

04-050

IDENTIFICATION OF TRENDS IN THE HISTORICAL SERIES OF DAILY TEMPERATURES IN CÓRDOBA (1960-2018)

Ayuso Muñoz, José Luis ⁽¹⁾; Tocados, Enrique ⁽¹⁾; García Marín, Amanda P. ⁽²⁾; Ayuso Ruiz, José Luis ⁽¹⁾

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

Temperature is one of the most important indicators of climate change that can show trends of heating or cooling. In this work the annual temporal variation of temperature in Córdoba (Andalusia, Spain) is analyzed for a period of 59 years (1960-2018). The study used maximum and minimum daily temperature data series from Córdoba Airport weather station in order to detect significant trends in 21 extreme temperature indexes for the evaluated period. For this purpose, the non-parametric test of Mann-Kendall and the Sen slope estimator were performed. Three different periods with significant trends were found: 1960-2018 (whole period), 1960-1989 (first sub-period) and 1990-2018 (second sub-period). For the whole period analyzed, the results show positive annual trends for 12 indexes (and negative for 1). For the first sub-period increasing trends were found only in 4 indexes, whereas for the second sub-period only 5 indexes out of the 13 (those that showed trends for the whole period) showed positive trends. Warm nights, tropical nights, summer days and warm days, are the indexes with the highest rate of change for the whole period analyzed.

Keywords: trend analysis; Mann-Kendall test; serial correlation test

IDENTIFICACIÓN DE TENDENCIAS EN LAS SERIES HISTÓRICAS DE TEMPERATURAS DIARIAS EN CÓRDOBA (1960.-2018)

La temperatura es uno de los más importantes indicadores del cambio climático, reflejando la tendencia de calentamiento/enfriamiento. En este estudio se analiza la variabilidad temporal de la temperatura en Córdoba en el periodo de 59 años (1960-2018) a una escala anual. El estudio usa las series diarias de temperaturas máximas y mínimas registradas en el observatorio del Aeropuerto de Córdoba en el periodo citado, para detectar la existencia de tendencias significativas en 21 índices de temperaturas extremas para el periodo 1960-2018. Para evaluar las tendencias se usó el test no-paramétrico de Mann-Kendall junto con el estimador de la pendiente de Sen. Se identificaron tendencias significativas en series temporales de tres periodos: 1960-2018 (periodo completo), 1960-1989 (primer subperiodo) y 1990-2018 (segundo subperiodo). Los resultados indican tendencias anuales crecientes (decrecientes) en 12 índices (1 índice) y tendencias crecientes solo en el primer subperiodo en 4 índices, y solo en el segundo subperiodo en 5 índices de los 13 índices que muestran cambios en el periodo completo. Los índices que mayores tasas de cambio presentan a lo largo del periodo completo son las noches cálidas, las noches tropicales, los días veraniegos y los días cálidos.

Palabras clave: análisis de tendencias; test de Mann-Kendall; test de correlación de serie

Correspondencia: José Luis Ayuso Muñoz ir1aymuj@uco.es



©2020 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

La detección de tendencias en largas series temporales de datos hidroclimáticos es de capital significancia científica y práctica debido a la necesidad de comprender la influencia humana en el sistema climático. Las recientes emisiones de gases de efecto invernadero son las más altas de la historia y los cambios climáticos recientes han tenido impactos generalizados en los sistemas naturales y humanos. Es probable que el período 1983-2012 haya sido el período de 30 años más cálido de los últimos 1400 años en el hemisferio norte. Los datos de temperatura de la superficie terrestre y oceánica, combinados y promediados globalmente, muestran un calentamiento de 0,85 °C, durante el período 1880-2012 (IPCC 2014). En la España peninsular, Brunet et al. (2007) detectaron durante el periodo 1850-2005 un calentamiento de 0,10 °C/década para la temperatura media anual.

Este aumento de temperatura ha propiciado que la frecuencia, magnitud, extensión y duración de los eventos de temperaturas extremas (olas de calor, inviernos severos, días y noches calurosas y/o frías) haya aumentado en las última décadas (Rahimi y Hejabi, 2017; Ullah et al., 2018). En las décadas recientes han ocurrido diversos eventos de temperaturas extremas que además de afectar adversamente al bienestar humano causaron graves desastres socio-económicos (Ullah et al., 2018, Yu et al., 2020) como las olas de calor de 2003 en Europa, 2010 en el oeste de Rusia, 2015 en Pakistán e India, y 2017 en el centro y este de China.

Las actividades humanas tales como el crecimiento de la población, la deforestación, la industrialización, los cambios en el uso del suelo y la creciente concentración atmosférica de gases invernadero son las mayores responsables del calentamiento global observado entre 1946 y 1995, mientras que el calentamiento entre 1896 y 1945 se explica por una combinación de actividades humanas, causas naturales y variabilidad climática (Braganza et al., 2004).

La temperatura del aire es un buen indicador del estado del clima a escala global debido a su capacidad para representar el proceso de intercambio de energía sobre la superficie de la tierra con razonable precisión. La facilidad de medición de la temperatura con termómetros altamente estandarizados y la disponibilidad de registros largos y homogéneos enfatizan aún más su importancia. Los cambios en la temperatura media son un indicador de la variabilidad climática, pero los cambios en las temperaturas máximas y mínimas proporcionan información más útil que solo la temperatura media, puesto que cambios en ésta pueden deberse a tendencias en las temperaturas máximas o mínimas o tendencias relativas en ambos. El calentamiento de la superficie terrestre en los últimos años se asocia con aumentos mucho mayores en la temperatura mínima que en la temperatura máxima (Vose et al., 2005; Zhang et al., 2019).

