

Búsqueda del cambio climático en la temperatura máxima de mayo en 16 estaciones climatológicas del estado de Zacatecas, México

• Daniel Francisco Campos-Aranda •

Profesor Jubilado de la Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México

*Autor de correspondencia

Resumen

Campos-Aranda, D. F. (mayo-junio, 2015). Búsqueda del cambio climático en la temperatura máxima de mayo en 16 estaciones climatológicas del estado de Zacatecas, México. *Tecnología y Ciencias del Agua*, 6(3), 143-160.

De manera general y aproximada, el planeta es 0.8 °C más caliente que en el siglo XVIII antes de la Revolución Industrial y podrá ser 2 °C el aumento en el lapso de una generación. En tales circunstancias, resulta trascendental cuantificar la magnitud e intensidad del cambio en cada una de las variables climáticas básicas. La identificación del cambio climático (CC) se debe apoyar en las técnicas estadísticas, para buscar en los registros largos tendencias que demuestren su presencia de manera significativa. En este trabajo se buscó el CC en la temperatura del estado de Zacatecas, México, para lo cual se procesaron 16 estaciones climatológicas con más de 50 años de registro de temperatura máxima del mes de mayo. Se aplicaron pruebas estadísticas generales y específicas para buscar componentes determinísticas. Tres de estas pruebas, las relacionadas con la detección de la tendencia y su verificación, se describen con detalle en apéndices. Se encontró que cuatro de las ocho estaciones climatológicas de la Región Hidrológica 12 Parcial (Río Santiago) presentan tendencia ascendente significativa, cuyo valor medio del incremento entre la media reciente y la de largo periodo es de 2.1 °C.

Palabras clave: homogeneidad, persistencia, tendencia, cambio en la media, pre-blanqueado, tendencia lineal.

Introducción

Generalidades

Los cambios naturales del clima han ocurrido durante toda la historia de la Tierra, lo preocupante ahora es el *calentamiento global* originado

Abstract

Campos-Aranda, D. F. (May-June, 2015). Search for Climate Change in Maximum Temperatures in May based on 16 Weather Stations in State of Zacatecas, Mexico. *Water Technology and Sciences (in Spanish)*, 6(3), 143-160.

Overall, the planet is roughly 0.8°C warmer than in the 18th century, before the industrial revolution, and could increase to 2°C warmer by the next generation. Given these circumstances, it is crucial to quantify the magnitude and intensity of change in each of the basic climatic variables. Climate change should be determined based on statistical techniques that search long registries for trends that significantly demonstrate its presence. This work seeks to identify climate change based on temperature in the state of Zacatecas, Mexico. To this end, information from 16 weather stations was processed, with over 50 years of high temperatures recorded for the month of May. General and specific statistical tests were applied to search for deterministic components. Three of these tests, the ones related to detecting and verifying trends, are described in detail in the appendices. Four of the eight weather stations in Partial Hydrological Region 12 (Santiago River) presented significant increasing trends, with a mean value of the increases between the recent mean and the long-term mean of 2.1°C

Keywords: Homogeneity, persistence, trend, change in mean, prewhitening, linear trend.

Recibido: 27/01/2014

Aceptado: 08/01/2015

por las actividades humanas, el cual se ha desarrollado en un tiempo breve. De acuerdo con el Cuarto Informe del Panel Intergubernamental sobre Cambio Climático (IPCC, 2007), si las concentraciones de gases de efecto invernadero se mantuvieran constantes con la magnitud que tenían en el año 2000, el incremento en la tem-

peratura en la década de 2090-2099 relativa a la del periodo 1980-1999, será de 0.6 °C, con un intervalo probable de 0.3 a 0.9 °C. Sin embargo, para el escenario más bajo o favorable de concentraciones (B1), el incremento citado será de 1.8 °C, con un rango de 1.1 a 2.9 °C y para el escenario más alto o crítico (A1FI), los valores mencionados serán 4.0 °C, variando de 2.4 a 6.4 °C. Este calentamiento global es considerable y seguramente intensificará el ciclo hidrológico, lo cual resultará en un incremento de la frecuencia y magnitud de las crecientes y las sequías, asociado lógicamente con una modificación de los patrones de ocurrencia de la temperatura y la precipitación (Cavadias, 1995; IPCC, 2007).

