, frío/húmedo) y caracterizar fenómenos extremos; una metodología similar fue usada por Morán-Tejada *et al.* (2013) para estudiar extremos climáticos en las regiones montañosas de la Península Ibérica; Cong y Brady (2012) estudiaron la interdependencia entre temperaturas y precipitaciones en Scania (Suecia) usando el análisis de cópulas; Estrella y Menzel (2013) consideraron el carácter bivariante gaussiano de temperaturas y precipitaciones usando una elipse de confianza al 95% para estudiar futuros extremos en Bavaria, Alemania.

En este trabajo, utilizamos el modelo gaussiano para analizar la covariabilidad entre las anomalías estandarizadas de temperatura diaria media anual y total de precipitaciones anuales en 19 ciudades españolas durante el periodo 1956-2005. El clima de España es notablemente sensible a cambios en la configuración latitudinal de la circulación general atmosférica debido a su compleja orografía y a su localización en una región de transición entre latitudes medias y subtropicales, y entre el Océano Atlántico y el Mar Mediterráneo (García *et al.*, 2007). Por otro lado, Giorgi (2008) subrayó la pronunciada sensibilidad del clima mediterráneo al calentamiento global. Por tanto, el estudio de las relaciones de las variables en el pasado puede proporcionar información útil para el análisis de cambios potenciales en el futuro.

El esquema del trabajo es como sigue: la sección 2 describe la base de datos empleada, la sección 3 la metodología utilizada, los resultados obtenidos se recogen en la sección 4, y las principales conclusiones y futuros posibles desarrollos se indican en la sección 5.

2.DATOS.

La base de datos utilizada en este estudio comprende cantidades acumuladas de lluvia y temperaturas medias diarias de 19 ciudades españolas, que cubren los principales dominios climáticos de la Península Ibérica, durante el periodo 1956-2005. La Figura 1 muestra las localizaciones de las estaciones.



Fig. 1. Estaciones meteorológicas utilizadas

Los datos de temperatura se han extraído de la base de datos SDATS (Brunet *et al.*, 2006), que cubre el periodo comprendido entre las últimas décadas del siglo XIX (la fecha concreta depende de la estación elegida) y 2005. Todas las series fueron homogeneizadas y ninguna presenta huecos importantes desde 1956. Los datos de lluvias totales mensuales fueron obtenidos de la base de datos de series largas de referencia de la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET), que cubre el periodo 1851-2008 (Luna *et al.*, 2012). Estas bases de datos están disponibles en la página web de la AEMET (<http://www.aemet.es>). Después de un análisis preliminar de los datos, se escogieron 19 ciudades sin datos perdidos, que cubren el periodo común 1956-2005. Las estaciones elegidas proporcionan una cobertura espacial razonable, cubriendo los principales dominios climáticos de la Península Ibérica (Martín Vide y Olcina Cantos, 2001). Los datos de temperatura media diaria fueron integrados para obtener la temperatura media anual, y los datos de precipitaciones totales mensuales fueron sumados para obtener el total anual. Con el fin de comparar con estudios estacionales (actualmente en preparación) y teniendo en cuenta la fuerte estacionalidad de las precipitaciones en la Península Ibérica, el año se definió entre los meses de Diciembre y Noviembre (es decir, 1981 comienza en Diciembre de 1980 y termina en Noviembre de 1981).

3.MÉTODOS

Para cada estación y año se calcularon las anomalías estandarizadas de temperatura (x) y precipitación (y), usando la media y la desviación típica del periodo de referencia 1971-2000. Por tanto, todos los datos se expresan en unidades de desviación típica. En las gráficas de precipitación frente a temperatura, el origen corresponde por tanto a los valores medios del periodo de referencia, y los ejes x e y dividen el espacio bidimensional en cuatro cuadrantes que caracterizan las condiciones termopluviométricas con respecto al periodo de referencia: el

cuadrante inferior izquierdo está relacionado con condiciones frías y secas, el superior izquierdo con frías y húmedas, el superior derecho con condiciones cálidas y húmedas, y el inferior derecho con condiciones cálidas y secas.

