

04-030

ANALYSIS OF THE EFFECT OF CLIMATE CHANGE ON TEMPERATURE IN THE WESTERN ANDALUSIA REGION

Ayuso Muñoz, José Luis ⁽¹⁾; García Marín, Amanda ⁽¹⁾; López Rodríguez, José Javier ⁽²⁾

⁽¹⁾ Universidad de Córdoba, ⁽²⁾ Universidad Pública de Navarra

Among the most relevant effects of climate change are the increase in temperature and the changes and frequency of extreme precipitation events. This paper analyses the annual trends of the time series of minimum, maximum and mean temperatures of six weather stations distributed over the region of Western Andalusia for which daily records are available from different starting years until 2022. Nine climate change indices recommended by ETCCDI (Expert Team on Climate Change Detection and Indices) for temperature were selected and the corresponding annual time series were established. The Mann-Kendall test was applied to detect and evaluate trends in the nine indices, and the Pettitt test was applied to detect the existence of change points. The analysis showed the existence of statistically significant trends, associated with warming in most of the indices at the stations in the interior of the region, in contrast to the stations located on the coast. In almost all the seasons where a significant trend was detected, a change point was also detected with the greatest changes occurring from the second half of the 1980s onwards.

Keywords: temperature; trend; break point, anomaly

ANÁLISIS DEL EFECTO DEL CAMBIO CLIMÁTICO SOBRE LA TEMPERATURA EN LA REGIÓN DE ANDALUCÍA OCCIDENTAL

Entre los efectos más relevantes del cambio climático están el aumento de la temperatura y los cambios y frecuencia de los eventos extremos en la precipitación. En este trabajo se analizan las tendencias anuales de las series temporales de las temperaturas mínimas, máximas y medias de seis estaciones meteorológicas distribuidas sobre la región de Andalucía Occidental de las que se disponen registros diarios desde diferentes años de inicio hasta 2022. Se seleccionaron nueve índices de cambio climático recomendados por ETCCDI (Expert Team on Climate Change Detection and Indices) para la temperatura y se establecieron las correspondientes series temporales anuales. Se aplicaron los test de Mann-Kendall para detectar y evaluar las tendencias de los nueve índices y el test de Pettitt para detectar la existencia de puntos de cambio. El análisis mostró la existencia de tendencias estadísticamente significativas en la mayoría de los índices en las estaciones del interior de la región asociadas al calentamiento, a diferencia de las estaciones ubicadas en la costa. Casi en la práctica totalidad de las estaciones en las que se detectó tendencia significativa se detectó punto de cambio determinándose los mayores cambios a partir de la segunda mitad de la década de los 80.

Palabras clave: temperatura; tendencia; punto de cambio; anomalía



© 2023 by the authors. Licensee AEIPRO, Spain. This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

1. INTRODUCCIÓN

El cambio climático es el resultado de interacciones complejas entre una amplia gama de variables climáticas, incluidos factores atmosféricos, hidrológicos y naturales. En las últimas décadas, se ha observado un calentamiento en todo el mundo cuya causa dominante se ha atribuido a la actividad humana, en particular a las elevadas emisiones antropogénicas de gases de efecto invernadero, que es en gran medida el resultado de factores económicos y crecimiento demográfico a partir de la era preindustrial (Stern y Kaufmann, 2014).

En los diversos informes del Panel Intergubernamental sobre Cambio Climático (IPCC), se ha puesto de manifiesto la evidencia de los efectos del cambio climático y las dramáticas consecuencias que puede tener a nivel global. El IPCC (2021) establece que el cambio climático ya afecta a todas las regiones de la tierra de múltiples maneras, y se pronostica que en las próximas décadas los cambios en las condiciones climáticas aumentarán en todas las regiones

Se estima que el calentamiento global promedio en el siglo XX ha sido aproximadamente de 0,6 °C (Jones y Moberg 2003). Luterbacher et al. (2004) analizaron las tendencias y los extremos de la temperatura en Europa con datos de 1500 a 2000, y encontraron que el siglo XX fue el más cálido desde 1500 con una fuerte tendencia al calentamiento de $0,08 \pm 0,03$ °C por década y que los nueve años más cálidos europeos registrados han ocurrido desde 1989 ($\Delta T = +1.3$ °C). Diversos estudios previos sobre las características de la variación a largo plazo en la frecuencia e intensidad de eventos de extremos de temperatura en diversas áreas terrestres alrededor del mundo durante la última mitad del siglo XX encontraron que, en diferentes escalas espaciales, los eventos extremos de temperaturas frías han disminuido significativamente, mientras que la frecuencia de eventos de temperaturas cálidas extremas ha aumentado significativamente (Peterson y Manton, 2008; Zhou y Ren, 2011; Donat et al., 2013).

En este contexto de calentamiento global, el objetivo de este estudio fue estudiar la variabilidad espacial y temporal de las tendencias de los valores máximos, medios y mínimos de las temperaturas extremas y medias anuales, así como detectar y localizar los puntos de cambio de las respectivas series temporales en seis estaciones climatológicas de la región de Andalucía Occidental. Para ello se evaluaron nueve índices de temperatura en diversos periodos de tiempo comprendidos entre 1941 y 2022.

2. ÁREA DE ESTUDIO Y DATOS UTILIZADOS

Este trabajo se circunscribió a la región de Andalucía Occidental que conforman las provincias de Córdoba, Sevilla, Huelva y Cádiz. Para el estudio se ha dispuesto de las series de datos de temperatura diaria de seis estaciones climatológicas indicadas en la Tabla 1 y Figura 1. La extensión del periodo analizado varía en cada una de las estaciones (Tabla 1) siendo el más extenso con 82 años el de la estación de Huelva y el más corto el de la estación de Rota con 34 años. Los datos fueron obtenidos de la Agencia Estatal de Meteorología (AEMET) y de la website European Climate Assessment & Dataset (ECA&D).

Tabla 1: Coordenadas de las Estaciones y periodos analizados

Estaciones	Coordenadas			Años analizados		
	Longitud	Latitud	Altitud	Inicio	Final	Total
5402 Córdoba	-4° 50' 45"	37° 50' 39"	90	1960	2022	63
5783 Sevilla	-5° 52' 45"	37° 25' 0"	34	1951	2022	72
5796 Morón	-5° 36' 56"	37° 9' 29"	87	1956	2022	67
4605 Huelva	-6° 54' 34"	37° 16' 48"	19	1941	2022	82
5960 Jerez	-6° 3' 20"	36° 45' 2"	27	1975	2022	48
5910 Rota	-6° 19' 54"	36° 38' 20"	21	1989	2022	34

Figura 1: Situación de las Estaciones utilizadas en este estudio



3. METODOLOGÍA

Se presentan en esta sección los enfoques metodológicos aplicados en este estudio.