Actualmente, los procedimientos de planeación, diseño y operación de los aprovechamientos hidráulicos se basan en la consideración de que los procesos hidrológicos cambian de forma muy lenta, de manera que pueden ser considerados *estacionarios*. Los únicos efectos no estacionarios que han sido tomados en cuenta son la evolución de los métodos de medición y los cambios en las condiciones físicas de las cuencas, originadas por la deforestación, prácticas agrícolas, urbanización, etcétera (Yevjevich, 1995).

Aunque los cambios en las cuencas y en las demandas pueden tener un mayor impacto en los proyectos de aprovechamiento de los recursos hidráulicos que los debidos al *cambio climático*, los primeros son eminentemente locales y los segundos regionales o nacionales, con consecuencias graves durante la vida útil de la obra. Por lo anterior, resulta necesario evidenciar el cambio climático y formular estrategias que se anticipen a sus consecuencias (Martínez-Austria & Aguilar-Chávez, 2008).

Estudios de búsqueda de tendencias climáticas en la temperatura

Arora, Goel y Singh (2005) procesaron los registros de temperatura media, máxima y mínima de 125 estaciones climatológicas de la India, según cinco series de datos, la anual y en cuatro épocas: invierno (de diciembre a febrero),

pre-monzón (de marzo a mayo), monzón (de junio a agosto) y pos-monzón (de septiembre a noviembre). Usaron el test no paramétrico de Mann-Kendall para detectar la tendencia y encontraron que ésta es ascendente en el lapso de 1941 a 1999, con valores promedio de 0.42, 0.92 y 0.09 °C por cada 100 años, en la temperatura anual, máxima y mínima, respectivamente. En el ámbito regional, en el sureste y oeste de la India se encontró tendencia ascendente y en el norte, descendente. Los porcentajes de tendencias ascendentes o descendentes significativas en cada época y para cada temperatura varían; por ejemplo, para la temperatura máxima en la época de pre-monzón se tienen 18 estaciones con tendencia descendente y 42 con ascendente; entonces existe un 48% de tendencias significativas.

Singh, Kumar, Thomas y Arora (2008) analizaron los registros de 90 a 100 años de temperatura media, máxima y mínima de 43 estaciones climatológicas de las regiones noroeste y central de la India, las cuales abarcan nueve cuencas de grandes ríos. Usaron el test no paramétrico de Mann-Kendall para detectar la tendencia, usando series pre-blanqueadas si existió persistencia (ver Apéndice 3). En siete cuencas encontraron tendencia ascendente en la temperatura media con valores que variaron de 0.40 a 0.60 °C por cada 100 años y en dos cuencas la tendencia fue descendente con magnitudes de -0.15 a -0.44 °C por cada 100 años. En el área de estudio, la temperatura máxima mostró tendencia creciente con una magnitud media de 0.81 °C por cada 100 años; este valor resultó mayor que el observado para la temperatura mínima.

Martínez, Maleski y Miller (2012) buscaron tendencias en las temperaturas medias, máximas y mínimas del estado de Florida, Estados Unidos, analizándolas por meses, épocas y sus valores anuales. Con el test de Mann-Kendall procesaron 22 estaciones climatológicas y emplearon dos lapsos de registro, 1985-2009 y 1970-2009; encontraron para la temperatura máxima en ambos intervalos de análisis y en todas las duraciones empleadas, que unas esta-

ciones muestran tendencias ascendentes y otras descendentes, con cierta coherencia espacial.

Sonali y Nagesh-Kumar (2013) estudiaron las series integradas de temperatura máxima y mínima en cada una de las siete regiones homogéneas que definieron para la India, usaron valores anuales, mensuales y en cuatro épocas: invierno (enero y febrero), pre-monzón (de marzo a mayo), monzón (de junio a septiembre) y pos-monzón (de octubre a diciembre); así como tres intervalos (años) de análisis: 1901-2003, 1948-2003 y 1970-2003. En la detección de la tendencia emplearon seis técnicas no paramétricas. Encontraron una tendencia ascendente consistente en las siete regiones homogéneas durante las tres últimas décadas, con una mayor pendiente para la temperatura mínima que para la máxima.