Un estudio previo sobre extremos de temperatura en la Península Ibérica indica un desplazamiento hacia condiciones más cálidas alrededor de 1980 (Fernández-Montes y Rodrigo, 2012). Por tanto, el periodo total 1956-2005 fue dividido en dos subperiodos, 1956-1980 y 1981-2005, y el modelo gaussiano bivalente fue aplicado separadamente a cada subperiodo. La hipótesis básica es que cada subperiodo puede caracterizarse por las elipses de confianza al 95% en el plano x-y, centradas en el vector valor medio $\vec{\mu} = (\bar{x}, \bar{y})$. En el modelo bivalente hay que considerar además la matriz de varianza-covarianza, que describe no solamente la varianza de cada variable individual, sino que también tiene en cuenta la covarianza entre las variables. Las direcciones de los ejes mayor y menor de la elipse vienen dadas por los autovectores de la matriz de varianza-covarianza. La longitud de cada semieje viene dada por $[\lambda_m \chi_2^2(P)]^{1/2}$ donde $\chi_2^2(P)$ es el valor de la chi-cuadrado con 2 grados de libertad correspondiente a la probabilidad acumulativa P (95% en nuestro caso) y λ_m (m=1,2) son los autovalores de la matriz de varianza-covarianza (Wilks, 1995). Los ejes de la elipse vienen dados por (+ para el eje mayor, - para el eje menor)

$$y = \bar{y} \pm \text{sgn}(\rho) \frac{s_y}{s_x} (x - \bar{x}) \quad (1)$$

con s_i (i=x,y) desviaciones típicas de las variables x e y, $\text{sgn}(\rho)=\pm 1$ dependiendo del signo del coeficiente de correlación (+1 si $\rho>0$, -1 si $\rho<0$, von Storch y Zwiers, 1999). Por tanto, la orientación de las elipses depende del signo del coeficiente de correlación y en el caso de variables incorrelacionadas ($\rho=0$) las elipses se convierten en circunferencias.

Si hay un cambio significativo entre los dos periodos considerados, el resultado es un desplazamiento de la elipse en el plano x-y. Este desplazamiento puede descomponerse en tres componentes: traslación, rotación y deformación. La traslación indica un cambio en el valor medio de las variables y viene dada por

$$\Delta \vec{\mu} = \begin{pmatrix} \Delta \bar{x} \\ \Delta \bar{y} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{x}_2 - \bar{x}_1 \\ \bar{y}_2 - \bar{y}_1 \end{pmatrix} \quad (2)$$

donde los subíndices 1 y 2 se refieren al primer y segundo subperiodos, respectivamente. El significado estadístico de este cambio se analiza mediante el test de Hotelling (1931), un análogo multivariante al test t de diferencia entre las medias del caso univariante. Para estudiar el papel de cada variable se calculó también el test univariante.

Desde un punto de vista estadístico los cambios en la matriz de varianza-covarianza pueden analizarse mediante el test de Barlett (1937). Si hay una diferencia significativa entre las matrices correspondientes a los dos subperiodos, puede deberse a cambios en ρ o a cambios en el tamaño y forma de las elipses. Interpretamos que tiene lugar una rotación cuando hay un cambio en el signo de ρ y este cambio está relacionado con la significación estadística del coeficiente de correlación (es decir, de un coeficiente significativo a otro no significativo, o viceversa). Por tanto, las rotaciones están ligadas a variaciones en las relaciones o retroalimentaciones entre las dos variables. Además puede haber deformaciones, relacionadas con un cambio en la longitud de los ejes de las elipses. Estos cambios pueden expresarse en términos porcentuales como (subíndice i=1 para el eje mayor, i=2 para el eje menor de la elipse)

$$\Delta l_i = 100 \left(\sqrt{\frac{\lambda_{2i}}{\lambda_{1i}}} - 1 \right) \quad (3)$$

El cambio en el área de elipse vendrá dado en porcentaje por

$$\Delta A = \Delta l_1 + \Delta l_2 \quad (4)$$

Este cambio expresa la variación de la concentración de los datos alrededor de los ejes, y, por tanto, puede utilizarse como una medida del cambio en la variabilidad conjunta de las dos variables. Con el fin de discriminar el papel de cada variable en el cambio de la matriz se calcularon además los test F de comparación de varianzas univariantes. Todos los tests estadísticos se aplicaron al nivel de confianza del 95%.

4.RESULTADOS

La Tabla 1 muestra los resultados del análisis estadístico.