3.1. Índices de temperatura considerados

De las series temporales diarias de temperatura (máxima, mínima y media) disponibles en cada una de las Estaciones climatológica se han seleccionado y calculado nueve índices de temperatura de la lista de Índices de Cambio Climático recomendados por el ETCCDMI (Expert Team on Climate Change Detection, Monitoring and Indices) para el conocimiento de los extremos climáticos y tendencias en diversas regiones del mundo. En la Tabla 1 se muestra una detallada descripción de los nueve índices de temperatura analizados en este estudio.

Tabla 2: Índices utilizados en este estudio recomendados por ETCCDMI

Índice	Nombre	Definición	Unidades
Extremos calurosos			
TXx	Max de T_{max}	Valor máximo anual de la T^a máxima diaria	°C
TXn	Min de T_{max}	Valor mínimo anual de la T^a máxima diaria	°C
TXmed	Media de T_{max}	Valor medio anual de la T^a máxima diaria	°C
Extremos fríos			
TNx	Max de T_{min}	Valor máximo anual de la T^a mínima diaria	°C
TNn	Min de T_{min}	Valor mínimo anual de la T^a mínima diaria	°C
TNmed	Media de T_{min}	Valor medio anual de la T^a mínima diaria	°C
Otros indicadores			
DTR	Rango térmico diario	Media anual de diferencia de T^a máxima y mínima diaria	°C
ATR	Rango T^a extrema anual	Diferencia entre la T^a máxima y mínima del año	°C
TMA	Temperatura media anual	Media anual de la temperatura media diaria	°C

3.2. Análisis estadístico de tendencias y de puntos de cambio

Para evaluar la posible existencia de tendencias temporales y de puntos de ruptura o puntos de cambio en las series temporales de los 9 índices de temperatura considerados se han utilizado los siguientes 3 métodos estadísticos: el *Método de las anomalías* para trabajar con las series de las anomalías de las temperaturas en lugar de los valores absolutos y los test no paramétricos de *Mann-Kendall* y de *Pettitt* para el análisis de tendencias y puntos de cambio, respectivamente.

Método de las anomalías

Se define el término anomalía de un valor de temperatura a su desviación respecto a un valor de referencia o promedio a largo plazo. Una anomalía positiva indica que la temperatura observada es más cálida que el valor de referencia, mientras que una anomalía negativa indica que la temperatura observada es más fría que el valor de referencia. La anomalía de un punto dato x_i de una serie (x_1, x_2, \dots, x_n) puede establecerse como

$$X_i = (x_i - \bar{x}) \quad (1)$$

donde $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ es la media de la serie discreta x_i y n es el número de puntos datos discretos. Las anomalías positivas (valores > 0) corresponden a valores de los puntos dato de la serie por encima de la media mientras que las anomalías negativas (valores < 0) corresponden a puntos dato por debajo de la media.

En este estudio se analizarán las anomalías de los valores de las series de los 9 índices considerados por describir con mayor precisión la variabilidad climática que las temperaturas absolutas, y representan con mayor detalle los patrones de temperatura con respecto a lo que es normal para los diferentes lugares de la región objeto de estudio, permitiendo comparaciones más significativas entre ubicaciones y cálculos más precisos de las tendencias de temperatura.

Una variante interesante de las anomalías es el método de las *Anomalías acumuladas* (Ran y col., 2010) utilizado ampliamente en meteorología para detectar los cambios abruptos en las series temporales de datos y distinguir visualmente la tendencia al cambio y analizar las variaciones de la precipitación y temperatura. Para una serie discreta x_i , la anomalía acumulada (\hat{X}_t) para el punto dato x_t se puede expresar como:

$$\hat{X}_t = \sum_{i=1}^t (x_i - \bar{x}) \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

Como sugiere la fórmula, la anomalía acumulada se usa principalmente para analizar el alcance de la fluctuación de una serie de datos discretos, es decir, el aumento del valor de la anomalía acumulada indica que los puntos dato involucrados son mayores que el promedio, de lo contrario menores que el promedio.

Test de Mann-Kendall para análisis de tendencias

Este test, propuesto por Mann (1945) y Kendall (1975) se basa en el rango y es uno de los test no paramétricos más ampliamente usado para detectar tendencias en series temporales de datos hidroclimáticos (Pingale y col., 2014; Brugnara y Maugeri, 2019; Adeyeri y col., 2019). Ha sido utilizado y sugerido por la Organización Meteorológica Mundial (OMM) para evaluar tendencias en series temporales de datos ambientales.

La hipótesis nula H_0 establece que una muestra de datos (x_1, x_2, \dots, x_n) es independiente e idénticamente distribuida (no existe tendencia), mientras que la hipótesis alternativa H_1 establece que existe una tendencia monótonica en x . El estadístico del test S se define como (Hamed, 2008)

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(x_j - x_i) \quad (3)$$

Donde x_i, x_j son los datos secuenciales, n es el número total de datos de la serie temporal, y la función $\text{sign}(x_j - x_i)$ es +1 para $(x_j - x_i) > 0$; 0 para $(x_j - x_i) = 0$; y -1 para $(x_j - x_i) < 0$.

$$E(S) = 0 \quad (4)$$

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (5)$$

Cuando algunos datos de la serie se repiten, la varianza llega a ser

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^m t_j(t_j-1)(2t_j+5)}{18} \quad (6)$$

Donde m es el número de grupos de datos repetidos, y t_j es el número de observaciones iguales en el grupo j -ésimo. Para $n > 10$ el estadístico estandarizado del test, Z , es calculado por

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & S < 0 \end{cases} \quad (7)$$

La presencia de una tendencia estadísticamente significativa se evalúa usando el estadístico Z . Este estadístico sigue la distribución normal tipificada con media cero y varianza unidad. Si $Z > 0$, indica tendencia creciente, y si $Z < 0$, indica tendencia decreciente en la serie temporal analizada. En un test de dos colas la hipótesis nula H_0 es rechazada al nivel de significancia α (la probabilidad de que el test detecte tendencia cuando no la hay) si $|Z| > Z_{1-\alpha/2}$, donde $Z_{1-\alpha/2}$ es el valor crítico de Z según la distribución normal tipificada. Para el nivel de significancia del 5%, el valor de $Z_{1-\alpha/2}$ es 1,9604. En este trabajo la significancia de la tendencia se evaluará al nivel del 5 %.