Zhang et al. (2019) basándose en series de datos de temperatura diaria mostraron que los valores medios anuales y estacionales de las series de índices de temperaturas extremas promediados sobre el planeta experimentaron cambios significativos a largo plazo asociados con el calentamiento, estando los índices de extremos fríos (días de helados, días fríos y noches frías) disminuyendo, los índices de extremos calurosos (días veraniegos, noches tropicales y días calurosos) aumentando y todos los índices absolutos de temperaturas diarias (TXx, TXn, TNx y TNn) también aumentando en los últimos 65 años. Otros estudios recientes basados en el análisis de tendencias de la temperatura máxima, mínima, media y salto térmico diario (T_{max} , T_{min} , T_{med} y DTR) han evidenciado el creciente calentamiento de las áreas montañosas (Latif et al., 2020).

2. OBJETIVOS

El objetivo de este estudio es investigar la tendencia de la temperatura a la escala temporal anual mediante el análisis de 21 índices de temperaturas extremas basados en los registros diarios de la temperatura mínima y máxima en el observatorio del Aeropuerto de Córdoba.

3. MATERIALES Y MÉTODOS

Las variables meteorológicas tales como la temperatura y la precipitación son importantes indicadores del cambio climático. Estas variables tienden a reflejar tendencias de calentamiento/enfriamiento. En este estudio se ha seleccionado la temperatura para obtener las tendencias de diversos indicadores de esta variable meteorológica.

3.1. Descripción de los datos

Los datos diarios de temperatura mínima y máxima del observatorio del Aeropuerto de Córdoba (latitud 37°50'39", longitud -4°51'00", altitud 90 m) de 59 años (1960 – 2018) suministrados por la AEMET.

Índices de temperaturas extremas

El cálculo de los índices climáticos basados en las series temporales diarias de temperatura y lluvia es uno de los caminos de caracterización de la intensidad, duración y frecuencia de los extremos climáticos. Se han seleccionado 21 índices de temperaturas extremas 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 21 índices de temperatura analizados en este estudio.

3.2 Métodos

Existen diversas opciones para comprobar la existencia de tendencias en las series temporales de datos hidroclimatológicos (Kundzewick y Robson, 2004). Estadísticamente, cualquier tendencia puede ser significativa o no basada en tests estadísticos paramétricos o no-paramétricos, siendo los no-paramétricos los más ampliamente usados. El Test de Mann-Kendall (MK) es usado en este trabajo para detectar la existencia y magnitud de las tendencias en las series temporales de los índices de temperatura. Como primer paso antes de aplicar el test de MK, el análisis de tendencias requiere la comprobación de la autocorrelación de las series temporales, es decir si los datos de las series están correlacionados con los datos precedentes o sucesivos. Los test de MK es aplicable solamente si los datos de la serie temporal son serialmente independientes.

Consecuentemente, la metodología seguida en este estudio ha consistido secuencialmente en las siguientes fases:

- i) Obtención de las series anuales de los 21 índices de temperaturas extremas a partir de las series diarias de temperatura mínima y máxima del periodo 1960-2018
- ii) Comprobación de la existencia de autocorrelación de las series anuales de los 21 índices,

iii) iv) Aplicación del test de MK a todas las series para detectar la dirección y magnitud de tendencias estadísticamente significativas con un nivel de significancia del 5 %.

Seguidamente se exponen los métodos estadísticos usados para la detección de tendencias

Tabla 1. Índices utilizados en este trabajo 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
TX90p	Días cálidos	Nº anual de días con T^a máxima > percentil 90	días
TN90p	Noches cálidas	Nº anual de días con T^a mínima > percentil 90	días
TR20	Noches tropicales	Nº anual de días con T^a mínima > 20 °C	días
VE25	Días veraniegos	Nº anual de días con T^a máxima > 25 °C	días
TRD30	Días tropicales	Nº anual de días con T^a máxima > 30 °C	días
CAD35	Días calurosos	Nº anual de días con T^a máxima > 35 °C	días
CAD40	Días tórridos	Nº anual de días con T^a máxima > 40 °C	días
IRC	Rachas calurosas	Cantidad anual de al menos 6 días consecutivos con T^a máxima > percentil 90	días
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
TN10p	Noches frías	Nº anual de días con T^a mínima < percentil 10	días
TX10p	Días fríos	Nº anual de días con T^a máxima < percentil 10	días
DH0	Días helados	Nº anual de días con T^a mínima < 0 °C	días
IRF	Rachas frías	Cantidad anual de al menos 6 días consecutivos con T^a mínima < percentil 10	días
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

3.2.1. Test de correlación de serie

Un problema inicial en la comprobación e interpretación de tendencias es el efecto de la autocorrelación de los datos en una serie temporal, entendida como la dependencia estadística de una serie temporal con su propio pasado o futuros valores. En la terminología de las ciencias atmosféricas, esta dependencia a través del tiempo se conoce como persistencia. La persistencia puede definirse como la existencia de dependencia estadística (positiva) entre sucesivos valores de la misma variable, o entre sucesivas ocurrencias de un evento dado (Chattohadhyay et al. 2011).