Estación	Hotelling	t(x)	t(y)	Barlett	F(x)	F(y)
Alb	6.95*	+2.89*	-1.59	10.31*	2.01*	1.58
Ali	23.99*	+6.54*	-1.74*	11.21*	2.60*	1.05
Bad	9.28*	+6.07*	-2.15*	5.41	1.36	1.29
Bar	12.36*	+5.01*	+0.05	12.29*	3.38*	1.35
Bur	9.88*	+5.49*	-2.37*	2.51	2.60*	1.88
CRe	8.87*	+4.64*	-2.84*	1.78	1.17	1.11
Gr	5.42*	+4.28*	-2.21*	4.04	1.32	1.60
Hu	9.27*	+5.32*	-0.17	0.24	1.02	2.20*
Cor	8.74*	+5.87*	-0.41	3.02	2.06*	1.49
Mad	13.02*	+7.15*	-2.12*	7.40	1.28	1.54
Mal	9.54*	+6.54*	-1.62	1.15	1.23	1.06
Mur	24.08*	+6.00*	-0.65	21.58*	1.50	1.87
Sa	4.04*	+3.81*	-1.20	5.84	1.01	1.26
SSeb	10.33*	+4.05*	-1.51	9.34*	2.02*	2.03*
Se	9.91*	+6.32*	-1.93*	1.06	2.19*	1.17
So	7.95*	+5.51*	-1.26	2.64	1.30	1.31
Val	27.78*	+6.73*	-0.71	24.27*	1.84	1.55
Vall	11.36*	+6.54*	-1.29	4.21	1.96	1.21
Zar	12.37*	+5.94*	-0.24	5.12	1.16	1.95

Tabla 1. Comparación estadística entre los periodos 1956-1980 y 1981-2000. t=estadístico del test t de diferencia entre las medias, F=estadístico del test F de comparación de varianzas (*=diferencias estadísticamente significativas al 95% de nivel de confianza).

En todas las estaciones el test de Hotelling indica diferencias significativas entre los vectores de valores medios. En todos los casos los cambios de temperatura son significativos, indicando un incremento del valor medio (t(x)). En cuanto a las lluvias, en términos generales, hay un descenso del valor medio (t(y)), aunque sólo es significativo en 7 localidades. Este resultado indica un desplazamiento de las elipses hacia el cuadrante correspondiente a condiciones cálidas y secas (la Figura 2 muestra el ejemplo de las elipses correspondientes a Badajoz).

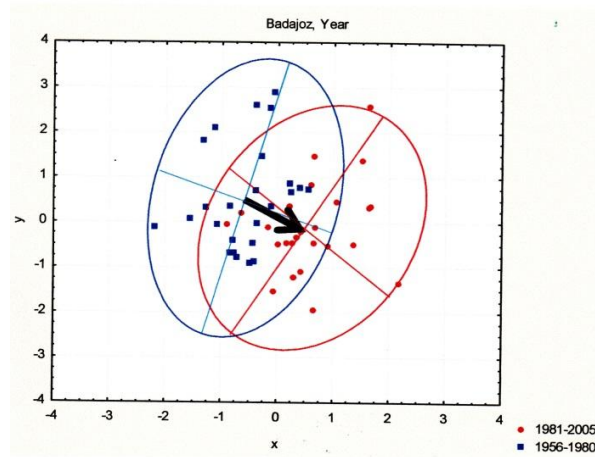


Figura 2. Elipses al 95% correspondientes a Badajoz. La flecha indica el sentido de la traslación.

El test de Barlett indica cambios significativos en la matriz de varianza-covarianza sólo en 6 localidades, San Sebastián, en la costa norte del país, y las localidades de la vertiente oriental mediterránea (Albacete, Alicante, Barcelona, Murcia y Valencia). La Figura 3 muestra el ejemplo de Albacete, donde es evidente el cambio en tamaño de la elipse.

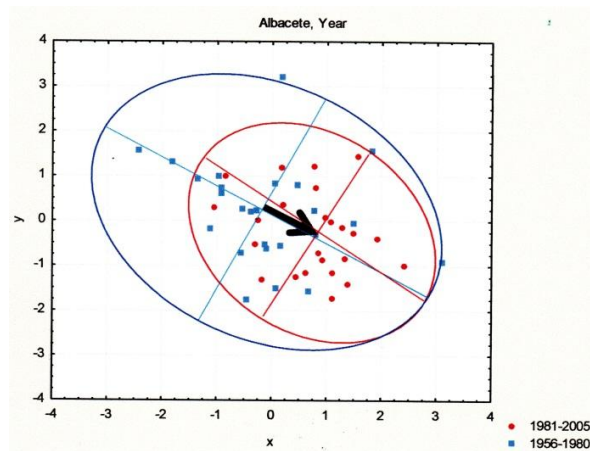


Figura 3. Como Fig.2, para el caso de Albacete.