La estimación no paramétrica de la magnitud de la pendiente de la tendencia se obtiene como

$$\beta = \text{Mediana} \frac{(x_j - x_i)}{(j-i)} \quad \text{para todo } i < j \quad (8)$$

dónde x_i y x_j son los datos observados en los tiempos j e i , respectivamente. El signo positivo o negativo de β indica tendencia creciente o decreciente. Dado el nivel de significancia α , se puede acotar el intervalo de confianza del valor de la pendiente β para dicho nivel de significancia (Patra et al., 2012). Para ello se calcula C_α como

$$C_\alpha = Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(S)} \quad (9)$$

A continuación se calculan $M_1 = (N - C_\alpha)/2$, y $M_2 = (N + C_\alpha)/2$. Los límites inferior y superior del intervalo de confianza $(1-\alpha)$ del estimador β corresponden a los siguientes valores

$$\begin{aligned} \text{Limite inferior:} & \quad Q_{M_1} \\ \text{Limite superior:} & \quad Q_{M_2+1} \end{aligned}$$

Si M_1 no resulta un número entero el valor del límite inferior se interpolará entre los valores de $(Q_{\text{parte entera de } M_1})$ y $(Q_{\text{parte entera de } M_1+1})$. Análogamente, si M_2 no es un número entero se procederá a interpolar.

Cambio relativo

En el caso de que se analicen diferentes series temporales y se detecten tendencias es interesante calcular el cambio relativo de las diferentes series para poder comparar las tendencias. Para ello se utiliza la siguiente expresión que representa la magnitud del cambio como porcentaje de la media (Some'e et al., 2012)

$$C_r = \frac{n\beta}{|\bar{x}|} \times 100 \quad (10)$$

donde n = longitud del periodo de la tendencia, β = pendiente de la tendencia estimada por (8), y $|\bar{x}|$ = valor absoluto de la media de la serie temporal.

Test de Pettitt para análisis de punto de cambio

El test de Pettitt (Pettitt, 1979) es un test no paramétrico, basado en el rango y libre de distribución, usado para detectar la ocurrencia de un cambio abrupto significativo en la media de una serie temporal siendo particularmente útil cuando se desconoce la localización del punto de cambio. Es ampliamente aplicado para detectar cambios en series temporales de datos climáticos e hidrológicos.

La hipótesis nula H_0 (inexistencia de cambio) es probada frente a la hipótesis alternativa H_1 (existencia de cambio) usando el estadístico no paramétrico K . Dada una serie temporal (x_1, x_2, \dots, x_n) , se calcula U_k (Tarhule y Wood, 1998; Wijngaard et al., 2003) como

$$U_k = 2 \sum_{i=1}^k r_i - k(n+1) \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (11)$$

Donde r_i es el rango de la observación i -ésima cuando los valores x_1, x_2, \dots, x_N de la serie son dispuestos en orden creciente. La representación gráfica de los valores U_k , resultados del test, pueden mostrar la ocurrencia de un punto de cambio en la serie en donde U_k alcanza un máximo o un mínimo. El estadístico del test viene expresado por

$$K = \max_{1 \leq k \leq N} |U_k| \quad (12)$$

Comparando el valor calculado de K con el valor teórico K_α dado por la expresión (13), fijado un nivel de significancia α , si $K > K_\alpha$ se rechaza la hipótesis nula H_0 : inexistencia de punto de cambio.

$$K_\alpha = \left[-\ln \alpha \left(\frac{n^3 + n^2}{6} \right) \right]^{1/2} \quad (13)$$

Fijado α (p.e., 0,05) la hipótesis nula H_0 (inexistencia de cambio) se rechaza cuando $K > K_\alpha$. Cuando exista un punto de cambio, la serie es fragmentada en dos subperiodos en el punto de cambio.

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Como se ha indicado en la Metodología se han analizado las anomalías de los valores de las series anuales de los nueve índices de temperatura considerados en lugar de sus valores absolutos por representar con mayor detalle y precisión los patrones de temperatura con respecto a lo que es normal para los diferentes lugares de la región objeto de estudio. Como valor de referencia de las anomalías en cada uno de los índices se han tomado las medias del periodo completo de cada serie en cada uno de los observatorios.

El análisis de tendencias y de punto de cambio de las anomalías de las series temporales anuales de los índices de temperatura registrados en las seis estaciones de la región se ha realizado con un nivel de significancia del 5 %, de modo que solamente las tendencias y puntos de cambio con este nivel de significancia se discuten y se muestran en las tablas y figuras.

La Tabla 3 muestra las tendencias estadísticamente significativas de los diversos índices, así como sus magnitudes en °C/década y la magnitud del cambio en porcentaje de la correspondiente media y la Tabla 3 muestra los valores medios anuales de los índices en las respectivas estaciones, el año en que ocurre el punto de cambio y las correspondientes medias en °C de las anomalías durante el periodo transcurrido hasta ese año y en el periodo de tiempo después de dicho año.

Tabla 3: Tendencias estadísticamente significativas (nivel de significancia $\alpha = 0,05$) detectadas en las series analizadas

Estación	Concepto	Extremos calurosos			Extremos fríos			Otros indicadores		
		TXx	TXn	TXmed	TNx	TNn	TNmed	TMA	DTR	ATR
Córdoba	Tendencia ⁽¹⁾	0,400	0,303	0,308	0,580	0,263	0,280	0,300		
	Cambio relativo ⁽²⁾	5,9	23,7	7,7	15,6	51,3	16,1	10,5		
Sevilla	Tendencia ⁽¹⁾	0,217	0,267	0,250	0,488	0,556	0,384	0,322	-0,131	-0,280
	Cambio relativo ⁽²⁾	3,7	20,1	7,1	24,2	577,7	22,2	12,31	-7,4	-4,6
Morón	Tendencia ⁽¹⁾		0,452	0,300	0,366	0,396	0,360	0,345		
	Cambio relativo ⁽²⁾		32,8	8,2	10,5	94,8	21,8	13,0		
Huelva	Tendencia ⁽¹⁾	0,216		0,111				0,109		
	Cambio relativo ⁽²⁾	4,4		3,8				8,0		
Jerez	Tendencia ⁽¹⁾	0,400	0,457	0,526				0,233	0,564	
	Cambio relativo ⁽²⁾	4,6	21,5	10,3				6,2	21,1	
Rota	Tendencia ⁽¹⁾			0,357			0,250	0,308		
	Cambio relativo ⁽²⁾			5,2			6,5	5,8		