Proyecciones climáticas para el estado de Zacatecas

De acuerdo con Montero-Martínez y Pérez-López (2008), para el estado de Zacatecas, el incremento en la temperatura media de superficie en el verano (julio-agosto-septiembre) en la década de 2050 será de 1.8 a 2.5 °C; en el mismo lapso, pero en 2070, de 2.5 a 3.2 °C, y en la década de 2090 de 4.0 a 4.7 °C. En específico, para la temperatura máxima del verano (junio-julio-agosto) en Zacatecas, Montero-Martínez, Martínez-Jiménez, Castillo-Pérez y Espinoza-Tamarindo (2010) definen los intervalos siguientes para el periodo de 1961-1990: en la zona centro del estado varía de 24 a 27 °C; en su región norte fluctúa de 30 a 33 °C, y en las áreas sur y media (entre centro y norte) cambia de 27 a 30 °C. En cuanto a las proyecciones de sus anomalías promedio, Montero-Martínez *et al.* (2010) pronostican para el lapso de 2010 a 2039 un aumento general en el estado de Zacatecas de 1.0 a 1.5 °C; para el intervalo de 2040 a 2069, el incremento será de 2.5 a 3.0 °C; por último, para el periodo de 2070 a 2098, encuentran un aumento en las zonas centro y norte de 4.0 a 4.5 °C, y en sus áreas sur y media de 4.5 a 5.0 °C.

Montero-Martínez *et al.* (2010) también indican que la regionalización (*downscaling*) de las proyecciones climáticas generadas con los modelos climáticos globales acoplados es una parte fundamental de todo estudio orientado a cuantificar el probable cambio climático, el cual constituye el llamado *enfoque dinámico*. La otra técnica de trabajo en la búsqueda del cambio climático se denomina *enfoque estadístico*; en ella se utilizan registros climatológicos históricos a los cuales se les aplican diversos algoritmos o técnicas estadísticas (Mujumdar & Nagesh-Kumar, 2012). Este segundo enfoque tiene dos áreas de análisis: el pasado y la proyección hacia el futuro. En la acepción del estudio del pasado, la variabilidad climática puede generar una aparente tendencia cuando se analiza un registro corto; por ello, Kundzewicz y Robson (2004) establecen que en los análisis de detección del cambio climático se utilicen registros de cuando menos 50 años.

Objetivo del estudio

En este trabajo se buscan cambios significativos estadísticamente en la temperatura máxima mensual del mes más caluroso, el cual resultó ser mayo, en las estaciones climatológicas de amplio registro (> de 50 años) del estado de Zacatecas, México, con el *objetivo* de ilustrar cómo se deben procesar los registros de la variable climática *temperatura*, sea ésta media, máxima o mínima, y sean sus series de datos anuales, mensuales o por épocas. Se procesaron 16 registros, cuyo número de datos varió de 50 a 67 años. Se aplicaron tres pruebas estadísticas generales para detectar pérdida de homogeneidad y 11 específicas para buscar componentes determinísticas, como persistencia, tendencia y/o cambios en la media o en la variabilidad. Todos los tests estadísticos relacionados con la búsqueda de la tendencia ascendente y otros procedimientos asociados con su verificación se exponen con detalle en apéndices. Se encontró que cuatro estaciones climatológicas de las ocho localizadas en la Región Hidrológica 12 Parcial (Río Santiago) del estado de Zacatecas presentan tendencia ascendente significativa.

Materiales y métodos

Estaciones climatológicas seleccionadas

Este trabajo busca detectar los efectos del cambio climático en la temperatura en el estado de Zacatecas, México, y para ello se consideró conveniente estudiar la temperatura máxima del mes más caliente, pues seguramente en estos registros serán evidentes tales efectos. El registro en Excel de temperatura máxima (°C) mensual de la Dirección Local Zacatecas de la Comisión Nacional del Agua (Conagua) cuenta con 133 estaciones climatológicas, de las cuales sólo 27 tienen registros de más de 50 años, pues comenzaron a operar en 1963 o antes. Sin embargo, de tales estaciones, 11 tienen lapsos de registro ausente y/o varios años incompletos debido a datos mensuales faltantes. Por lo anterior, sólo se pudieron obtener 16 estaciones con registros mayores de 50 años y con pocos años incompletos, cuyas características generales se citan en el

cuadro 1, por región hidrológica y en orden decreciente de altitud. En la figura 1 se muestra su ubicación geográfica dentro del estado de Zacatecas, México.