En la comparación con el comportamiento individual de las variables, el test F indica cambios significativos en la varianza de la temperatura para Albacete, Alicante, Barcelona y San Sebastián, y en la varianza de las precipitaciones sólo para San Sebastián (nótese este diferente comportamiento entre las localidades mediterráneas y San Sebastián, en la costa septentrional). Las dos estaciones donde no hay cambios significativos de las varianzas individuales son Murcia y Valencia, pero, como se indica en la Tabla 2, es en estas estaciones donde el coeficiente de correlación pasa de un valor negativo y significativo a un valor no significativo, es decir, el cambio se registra en la covarianza, y es donde aparecerá un giro en la orientación de las elipses. La Figura 4 muestra las elipses correspondientes a Murcia.

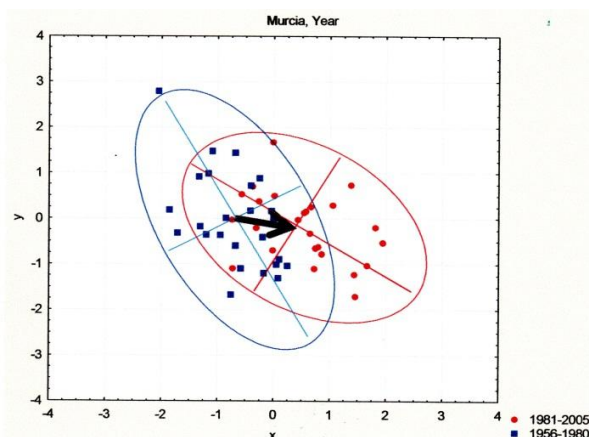


Figura 4. Como Fig. 2, para Murcia.

La Tabla 2 muestra las magnitudes de los desplazamientos encontrados para cada estación. En términos generales el cambio de temperatura es del orden de 1 desviación típica, comprendido entre 0.8 (Albacete, Salamanca) y 1.5 (Valencia), es decir, entre 0.6 y 1.0°C. Las lluvias muestran tendencias decrecientes, con un descenso del orden de 0.6 desviaciones típicas. En el caso de Sevilla, por ejemplo, este decrecimiento supone un 19% con respecto al valor medio del periodo de referencia. Estos resultados coinciden con otros publicados en la literatura donde se encuentran desplazamientos desde unas condiciones frías/húmedas a otras cálidas/secas en diferentes regiones del mundo y para periodos de tiempo similares a los estudiados aquí (Déry y Wood, 2005; Wu, 2014). Por otro lado, mientras que el comportamiento de las temperaturas es similar para todas las estaciones, las precipitaciones no muestran un patrón tan claro. Este resultado no es sorprendente, y es coherente con estudios previos que muestran un claro calentamiento, pero no tendencias claras en las precipitaciones de los países mediterráneos (Bladé y Castro-Díez, 2010).

Un resultado interesante de este trabajo es que mientras que las traslaciones son comunes a todas las estaciones, los cambios en la matriz de varianza-covarianza sólo son significativos en San Sebastián y en las localidades del Este mediterráneo. Parece, por tanto, que los cambios en el valor medio responden a tendencias generales (probablemente el calentamiento global), mientras que los cambios en la matriz de varianza-covarianza están determinados principalmente por factores locales o regionales. Esta idea viene apoyada por la ausencia de un claro patrón espacial en el comportamiento de las rotaciones y las deformaciones.

En términos generales, los coeficientes de correlación son no significativos a un nivel de confianza del 95%. Este es un resultado de la escala anual utilizada en este estudio. El análisis estacional (en preparación) muestra coeficientes de correlación positivos en invierno y negativos en el resto de las estaciones del año. Estos cambios estacionales pueden estar controlados por las anomalías de circulación a gran escala y las retroalimentaciones entre la superficie terrestre y la atmósfera, vía intercambios de humedad y de calor latente y sensible (Trenberth y Shea, 2005; Adler *et al.*, 2008; Trenberth, 2011; Cong y Brady, 2013). A escala anual, por tanto, estos diferentes comportamientos pueden estar hasta cierto punto compensados.