(1) Tendencia expresada en °C/década. (2) Cambio relativo en % de la media de la serie

En cuanto a la variabilidad espacial de las tendencias se constata un gradiente de mayor a menor variabilidad desde el interior hacia la costa, siendo el orden de las estaciones según el número de índices afectados por tendencia temporal significativa el siguiente: Sevilla (9), Córdoba (7), Morón (6), Jerez (5), Huelva (3) y Rota (3). Se hace más evidente el efecto del cambio climático en las zonas del interior de la región que en la costa. Respecto a la media de la temperatura máxima anual (TXmed) las seis estaciones muestran tendencias crecientes, siendo Jerez la que mayor incremento absoluto experimenta con 0,53 °C/década y la que mayor cambio en porcentaje sobre la media presenta (10,3 %). Los observatorios del interior Córdoba, Sevilla y Morón (estaciones ubicadas más al interior de la región) muestran tendencias positivas en los índices de temperaturas de extremos calurosos (TXx, TXn y TXmed, salvo Morón en la temperatura máxima anual TXx) y fríos (TNx, TNn TNmed).

En todos los Observatorios, salvo Huelva, se comprueba la existencia de tendencias crecientes de la temperatura media anual (TMA) con valores muy similares comprendidos entre los 0,23 °C/década de Jerez y los 0,35 °C/década de Morón, siendo esta estación la que presenta mayor porcentaje de cambio sobre su media en el periodo 1956-2022 (13 %). Es de destacar la existencia de una gran tendencia creciente de la temperatura mínima anual (TNn) en Sevilla con un valor de 0,56 °C/década que representa un porcentaje sobre el valor medio del periodo 1951-2022 del 577,7 %.

Tabla 4: Valores medios de los índices considerados, año de ruptura^(*) estadísticamente significativo y valores medios de las anomalías antes y después del año de ruptura

Estación	Concepto	Extremos calurosos			Extremos fríos			Otros indicadores		
		TXx	TXn	TXmed	TNx	TNn	TNmed	TMA	DTR	ATR
Córdoba	Media de la serie (°C)	42,93	8,04	25,07	23,47	-3,23	10,97	18,02	14,10	46,17
	Año ruptura	1987	1987	1993	1988	1995	1994	1993		
	Anomalía 1er Periodo (°C)	-0,799	-0,799	-0,502	-1,135	-0,598	-0,516	-0,512		
	Anomalía 2º Periodo (°C)	0,639	0,639	0,589	0,968	0,798	0,640	0,600		
Sevilla	Media de la serie (°C)	42,40	9,55	25,22	24,19	-1,06	12,47	18,84	12,76	43,46
	Año de ruptura	1987	1987	1988	1988	1994	1986	1988	1994	1995
	Anomalía 1er Periodo (°C)		-0,669	-0,517	-1,161	-1,042	-0,849	-0,659	0,290	0,838
	Anomalía 2º Periodo (°C)		0,707	0,578	1,299	1,638	0,848	0,737	-0,455	-1,397
Morón	Media de la serie (°C)	42,27	9,22	24,52	23,45	-2,80	11,05	17,79	13,464	45,07
	Año de ruptura	1987	1987	1988	1984	1994	1994	1993		
	Anomalía 1er Periodo (°C)		-0,944	-0,585	-1,017	-0,793	-0,598	-0,557		
	Anomalía 2º Periodo (°C)		0,864	0,568	0,775	1,104	0,832	0,729		
Huelva	Media de la serie (°C)	39,90	10,08	23,94	23,86	0,451	12,79	18,37	11,15	34,45
	Año de ruptura	1972		1993			1993		1989	1984
	Anomalía 1er Periodo (°C)	-0,749		-0,234			0,219		-0,371	-0,705
	Anomalía 2º Periodo (°C)	0,480		0,429			-0,242		0,551	0,817
Jerez	Media de la serie (°C)	41,66	10,20	24,58	23,71	-1,76	11,75	18,16	12,83	43,41
	Año de ruptura	2002	1989	1993				1994	2004	
	Anomalía 1er Periodo (°C)	-0,564	-0,980	-0,771				-0,420	-0,560	
	Anomalía 2º Periodo (°C)	0,790	0,450	0,505				0,300	0,933	
Rota	Media de la serie (°C)	38,42	10,70	23,24	24,71	0,21	13,17	18,20	10,06	38,21
	Año de ruptura			2008				2008		
	Anomalía 1er Periodo (°C)			-0,188				-0,242		
	Anomalía 2º Periodo (°C)			0,268				0,430		