La presencia de autocorrelación positiva o negativa afecta a la detección de tendencias en las series (Yue et al., 2002a). Por consiguiente, en todas las series temporales de los índices de temperatura ha de comprobarse, mediante el uso del coeficiente de autocorrelación de retraso 1, r_1 , la posible existencia de autocorrelación previamente a aplicar el test de MK. El coeficiente r_1 se expresa como (Salas et al., 1980)

$$r_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (x_i - \bar{x})(x_{i+1} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

$$-\frac{1}{n-1} \mp Z_{1-\alpha/2} \frac{(n-2)^{1/2}}{n-1} \quad (2)$$

donde x_i ($i = 1, 2, \dots, n$) es la serie temporal; x_{i+1} es la misma serie temporal con un tiempo de retraso 1; \bar{x} es la media de la serie temporal; Z el valor crítico de la distribución normal tipificada para un nivel de significancia α dado. La ecuación (2) representa los límites para el test de dos colas (Anderson, 1942).

En el caso de que r_1 esté fuera de los límites de dicho intervalo quiere decirse que los datos de la serie están correlacionados positiva o negativamente, en cuyo caso la utilización del test de Mann-Kendall para detectar tendencias podrá mostrar tendencias significativas cuando en realidad no existen tales tendencias.

3.2.2. Test de Mann-Kendall

Este test, propuesto por Mann (1945) y Kendall (1975) se basa en el rango y es uno de los tests no paramétricos ampliamente usado para detectar tendencias en series temporales de datos hidroclimáticos (Yue et al., 2002b; Wang y col., 2013; Pingale y col., 2014; Dhorde et al., 2016; Rahimin y Hejabi, 2018; Ullah et al., 2019; Yang et al., 2020; Latif et al., 2020). 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 test se basa en el estadístico S . Cada par de valores observados x_i, x_j ($i < j$) de la variable aleatoria es inspeccionada para buscar si $x_i > x_j$ o $x_i < x_j$, definiendo entonces S como (Douglas et col., 2000)

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

Donde x_i, x_j son los datos secuenciales, n es el número total de datos de la serie temporal, y la función sign es dada por

$$\text{sign}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1 & x_j > x_i \\ 0 & x_j = x_i \\ -1 & x_j < x_i \end{cases} \quad (4)$$

Cuando $n \geq 8$, el estadístico S es aproximadamente normalmente distribuido. Cuando no existen valores repetidos de los datos, la media y la varianza vienen expresadas por

$$\begin{aligned} E(S) &= 0 \\ \text{Var}(S) &= \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \end{aligned} \quad (5)$$

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.

Estimador de Sen de la pendiente

Para la estimación no paramétrica de la magnitud de la pendiente de la tendencia se conforma la serie de todos los pares de valores (Sen, 1968)

$$Q_{ij} = \frac{(x_j - x_i)}{(j - i)} \quad \text{para todo } i < j \quad (7)$$

dónde x_i y x_j son los datos observados en los tiempos j e i , respectivamente. Si la serie temporal (x_1, x_2, \dots, x_n) consta de n valores se obtienen $N = n(n - 1)/2$, estimaciones de Q_{ij} de la pendiente. La magnitud de la pendiente de la tendencia β se determina como la mediana de la serie Q_{ij}

$$\beta = \begin{cases} Q_{\frac{(N-1)+1}{2}} & \text{si } N \text{ es impar} \\ \left(\frac{Q_{\frac{N}{2}} + Q_{\frac{N}{2}+1}}{2} \right) & \text{si } N \text{ es par} \end{cases} \quad (8)$$

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 (Wang y Swail, 2001). Para ello se calcula $C_\alpha = Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(S)}$. 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

Cuando se analizan diferentes series temporales, como es el caso de los 21 índices que se estudian en este trabajo, y se detecta la existencia de tendencias en las diferentes series es interesante calcular el cambio relativo de los diferentes índices para poder comparar las tendencias. Para ello se utiliza la siguiente expresión que representa la magnitud del cambio como porcentaje de la media (Someé et al., 2012)

$$Cr = \frac{n\beta}{|\bar{x}|} \times 100 \quad (9)$$

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.

La hipótesis nula en el test de Mann-Kendall es que los datos son independientes y aleatorios. Sin embargo, la existencia de autocorrelación positiva en los datos aumenta la probabilidad de detectar tendencias cuando realmente no existen, y viceversa. La influencia de la correlación de serie en las series temporales sobre los resultados del test de MK ha sido discutida en la literatura (Yue et al., 2002; Yue y Wang, 2002).

Aunque es un hecho bien conocido la autocorrelación en los datos es frecuentemente ignorada.

3.2.3. Efecto de la correlación de serie sobre el test de M-K.

El efecto de la autocorrelación de serie deberá tenerse en cuenta en la aplicación del test de Mann-Kendall (Yue et al., 2002a). La técnica más común para eliminar la influencia de la correlación de serie (si es significativa) en la aplicación del test de MK es el *Pre-blanqueamiento libre de tendencia* (TFPW en sus siglas en inglés). Técnica ampliamente aplicada en estudios de hidrológicos, meteorológicos y climatológicos (Yue y Wang, 2004; Kumar et al. 2009; Latif et al. 2020) y que reduce significativamente el efecto de la autocorrelación en la detección de tendencias, y con la que se obtiene una nueva serie *residual* o *preblanqueada* que será sometida al test de MK para la detección de tendencias. La metodología requiere los siguientes pasos:

1. Se obtiene una nueva serie temporal como

$$x'_i = x_i - (\beta \times i) \quad (10)$$

donde β = pendiente de la línea de tendencia según la expresión (8)

2. Se calcula el valor del coeficiente de correlación de serie de retraso-1, r_1 de la nueva serie temporal x'_i . Si r_1 no es estadísticamente significativo, los datos de la muestra se consideran serialmente independientes y se aplica el test de MK a los datos de la serie original. Si r_1 es estadísticamente significativo, se considera que la serie está correlacionada y se aplicarán los siguientes pasos para el *preblanqueo* antes de aplicar el test de MK o de Spearman.