Registros de temperatura máxima procesados

Con base en los registros mensuales de temperatura máxima se buscó el mes más cálido tanto por su promedio mensual como por sus valores máximo y mínimo; se encontró que en la mayoría de las estaciones climatológicas seleccionadas, tal mes es mayo; sólo en la estación El Platanito resultó ser junio. También en varias estaciones se encontró que junio tiene un valor mínimo más alto que mayo, como en Chalchihuites, El Sauz, La Florida, San Pedro Piedra Gorda y Juchipila. En la estación El Cazadero, mayo y junio tienen valores iguales del promedio y sus extremos. Los 16 registros procesados corresponden a la temperatura máxima del mes de mayo, cuyos escasos valores faltantes se tomaron igual a su media.

Cuadro 1. Características generales de las 16 estaciones climatológicas procesadas del estado de Zacatecas, México.

| Núm. | Nombre | Altitud msnm | RH ¹ núm. | Periodo de registro (NA ²) |
|------|------------------------|-----------------|-------------------------|--|
| 1 | Chalchihuites | 2 260 | 11 | 1962-2012 (51) |
| 2 | Presa Santa Rosa | 2 240 | 36 | 1947-2012 (66) |
| 3 | El Sauz | 2 090 | 36 | 1947-2012 (66) |
| 4 | El Cazadero | 1 920 | 36 | 1959-2012 (54) |
| 5 | Zacatecas | 2 485 | 37 | 1953-2012 (60) |
| 6 | Calera | 2 192 | 37 | 1958-2012 (55) |
| 7 | Agua Nueva | 1 932 | 37 | 1963-2012 (50) |
| 8 | Monte Escobedo | 2 190 | 12 | 1963-2012 (50) |
| 9 | Villa García | 2 120 | 12 | 1950-2012 (63) |
| 10 | San Pedro Piedra Gorda | 2 032 | 12 | 1949-2012 (64) |
| 11 | La Florida | 1 870 | 12 | 1955-2012 (58) |
| 12 | La Villita | 1 790 | 12 | 1958-2012 (55) |
| 13 | Excámé | 1 740 | 12 | 1946-2012 (67) |
| 14 | Presa El Chique | 1 620 | 12 | 1950-2012 (63) |
| 15 | Juchipila | 1 270 | 12 | 1947-2012 (66) |
| 16 | El Platanito | 990 | 12 | 1958-2012 (55) |

¹Región hidrológica.

²Número de años.