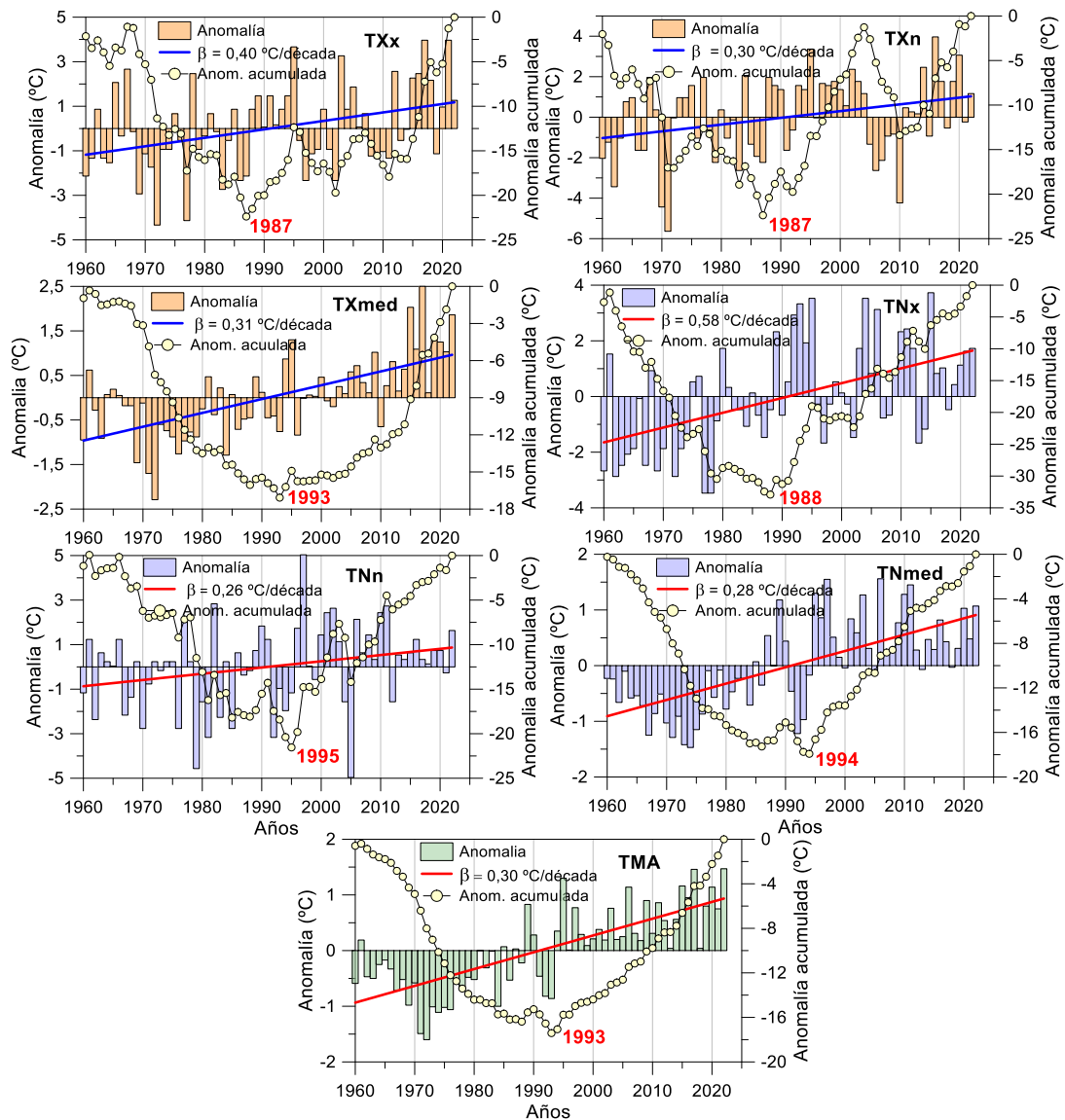
(*) Detectado mediante el test de Pettitt

Respecto a la media anual del rango térmico diario (DTR) solo tres observatorios (Sevilla, Huelva y Jerez) presentan tendencias significativas. Sevilla presenta una tendencia negativa de -0,13 °C/década, debido a la fuerte tendencia creciente de la media de la temperatura mínima anual (TNn) de 0,56 °C/década, mientras que Huelva y Jerez presentan tendencias crecientes debidas a las tendencias positivas de las temperaturas máximas anuales (TXx). Solo Sevilla presenta tendencia significativa en el rango térmico anual (ATR), siendo negativa de -0,28 °C/década debida a la mayor tendencia creciente de la temperatura mínima anual (TNn) respecto a la tendencia creciente de la temperatura máxima anual (TXx).

En las Figuras 2 a 7 se muestran las anomalías anuales de los diversos índices, las tendencias estadísticamente significativas detectadas mediante el test de Mann-Kendall, las anomalías acumuladas en aquellos índices que presentan puntos de cambio estadísticamente significativos detectados mediante el test de Pettitt y el año en que se produce el salto o cambio de la media. En los índices que solo presentan tendencias significativas no se muestran las anomalías acumuladas (caso del índice TXx en Sevilla, Figura 3 y del índice TNmed en Rota, Figura 5) y en los índices que solo presentan puntos de cambio detectados por el test de Pettitt, no se muestran las tendencias (caso de los índices TNmed y ATR en Huelva, Figura 7).

La representación gráfica de las anomalías acumuladas permite señalar los puntos de cambio y el año en que tienen lugar detectados mediante esta metodología y que en la mayoría de los casos (87,8 %) coinciden con los puntos de cambio determinados mediante el test de Pettitt. De los treinta y tres índices de temperatura que presentan puntos de cambio, solo en cuatro de ellos (TNmed de Sevilla, TXmed de Morón, DTR de Huelva y TXn de Jerez) existe disparidad en la estimación del año de cambio detectado por el test de Pettitt y por el método de las Anomalías acumuladas. En consecuencia, el método de las Anomalías acumuladas constituye un medio sencillo para detectar el punto de cambio en una serie temporal.

Figura 2: Anomalías, tendencias y puntos de cambio de los índices de temperatura en la Estación de Córdoba



Los valores de las medias de las anomalías antes y después del año en que se produce el cambio en la media indican las desviaciones de la media de cada uno de los dos periodos respecto a la media del periodo completo analizado. Por ejemplo, en el índice de temperatura media anual (TMA) de Córdoba el valor de $-0,512$ °C de la anomalía media en el periodo 1960-1993, y de $0,60$ °C en el periodo 1994-2022 (Tabla 4) indican

que las medias de la TMA en ambos periodos difieren en dichas cantidades de la media anual de 18,02 °C del periodo completo 1960-2022.

En general, en las estaciones con series más largas de registros y del interior (Córdoba, Sevilla y Morón) los cambios en la media de las series de los índices de temperatura en los que hay ruptura de la serie se presentan entre 1984 y 1995. En Huelva, con la serie más larga de registros de la región los puntos de cambio de las series que los muestran se presentan entre 1972 y 1993. Jerez, más próxima a la costa presenta los puntos de cambio entre 1989 y 2004 y Rota con las series más cortas de registros, los puntos de cambio de los dos índices TXmed y TMA se presentan en el año 2008.

Figura 3: Anomalías, tendencias y puntos de cambio de los índices de temperatura en la Estación de Sevilla