3. Se determina la siguiente serie residual como

$$y'_i = x'_i - r_1 \times x'_{i-1} \quad (11)$$

4. El valor de $\beta \times i$ es de nuevo añadido al conjunto de datos residuales como sigue:

$$y''_i = y'_i + (\beta \times i) \quad (12)$$

y finalmente esta nueva serie será sometida al análisis de tendencia con el test de MK y/o de Spearman para evaluar la significancia de la tendencia

Sin embargo, el estudio realizado por Yue y Wang (2002) demuestra que cuando existe una tendencia en una serie temporal, el efecto de la correlación de serie positiva/negativa en el test de MK depende del tamaño de la muestra, la magnitud de la correlación de serie y la magnitud de la tendencia. Cuando el tamaño de muestra y la magnitud de la tendencia son lo suficientemente grandes, la correlación de serie ya no afecta significativamente a los estadísticos del test de MK.

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Deducidas las correspondientes series anuales de los 21 índices de temperaturas extremas considerados, se realizó el análisis de tendencias de estos índices a la serie completa anual del periodo completo 1960-2018 y a los dos subperiodos correspondientes a 1960-1989 y 1990-2018. Subperiodos de 30 y 29 años, respectivamente. Ambos subperiodos han sido determinados mediante la conjunción de dos criterios: (i) la inspección visual de las distribuciones anuales de los diversos índices (Figuras 1 y 2), en las que se observa una notable diferencia en los valores

anuales (y sus promedios) en ambos subperiodos; y (ii) la práctica coincidencia con los periodos consecutivos de 30 años que la Organización Meteorológica Mundial establece para la obtención de las *Normales Climatológicas Estandar* (del 1 de enero de 1961 a 31 de diciembre de 1990 y del 1 de enero de 1991 a 31 de diciembre de 2020) según el Reglamento Técnico de la OMM N° 49 de 1988.

Establecidos los tres periodos de análisis y tras la aplicación del test de correlación de serie a las series temporales de los 21 índices en los tres periodos considerados se detectó autocorrelación en seis índices del periodo completo (1960-2018): CAD35, TNmed, TN90p, TR20, TX90p y TMA, y en dos índices del primer subperiodo (1960-1998): TMA y TNmed. El efecto de la autocorrelación en las series temporales de estos índices fue soslayado mediante la técnica del *preblanqueamiento libre de tendencia*, siguiendo los pasos establecidos en el apartado 3.2.3. *Efecto de la correlación de serie sobre el test de M-K*, como paso previo a aplicar el test de MK.

La Tabla 2 y las Figuras 1 y 2 muestran las series temporales de los índices que han mostrado tendencias lineales estadísticamente significativas con un nivel de significancia $\alpha = 0,05$, con indicación de sus magnitudes y sus intervalos del 95% de confianza, expresados en °C/década o días/década, según el índice que se trate. Se detectaron tendencias significativas en 14 índices en el periodo completo, en 4 índices en el primer subperiodo y en 5 índices en el segundo subperiodo.

Tabla 2. Tendencias estadísticamente significativas (nivel de significancia $\alpha = 0,05$) detectadas en el periodo completo y los dos subperiodos

Indice	Periodo 1960-2018	Periodo 1960-1989	Periodo 1990-2018	Cambio Relativo ⁽¹⁾ (%)
Extremos calurosos				
TXx	0,4 (0,07-0,67) ⁽²⁾	-	-	5,5
TXn	-	-	-	-
TXmed	0,26 (0,16-0,38)	-	0,42 (0,11-0,74)	6,1
TX90p	4,1 (1,55-5,66)	-	6,9 (0,45-12,0)	62,4
TN90p	6,9 (5,09-8,85)	7,5 (2,50-1,13)	-	107,6
TR20	5,1 (3,49-6,66)	3,8 (1,33-6,00)	-	173,0
VE25	4,3 (2,14-6,67)	-	10 (3,7-16,7)	15,0
TRD30	3,7 (1,49-5,91)	-	8,1 (3,7-15,4)	18,6
CAD35	4,3 (2,03-6,37)	-	9 (3,3-15,0)	42,4
CAD40	2,4 (1,43-3,33)	-	-	143,6
IRC	-	-	-	-
Extremos fríos				
TNx	0,55 (0,27-0,79)	0,79 (0,0-1,29)	-	13,9
TNn	-	-	-	-
TNmed	0,25 (0,16-0,34)	0,32 (0,09-0,58)	-	13,6
TN10p	-	-	-	-
TX10p	-2,5 (-3,67- 0,95)	-	-	-42,4
DH0	-	-	-	-
IRF	-	-	-	-
Otros indicadores				
DTR	-	-	-	-
ATR	-	-	-	-
TMA	0,27 (0,18-0,35)	-	-	8,9