Estación	Traslaciones		Rotaciones		Deformaciones
	$\Delta\bar{x}$	$\Delta\bar{y}$	ρ_1	ρ_2	ΔA (%)
Alb	+0.8	-0.5	-0.26	-0.25	-40
Ali	+1.3	-0.4	-0.36	+0.04	+70
Bad	+1.2	-0.6	+0.23	+0.24	0
Bar	+0.9	0.0	+0.04	-0.33	-60
Bur	+1.2	-0.7	+0.09	+0.31	+10
CRe	+1.0	-0.9	-0.13	+0.03	0
Gr	+0.9	-0.6	-0.21	+0.08	+40
Hu	+1.2	0.0	-0.11	+0.36	+40
Cor	+1.2	-0.1	+0.19	-0.07	+30
Mad	+1.4	-0.6	-0.26	-0.09	0
Mal	+1.2	-0.4	-0.14	+0.10	+10
Mur	+1.2	-0.2	-0.52*	-0.37	0
Sa	+0.8	-0.4	+0.33	+0.23	-10
Sseb	+1.0	-0.4	-0.04	-0.29	-10
Se	+1.2	-0.6	+0.26	+0.14	+40
So	+1.1	-0.4	+0.04	+0.25	0
Val	+1.5	-0.2	-0.69*	-0.09	+70
Vall	+1.4	-0.4	+0.15	+0.31	+40
Zar	+1.4	-0.1	-0.17	-0.01	-30

Tabla 2. Desplazamientos de las elipses correspondientes a cada estación desde el primer periodo 1956-1980 hasta el segundo 1981-2005 (*=coeficientes de correlación significativos al 95% de nivel de confianza).

En relación a los cambios de área, la magnitud de $|\Delta A|$ es mayor en aquellas estaciones con cambios significativos en la matriz de varianza-covarianza. $\Delta A > 0$ en Alicante y Valencia, indicando un aumento de la variabilidad en estas ciudades. En cambio, $\Delta A < 0$ en Albacete, Barcelona y San Sebastián, indicando aquí una reducción de la variabilidad. Quizás el factor latitudinal y altitudinal puede jugar un importante papel aquí: las estaciones localizadas al norte o a mayor altitud (Albacete, situada a 699 m sobre el nivel del mar) muestran una reducción de la variabilidad, mientras que las estaciones más al sur y cerca del nivel del mar muestran un aumento de la variabilidad. Por otro lado, la aparición de desplazamientos comparables en otras ciudades, donde no se rechazó la hipótesis nula del test de Barlett, sugiere que la naturaleza estadística de los datos debe tenerse en cuenta, y que una interpretación correcta debe distinguir entre el “ruido” estadístico y la “señal” física de los desplazamientos detectados. Este es un aspecto metodológico que debe investigarse en el futuro.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo estudia la covariabilidad entre temperaturas y precipitaciones anuales en 19 ciudades españolas que cubren los principales dominios climáticos del país. Usando la distribución gaussiana bivalente se comparan los periodos 1956-1980 y 1981-2005. La comparación se realiza estudiando el comportamiento de las elipses de confianza al 95%, y analizando sus cambios. Estos cambios se interpretan como traslaciones (cambios en el vector de valores medios), rotaciones (cambios del coeficiente de correlación) y deformaciones (cambios de la matriz de varianza-covarianza). El significado estadístico de estos cambios fue estudiado aplicando los tests de Hotelling y Barlett. Los resultados muestran una significativa y generalizada traslación desde condiciones frías/húmedas a cálidas/secas. Los cambios en la

matriz de varianza-covarianza, por el contrario, no son generalizados, y parecen estar ligados a factores locales y/o regionales. El estudio de estos desplazamientos a nivel estacional, y el análisis de los posibles factores causales (incluyendo el papel de posibles fluctuaciones estadísticas), son aspectos que exigen más investigación, y serán objeto de análisis en futuros trabajos.