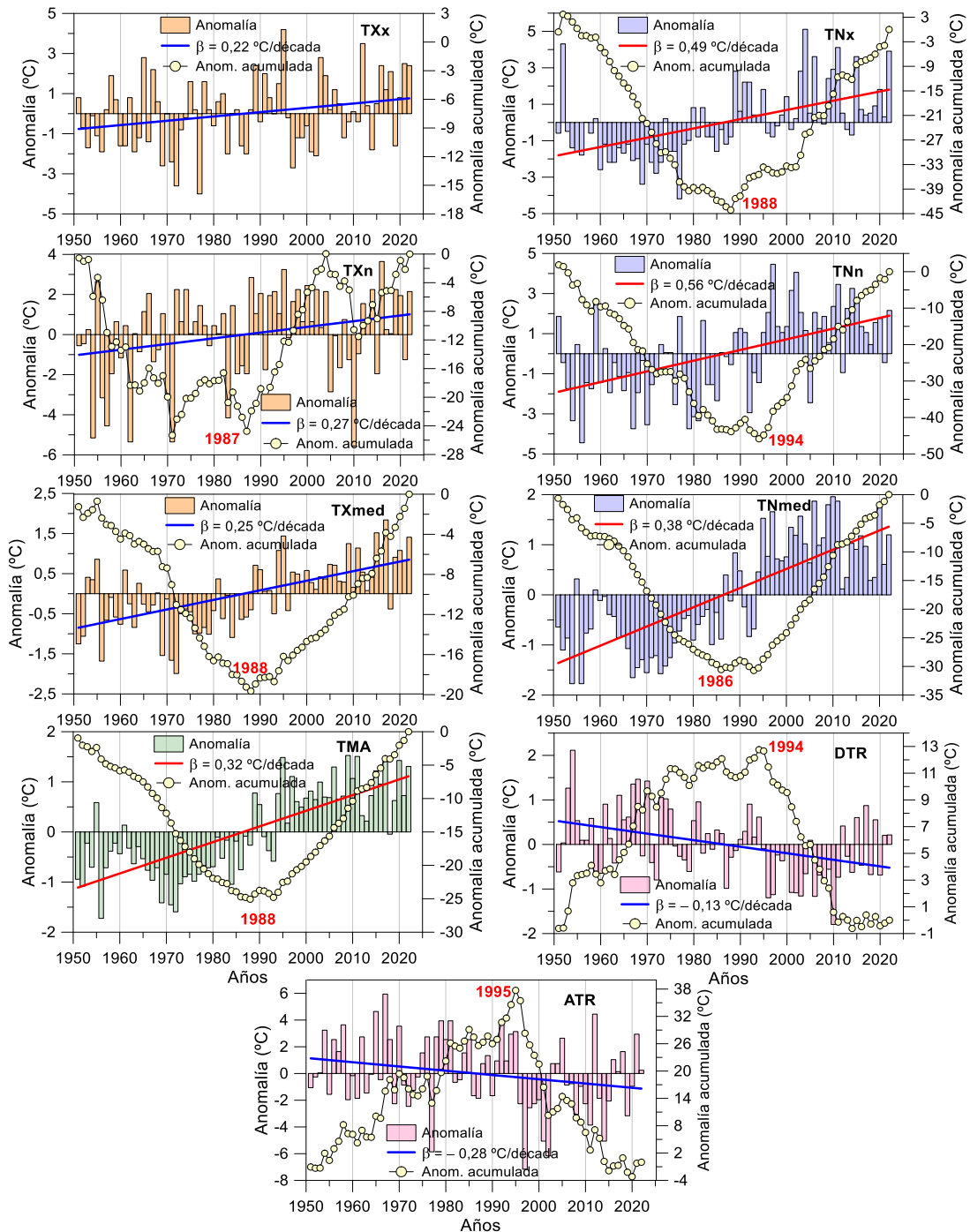


Figura 4: Anomalías, tendencias y puntos de cambio de los índices de temperatura en la Estación de Morón

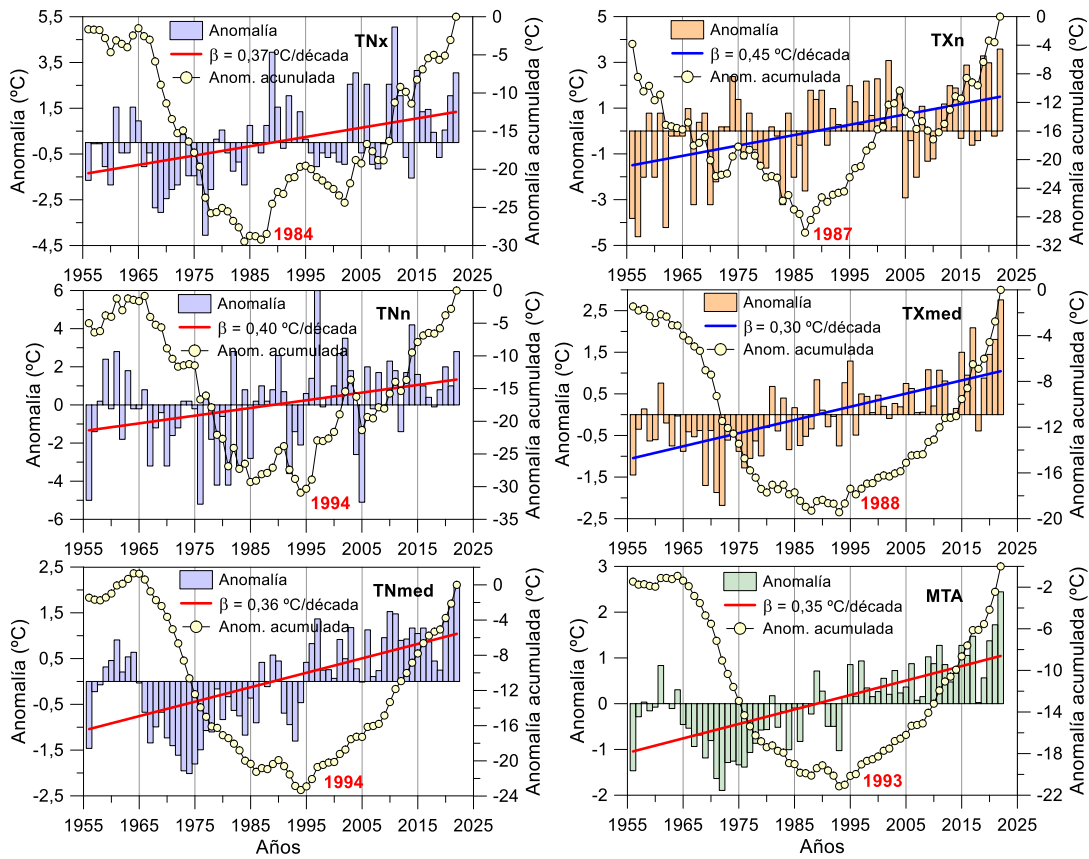


Figura 5: Anomalías, tendencias y puntos de cambio de los índices de temperatura en la Estación de Rota