(1) Cambio relativo de la tendencia en el periodo completo 1960-2018

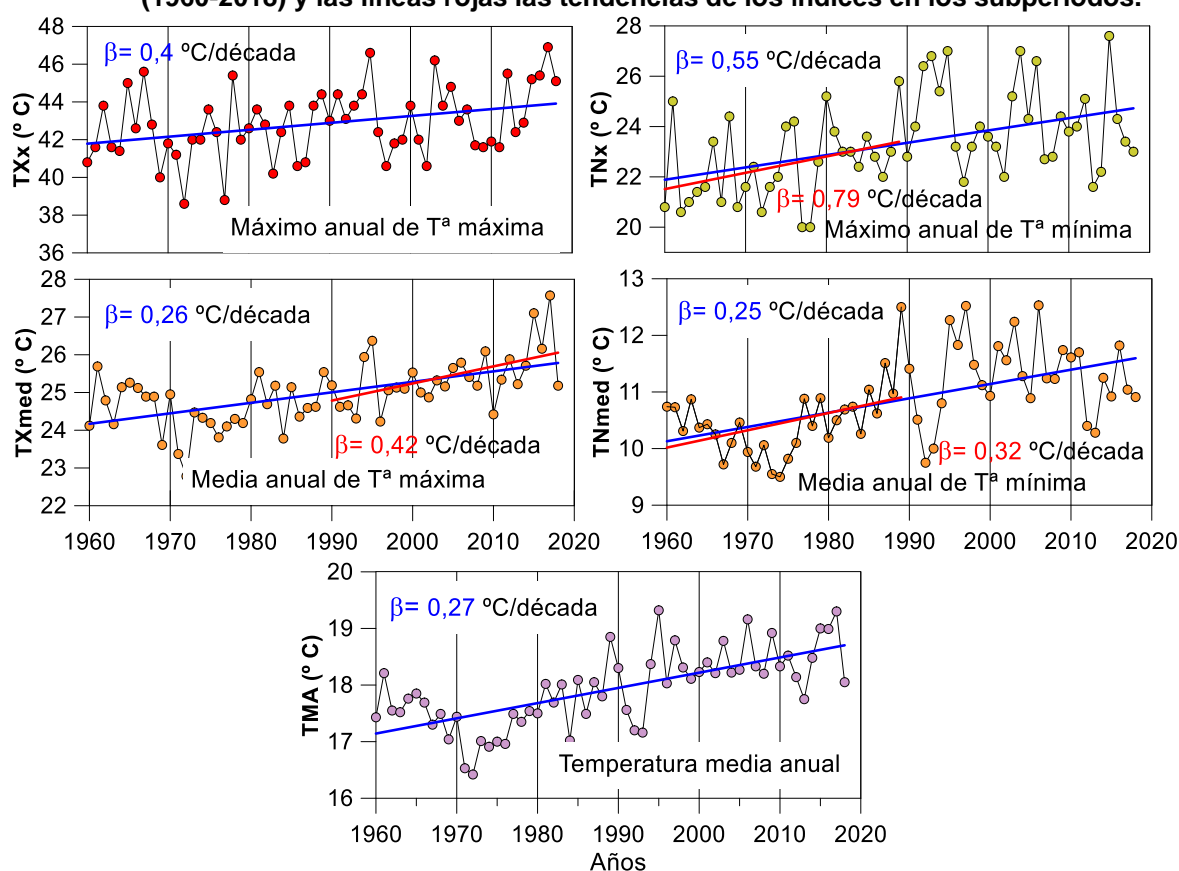
(2) Entre paréntesis el intervalo de confianza del valor de la pendiente β para el nivel de significancia $\alpha = 0,05$.

El análisis muestra la evidencia de la tendencia al calentamiento, ya que los índices cálidos (fríos) muestran tendencias significativas crecientes (decrecientes) respectivamente. La temperatura media anual (TMA) muestra una tendencia creciente significativa de 0,27 °C/década, resultado que concuerda con los hallazgos de Brunet et al. (2007) quienes obtuvieron una tendencia creciente de 0,14 °C/década para la

TMA de la región Suroeste de España durante el periodo 1901-2005 con las series de temperatura de los observatorios de Sevilla, Huelva y Cádiz.

Todos los índices de extremos calurosos, salvo los valores mínimos anuales de las temperaturas máximas diarias (TXn) y las rachas calurosas (IRC), presentan tendencias positivas significativas y dos índices de los extremos fríos como las máximas anuales de las temperaturas mínimas diarias (TNx) y la media anual de las temperaturas mínimas diarias (TNmed) presentan tendencias al calentamiento. Solo el índice de días fríos (TX10p) exhibe tendencia negativa significativa, implicando un decrecimiento del número anual de estos días en el periodo de estudio, avalando la incuestionable tendencia al calentamiento. En las tendencias crecientes significativas de los índices calurosos destacan por su relevancia y magnitud las noches cálidas (TN90p), las noches tropicales (TR20) con tasas de crecimiento de 6,9 y 5,1 noches/década, respectivamente. También los días veraniegos (VE25) y días calurosos (CAD35) crecen ambos a la tasa de 4,3 días/década; los días cálidos (TX90p) y los días tropicales (TRD30) se incrementan a razón de 4,1 y 3,7 días/década y los días tórridos (CAD40) crecen con una tasa de 2,4 días/década. Tendencias crecientes, pero más suaves, presentan las temperaturas máximas diarias en sus valores máximos anuales (TXx) y medios anuales (TXmed) con tasas de 0,4 y 0,25 °C/década, respectivamente.