6. REFERENCIAS

- Adler, R.F.; Gu, G.; Wang, J.J.; Huffman G.J.; Curtis S. y Bolvin, D. (2008). Relationships between global precipitation and surface temperature on interannual and longer timescales (1979-2006). *J. Geophys. Res.* 113: D22104, doi: 10.129/2008JD010536.
- Bartlett, M.S. (1937). Properties of sufficiency and statistical tests. *Proceedings of the Royal Statistical Society, Series A* 160: 268–282.
- Beniston, M. (2009). Decadal-scale changes in the tails of probability distribution functions of climate variables in Switzerland. *Int. J. Climatol.* 29: 1362-1368.
- Bladé, I. y Castro Díez, Y. (2010). Tendencias atmosféricas en la Península Ibérica durante el periodo instrumental en el contexto de la variabilidad natural. En: Pérez, F. y Boscolo, R. (eds) *Clima en España: pasado, presente y futuro*. CLIVAR-España, pp. 25-42.
- Brunet, M.; Saladié, O.; Jones, P.; Sigró, J.; Aguilar, E.; Moberg, A.; Lister, D.; Walther, A.; Lopez, D. y Almarza, C. (2006). The development of a new dataset of Spanish daily adjusted temperature series (SDATS) (1850-2003). *Int. J. Climatol.* 26: 1777–1802.
- Cong, R.G. y Brady, M. (2012). The interdependence between rainfall and temperature: copula analyses. *The Scientific World Journal.* 2012, doi: 10.1100/2012/405675.
- Déry, S.J. y Wood, E.F. (2005). Observed twentieth century land surface air temperature and precipitation covariability. *Geophys. Res. Lett.* 32: L21414, doi: 10.129/2005GL024234.
- Emori, S. y Brown, S.J. (2005). Dynamic and thermodynamic changes in mean and extreme precipitation under changed climate. *Geophys. Res. Lett.* 32: L177706, doi: 10.129/2005GL023272.
- Estrella, N. y Menzel, A. (2013). Recent and future climate extremes arising from changes to the bivariate distribution of temperature and precipitation in Bavaria, Germany. *Int. J. Climatol.* 33: 1687-1695.
- Fernández-Montes, S. y Rodrigo, F.S. (2012). Trends in seasonal indices of daily temperature extremes in the Iberian Peninsula, 1929-2005. *Int. J. Climatol.* 32: 2320-2332.
- García, J.A.; Gallego, M.C.; Serrano, A. y Vaquero, J.M. (2007). Trends in block seasonal extreme rainfall over the Iberian Peninsula in the second half of the twentieth century. *J. Climate.* 20: 113-130.
- Giorgi, F. (2008). A simple equation for regional climate change and associated uncertainty. *J. Climate* 21: 1589-1604.

Hao, Z.; Kouchak, A.A. y Phillips, T.J. (2013). Changes in concurrent monthly precipitation and temperature extremes. *Environ. Res. Lett.* 8, doi: 10.1088/1748-9326/8/3/034014.

Hotelling H. 1931. The generalization of Student's ratio. *Annals of Mathematical Statistics* 2 (3): 360–378.

Luna, M.Y.; Guijarro, J.A. y López, J.A. (2012). A monthly precipitation database for Spain (1851-2008): Reconstruction, homogeneity and trends. *Advances in Science and Research*, 8, 14. Doi:10.5194/asr-8-1-2012

Martín Vide, J. y Olcina Cantos, J. (2001). *Climas y tiempos de España*. Alianza Editorial, Madrid.

Morán-Tejada, E.; Herrera, S.; López-Moreno, J.; Revuelto, J.; Lehmann, A. y Beniston, M. (2013). Evolution and frequency (1970-2007) of combined temperature-precipitation modes in the Spanish mountains and sensitivity of snow cover. *Reg. Environ. Change*. 13: 873-885.

Tebaldi, C. y Sansó, B. (2009). Joint projections of temperature and precipitation change from multiple climate models: a hierarchical Bayes approach. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 172: 83-106.

Trenberth, K.E.. (2011). Changes in precipitation with climate change. *Clim Res.* 47: 123-138.

Trenberth, K.E. y Shea. D.J. (2005). Relationships between precipitation and surface temperature. *Geophys. Res. Lett.* 32: L14703. Doi: 10.1029/2005GL022760, 2005.

Wilks, D.S. (1995). *Statistical methods in the atmospheric sciences*. Academic Press, San Diego.

Wu, L.Y. (2014). Changes in the covariability of surface air temperature and precipitation over East Asia associated with climate shift in the late 1970s. *Atmospheric and Oceanic Science Letters*. 7: 92-97.

von Storch, H. y Zwiers, F.W. (1999). *Statistical analysis in climate research*. Cambridge University Press, Cambridge.