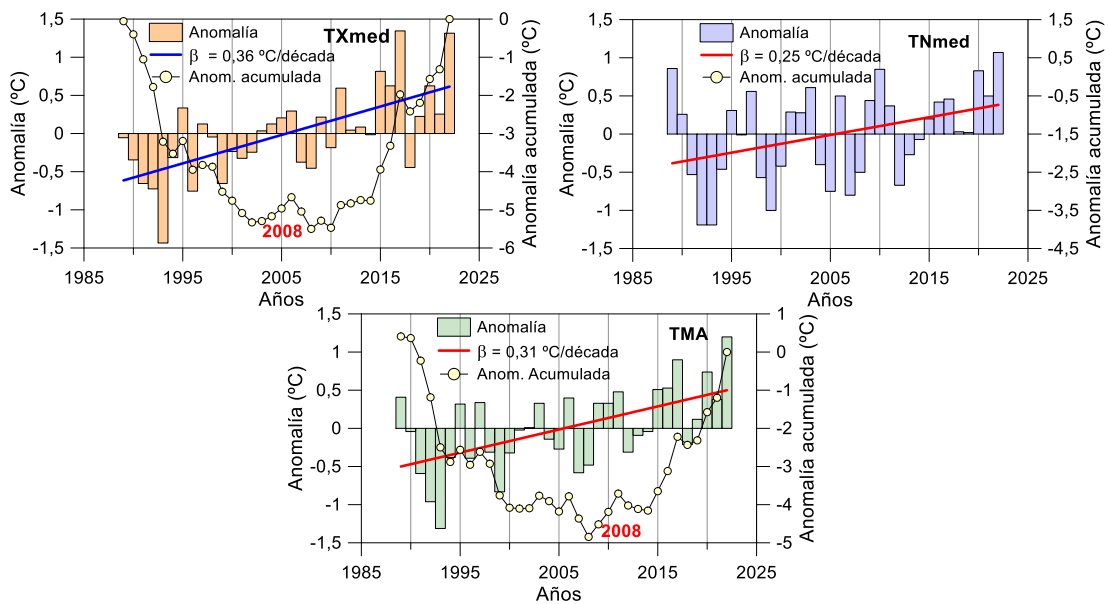


Figura 6: Anomalías, tendencias y puntos de cambio de los índices de temperatura en la Estación de Jerez

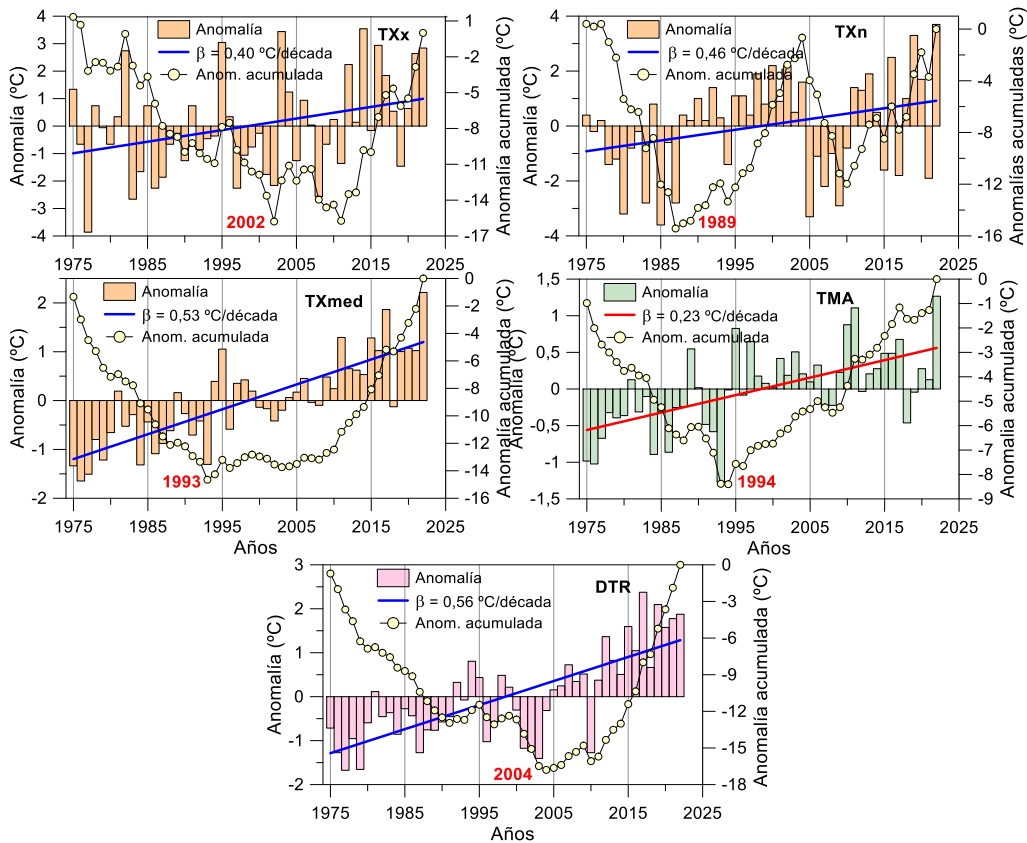
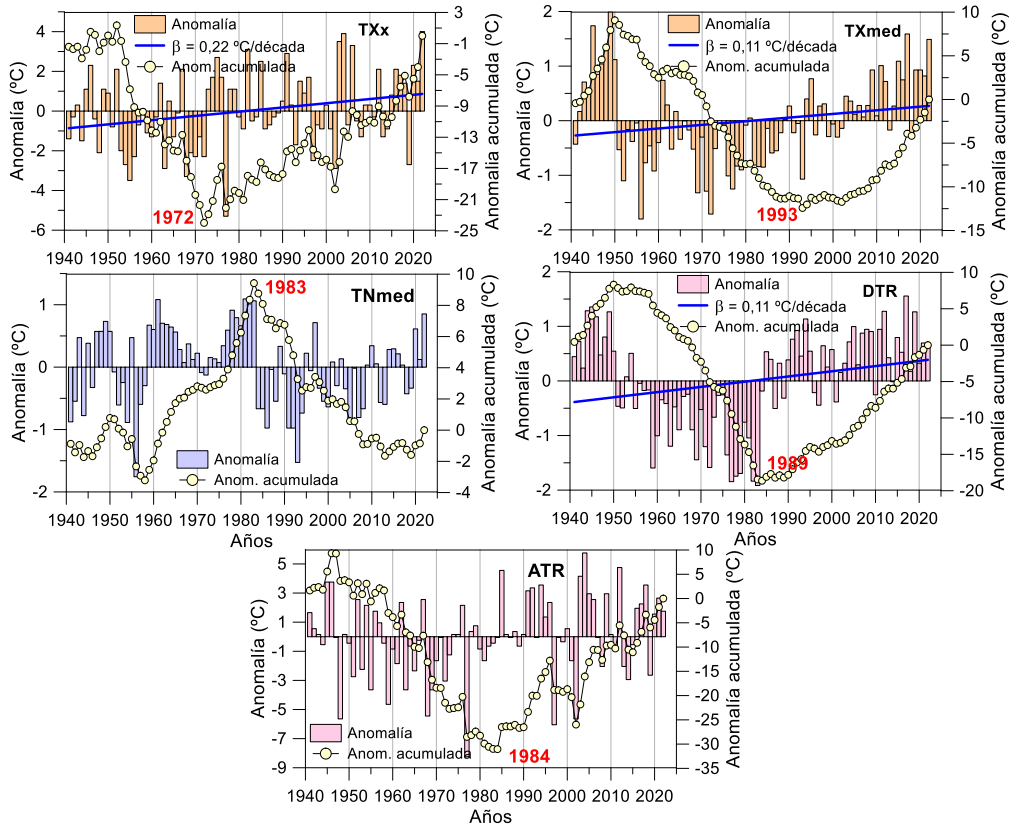