Figura 1. Valores anuales y tendencias lineales de los índices de temperaturas extremas TXx, TXmed, TNx, TNmed y TMA durante el periodo 1960-2018. Las líneas azules indican la tendencia de los respectivos índices en el periodo completo (1960-2018) y las líneas rojas las tendencias de los índices en los subperiodos.



Para poder comparar las magnitudes de las tendencias entre los diversos índices se obtuvo el cambio relativo en cada uno de ellos expresado en tanto por ciento de la media del índice, destacando las noches tropicales (TR20), los días tórridos (CAD40) y las noches cálidas con un cambio relativo porcentual de 173, 143,6 y 107,6

respectivamente, los que mayores cambios han propiciado en el periodo de 1960 a 2018, siendo el máximo anual de la temperaturas máximas diarias (TXx) y la media anual de las temperaturas máximas diarias (TXmed) los índices que menor cambio relativo presentan.

Del análisis conjunto de las magnitudes de las tendencias detectadas en el periodo completo (1960-2018) y en los dos subperiodos considerados, 1960-1989 y 1990-2018, y la observación de las Figuras 1 y 2 se pueden extraer interesantes hallazgos:

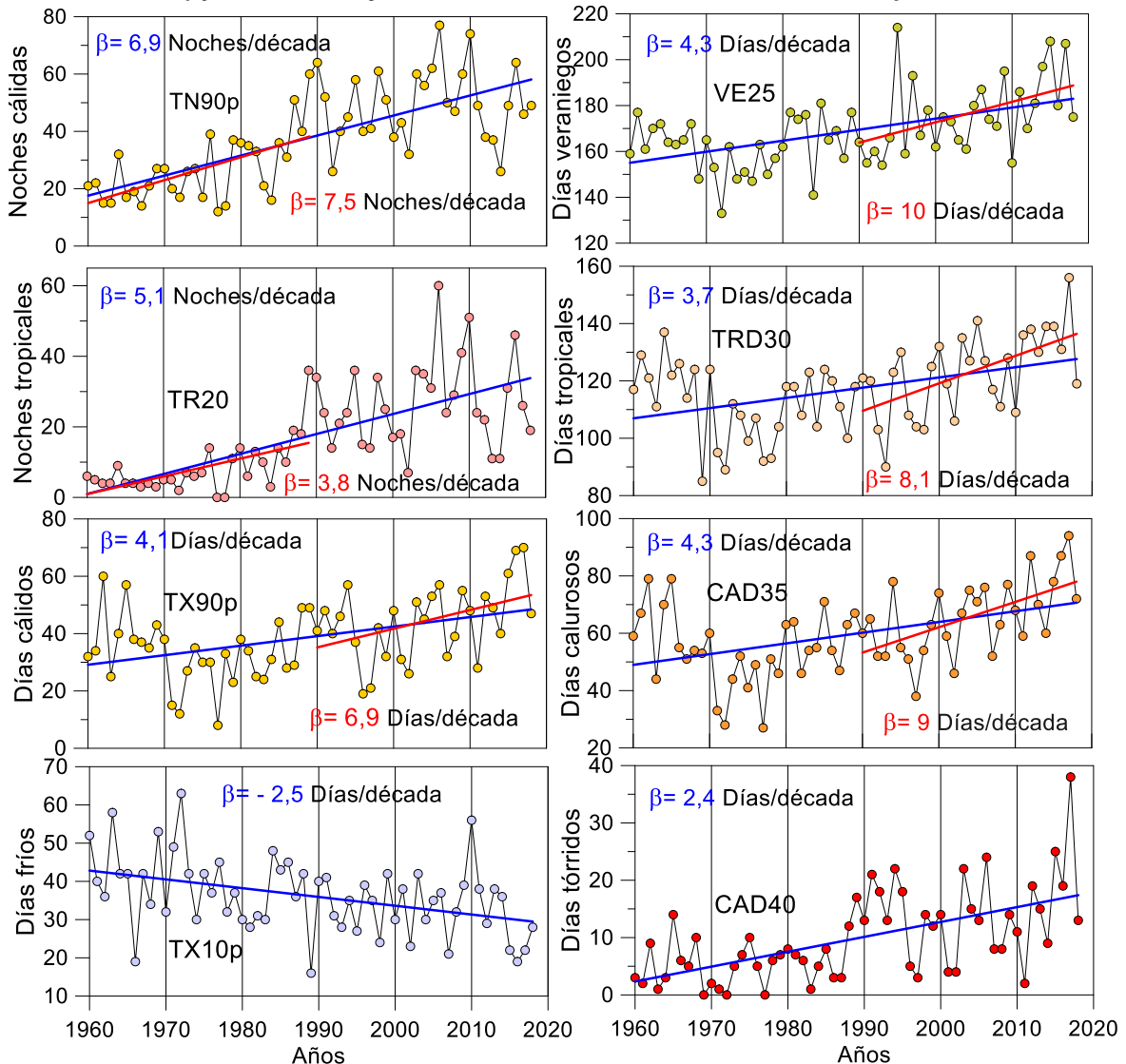
- Los índices TXx, TMA y CAD40 (Figuras 1 y 2), que solo presentan tendencias crecientes, y decreciente el índice TX10p, en el periodo completo, indican que el cambio de los mismos ha tenido lugar a lo largo de los 59 años analizados describiendo un calentamiento debido a cambios crecientes en las temperaturas máximas (TXx), la temperatura media anual (TMA), los días tórridos (CAD40) y a una menor frecuencia de días fríos (TX10p).
- Los índices TNx, TNmed, TN90p y TR20 (Figuras 1 y 2), que muestran tendencias crecientes en el primer subperiodo y no tendencias en el segundo subperiodo describen que el calentamiento se produjo durante los primeros 30 años de los 59 analizados como puede visualizarse en las figuras, donde se aprecia cómo el crecimiento de los valores de estos índices han originado un incremento de las medias en el segundo subperiodo respecto a las medias del primero (Tabla 3), sin que en los últimos 29 años hayan mostrado tendencias crecientes. El calentamiento acontecido durante los 30 primeros años se ha debido a cambios crecientes en las temperaturas mínimas (TNx y TNmed), noches cálidas (TN90p) y noches tropicales (TR20).

Tabla 3. Valores medios de los índices que han mostrado tendencias significativas

Indice	Nombre	Periodo 1960-2018	Periodo 1960-1989	Periodo 1990-2018
Extremos calurosos				
TXx	Max de T_{max}	42,8	42,3	43,5
TXmed	Media de T_{max}	25,0	24,6	25,4
TX90p	Días cálidos	38,8	33,4	44,3
TN90p	Noches cálidas	37,8	26,6	49,5
TR20	Noches tropicales	17,4	8,2	26,9
VE25	Días veraniegos	169,0	162,0	176,3
TRD30	Días tropicales	117,3	111,8	123,0
CAD35	Días calurosos	59,8	54,2	65,6
CAD40	Días tórridos	9,9	5,5	14,3
Extremos fríos				
TNx	Max de T_{min}	23,3	22,5	24,2
TNmed	Media de T_{min}	10,9	10,5	11,3
TX10p	Días fríos	36,2	39,2	33
Otros indicadores				
TMA	T^a media anual	17,9	17,5	18,4

- Los índices TXmed, TX90p, VE25, TRD30, CAD35 (Figuras 1 y 2) que exhiben tendencias crecientes en el segundo subperiodo sugieren que el calentamiento ha tenido lugar durante los últimos 29 años, según se visualiza en las figuras donde se aprecia como el crecimiento de estos índices en esta etapa ha ocasionado un incremento de los valores medios con respecto a las medias de los 30 primeros años (Tabla3). En este segundo subperiodo el calentamiento ha sido favorecido por el cambio creciente de la media de las temperaturas máximas (TXmed), los días cálidos (TX90p), los días veraniegos (VE25), los días tropicales (TRD30) y los días calurosos (CAD35).

Figura 2. Valores anuales y tendencias lineales de los índices TN90, VE25, TR20, TRD30, TX90, CAD35, TX10p y CAD40 durante el periodo 1960-2016. Las líneas azules indican la tendencia de los respectivos índices en el periodo completo (1960-2018) y las líneas rojas las tendencias de los índices en los subperiodos.



5. CONCLUSIONES

El objetivo de este estudio fue investigar la tendencia de la temperatura a la escala temporal anual mediante el análisis de veintiún índices de temperaturas extremas basados en los registros diarios de la temperatura mínima y máxima. Los resultados de la evaluación de los cambios temporales de estos índices ha mostrado un calentamiento general y altamente significativo a escala anual en el periodo 1960-2018. La existencia de tendencias crecientes estadísticamente significativas en nueve índices de extremos cálidos y en dos índices de extremos fríos junto con la tendencia decreciente en uno de extremos fríos, confirman el calentamiento como una realidad del cambio climático.

El análisis de los índices basados en los percentiles de las temperaturas mínimas y máximas diarias del periodo de registro (1960-2018) ha mostrado que la frecuencia de los días fríos (TX10p) ha decaído a lo largo de todo el periodo mientras que la

frecuencia de los días cálidos (TX90p) y las noches cálidas (TN90p) se ha incrementado significativamente durante el primer subperiodo (1960-1989) y segundo subperiodo (1990-2018), respectivamente.

Análogamente los índices basados en los valores absolutos de las temperaturas mínimas y máximas diarias han mostrado tendencias crecientes significativas. Durante el periodo completo evidenciaron cambios crecientes los máximos anuales de las temperaturas máximas diarias (TXx), la temperatura media anual (TMA) y los días tropicales (CAD40), mientras que los máximos anuales de las temperaturas mínimas (TNx), la media anual de las temperaturas mínimas (TNmed) y las noches tropicales (TR20) presentan los cambios crecientes en el primer subperiodo, y la media anual de las temperaturas máximas diarias (TXmed), los días veraniegos (VE25), los días tropicales (TRD30) y los días calurosos (CAD35) exhiben los cambios crecientes en el segundo subperiodo.

Las tendencias crecientes (decrecientes) de los eventos calurosos (fríos) indican que el impacto del calentamiento global inducido por el cambio climático es evidente en el observatorio del Aeropuerto de Córdoba.