Figura 7: Anomalías, tendencias y puntos de cambio de los índices de temperatura en la Estación de Huelva



5. CONCLUSIONES

El presente estudio ha analizado la existencia de tendencias y/o puntos de cambio, estadísticamente significativos, en las series temporales de nueve índices de temperatura a escala regional en seis estaciones meteorológicas de la AEMET, con longitudes de datos registrados de temperatura diaria (máxima, mínima y media) que oscilan entre los 34 años de Rota y los 82 de Huelva.

El estudio ha mostrado que el cambio climático global que está ocurriendo a escala planetaria está afectando de manera importante a la región de Andalucía Occidental. El análisis realizado muestra la evidencia de la tendencia al calentamiento de la región. La clara tendencia creciente de la temperatura media anual (TMA) en todas las estaciones salvo Huelva así lo confirma. Tanto los tres índices de extremos calurosos (TXX, TXn y TXmed) como los tres índices de extremos fríos (TNX, TNn y TNmed) muestran tendencias crecientes de los valores medios anuales, en la mayoría de las estaciones. Particularmente las cuatro estaciones interiores (Córdoba, Sevilla, Morón y Jerez, especialmente las tres primeras) son las que presentan más índices de temperatura con tasas crecientes de las tendencias. Córdoba y Sevilla muestran tendencias positivas en los tres índices de extremos fríos (TNx, TNn y TNmed) y en los tres índices de extremos caluroso (TXx, TXn y TXmed), Morón en los tres índices de extremos fríos y en dos de los índices de extremos calurosos (TXn y TXmed) y Jerez en los tres índices de extremos calurosos, mientras que las dos estaciones costeras, Huelva y Rota, son las que muestran menos índices de extremos fríos y calurosos con tendencias crecientes.

La mayoría de las series anuales de los índices de temperatura analizados muestran puntos de cambio en torno al periodo comprendido entre 1983 y 1995, de manera que los dos subperiodos en que quedan divididas las series presentan medias inferiores a la media del periodo completo de registro en el primer subperiodo y medias superiores en el segundo subperiodo, lo que viene a confirmar el efecto de calentamiento que está teniendo lugar en la región.

6. REFERENCIAS

Adeyeri O.E., A.E. Lawin, P.Laux, K.A. Ishola and S.O. Ige (2019). Analysis of climate extreme indices over the Komadugu-Yobe basin, Lake Chad region: Past and future occurrences. *Weather and Climate Extremes* 23: doi.org/10.16/j.wace2019.100194.

Brugnara Y. and M. Maugeri (2019). Daily precipitation variability in the southern Alps since the late 19th century. *Int J Climatol.* 39:3492–3504

Donat, M. G., L. V. Alexander, H. Yang, I. Durre, R. Vose y J. Caesar (2013). Global land-based datasets for monitoring climatic extremes. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 94, 997–1006

Hamed K.H. (2008). Trend detection in hydrologic data: The Mann–Kendall trend test under the scaling hypothesis. *Journal of Hydrology*, 349: 350– 363.

IPCC. Climate Change 2021. The Physical Science Basis. Working Group I (WGI) Contribution to the Sixth Assessment Report (AR6) of the IPCC. 2021

Jones P.D. y A. Moberg (2003). Hemispheric and large-scale surface air temperature variations: an extensive revision and an update to 2001. *J. of Climate*, 16:206–223

Kendall M.G. (1975). Rank correlation methods. Charles Griffin, London

Luterbacher J., D. Dietrich, E. Xoplaki et al. (2004). European seasonal and annual temperature variability, trends, and extremes since 1500. *Science* 303:1499–1503.

Mann H.B. (1945). Non-parametric test against trends, 13: 245-259

Patra J. P., A. Mishra, R. Singh and N. S. Raghuwanshi (2012). Detecting rainfall trends in twentieth century (1871–2006) over Orissa State, India. *Climatic Change*, 111:801–817-

Peterson T. C. y M. J. Manton (2008). Monitoring changes in climate extremes: A tale of international collaboration. *Bull. Amer. Meteorol. Soc.*, 89, 1266–1271.

Pettitt A.N. (1979). A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics*, 28(2):126-135

Pingale S.M., D. Khare, M.K. Jat and J. Adamowski (2014). Spatial and temporal trends of mean and extreme rainfall and temperature for the 33 urban centers of the arid and semi-arid state of Rajasthan, India. *Atmospheric Research* 138: 73–90.

Ran L., S. Wang y X. Fan (2010). Channel change at Toudaoguai Station and its responses to the operation of upstream reservoirs in the upper Yellow River. *J. Geogr. Sci.* 20(2): 231-247

Some'e B.S., A. Ezani and H. Tabari (2012). Spatiotemporal trends of aridity index in arid and semi-arid regions of Iran. *Theor Appl Climatol*. DOI 10.1007/s00704-012-0650

Stern D.I. y R.K. Kaufmann (2014). Anthropogenic and natural causes of climate change. *Climatic Change*, 122(1–2), 257–269.

Tarhule A. y M.K. Woo (1998). Changes in rainfall characteristics in Northern Nigeria. *Int J Climatol*, 18: 1261-1271.

Wijngaard J.B., A.M.G. Klein Tank and G.P Können (2003). Homogeneity of 20th century european daily temperatura and precipitation series. *Int. J. Climatol*. 23: 679–692

Zhou Y.Q. y G.Y. Ren (2011). Change in extreme temperature event frequency over mainland China, 1961-2008. *Climate Research*, 50, 125–139