6. REFERENCIAS

- Anderson R.L., 1942. *Distribution of the serial correlation coefficient*. Annals of Math Stat., 13(1):1-13
- Braganza K, Karoly DJ, Arblaster JM. 2004. *Diurnal temperatura range as an index of global climate change during the twentieth century*. Geophysical Research Letters **31**: L13217, DOI:10.1029/2004GL019998
- Brunet M., P.D. Jones, J. Sigró, O. Saladié, E. Aguilar, A. Moberg, P.M. Della-Marta, D. Lister, A. Walther and D. López, 2007. *Temporal and spatial temperature variability and change over Spain during 1850–2005*. Journal of Geophysical Research., 112,D12117, doi:10.1029/2006JD 008249.
- Chattopadhyay S., D. Jhajharia and G. Chattopadhyay, 2011. *Univariate modelling of monthly maximum temperatura time series over northeast India: neural network versus Yule–Walker equation based approach*. Meteorological Applications, 18: 70–82.
- Dhorde A.G., M.S. Korade and A.A. Dhorde, 2016. *Spatial distribution of temperature trends and extremes over Maharashtra and Karnataka States of India*. Theor Appl Climatol. DOI 10.1007/s00704-016-1876-9
- Douglas E.M., R.M. Vogel y C.N. Knoll, 2000. *Trends in flood and low flows in the United States: impact of spatial correlation*. Journal of Hydrology 240: 90–105
- IPCC, 2014. *Cambio climático 2014: Informe de síntesis*. Ginebra
- Kendall M.G., 1975. *Rank correlation methods*. Charles Griffin, London
- Khaliq M.N., T.B.M.J. Ouarda, P. Gachon, L. Sushama y A. St-Hilaire, 2009. *Identification of hydrological trends in the presence of serial and cross correlations: A review of selected methods and their application to annual flow regimes of Canadian rivers*. Journal of Hydrology, 368: 117-130.
- Kumar S, V. Merwade, J. Kam and K. Thurne, 2009. *Stream flow trends in Indiana: effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains*. J. Hydrol 374:171-183
- Kundzewicz Z.W. y A.J. Robson, 2004. *Change detection in hydrological records – a review of the methodology*. Hydrological Sciences Journal 49(1): 7–19.
- Latif Y., M. Yaoming, M. Yaseen, S. Muhammad and M.A. Wazir, 2020. *Spatial analysis of temperature time series over the Upper Indus Basin (UIB) Pakistan*. Theoretical and Applied Climatology, 139:741–758
- O.M.M., 1988: *Reglamento Técnico (OMM-No 49) Ginebra*.

- Mann H.B., 1945. *Non-parametric test against trend*. *Econometrika*, 13: 245-259
- Pingale S.M., D. Khare, M-K. Jaty 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
- Rahimi M. and S. Hejabi, 2018. *Spatial and temporal analysis of trends in extreme temperature indices in Iran over the period 1960–2014*. *Int. J. Climatol.* **38**: 272–282
- Salas J.D., J.W. Delleur, V. Yevjevich y W.L. Lane, 1980. *Applied Modelling of Hydrologic Time Series*. Water Resources Publications: Littleton, CO, USA
- Sen P.K., 1968. *Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau*. *J. Am. Stat. Assoc.* 63: 1379–1389
- 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-x
- Ullah S., Q. You, W. Ullah, A. Ali, W. Xie and X. Xie, 2019. *Observed changes in temperature extremes over China–Pakistan Economic Corridor during 1980–2016*. *International Journal of Climatology*. 39:1457–1475
- Vose R.S., D.R. Easterling y B. Gleason, 2005. *Maximum and minimum temperature trends for the globe: an update through 2004*. *Geophysical Research Letters* **32**: L23822, DOI:10.1029/2005GL024379.
- Wang X.L. and V.R. Swail, 2001. *Changes of extreme wave heights in Northern Hemisphere oceans and related atmospheric circulation regimes*. *Journal of Climate*, 14(10): 2204–2221
- Wang S., X Zhang, Z. Liu y D. Wang, 2013. *Trend Analysis of Precipitation in the Jinsha River Basin in China*. *Journal of Hydrometeorology*, 14:290-303
- Yang X., W. Sun, X. Mu, P. Gao and G. Zhao, 2020. *Run-off affected by climate and anthropogenic changes in a large semi-arid river basin*. *Hydrological Processes*. DOI: 10.1002/hyp.13702
- Yenigün K., V. Gümü y H. Bulut, 2008. *Trends in streamflow of the Euphrates basin, Turkey*. *Water Management*, 161: 189-198
- Yue S. and C.Y. Wang, 2002. *Applicability of prewhitening to eliminate the influence of serial correlation on the Mann-Kendall test*. *Water Resources Research*, 38(6),1068, 0.1029/2001WR000861
- Yue, S., P. Pilon, B. Phinney y G. Cavadias, 2002. *The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series*. *Hydrol. Processes* 16, 1807–1829.
- Yue S., P. Pilon y G. Cavadias, 2002b. *Power of Mann-Kendall and Spearman's rho test for detecting monotonic trends in hydrological series*. *Journal of Hydrology*, 299: 254-271
- Yue S. and C.Y. Wang, 2004. *The Mann-Kendall test modified by effective sample size to detect trend in serially correlated hydrological series*. *Water Resources Management* 18: 201–218.
- Zhang P., G. Ren, Y. Xu, X.L. Wang, Y. Qin, X. Sun and Y. Ren, 2019. *Observed Changes in Extreme Temperature over the Global Land Based on a Newly Developed Station Daily Dataset*. *Journal of Climate*, 32: 8489-8509.