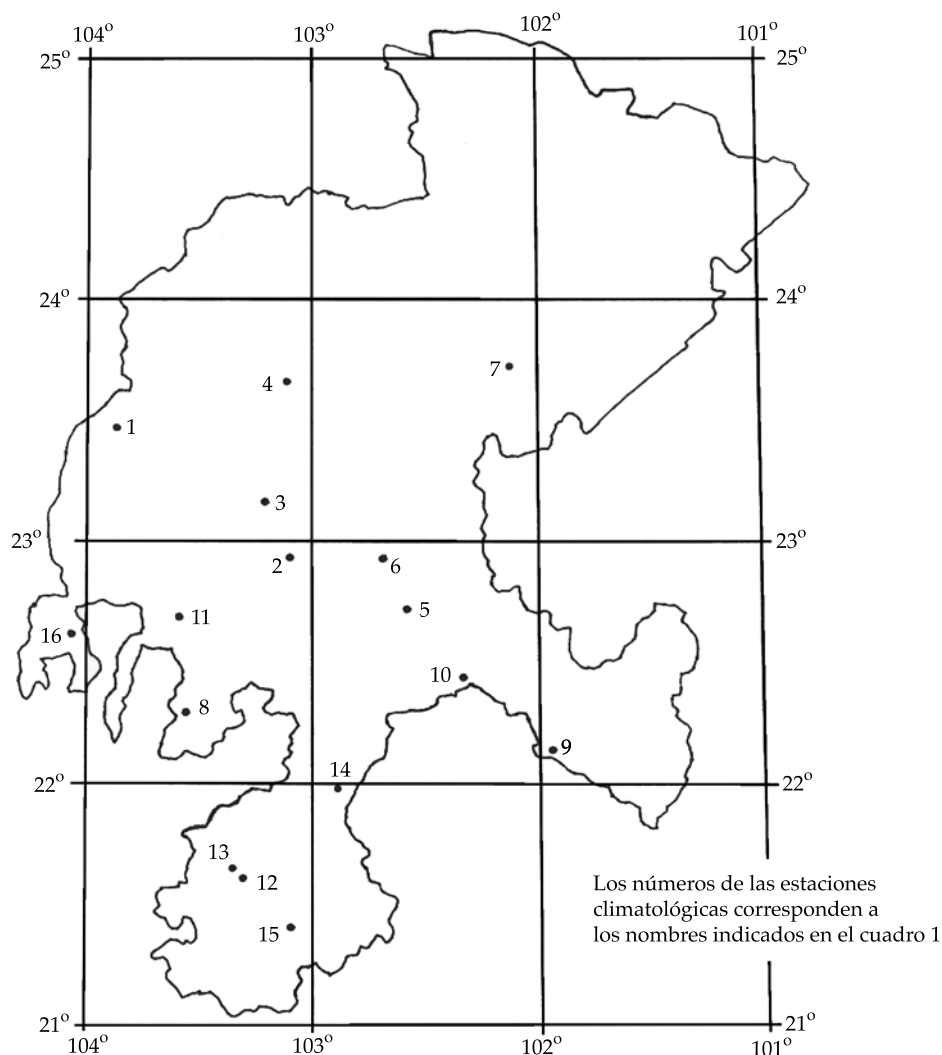


Figura 1. Localización geográfica de las 16 estaciones climatológicas procesadas del estado de Zacatecas, México.

Pruebas estadísticas aplicadas

Generalidades sobre requerimientos estadísticos

Cuando los registros de lluvia, temperaturas o escurrimiento mensuales o anuales son utilizados para obtener parámetros hidrológicos, que son la base de los diseños de las obras hidráulicas de aprovechamiento, tales series o muestras deben tener ciertas características estadísticas, para que dichas estimaciones sean confiables. En resumen, se requiere que las series sean

homogéneas o consistentes, libres de tendencia y que se hayan originado por un proceso estocástico, cuya componente aleatoria siga una determinada distribución de probabilidades (Adeloye & Montaseri, 2002).

La *consistencia* implica que los datos o muestra procedan de una sola población, por ello se dice que sean homogéneos. La *tendencia* existe cuando los datos muestran una correlación (positiva o negativa) apreciable con el tiempo, de manera que su media aritmética no es constante y por ello la serie deja de ser *estacionaria*.

La tendencia se origina por modificación de las condiciones circundantes a la estación de medición, como son los cambios en el uso del suelo, o bien por el cambio climático. Relacionada con la tendencia, se tiene la *persistencia* que caracteriza la propensión de los datos de una serie al recordar la magnitud de sus valores antecedentes o a ser influenciados por ellos. Debido a lo anterior, se cuantifica con base en el coeficiente de correlación serial que define la dependencia entre cada elemento i y el $i-k$; por ello k se llama “tiempo de retraso” (Adeloye & Montaseri, 2002; Machiwal & Jha, 2008, 2012).

Pruebas y test aplicados

Se aclara que no existe diferencia semántica entre prueba y test, ambos estadísticos. Existen dos tipos de pruebas estadísticas: las paramétricas y las no paramétricas; las primeras requieren que los datos provengan de una distribución normal, son más potentes o eficientes que las segundas, las cuales han adquirido popularidad debido a que no presentan tal restricción. Machiwal y Jha (2012) han establecido que para obtener la misma conclusión con igual nivel de significancia (α), las pruebas no paramétricas requieren de un 5 a un 35 % de más datos que los test paramétricos.

Debido a lo anterior, de inicio se determinó con los test del Cociente de Geary (CG) y de Shapiro-Wilk (SW) si en los registros procesados de temperatura máxima del mes de mayo se puede aceptar que provienen de una distribución normal. Los resultados de ambos test se tienen en el cuadro 2, en sus columnas 3 y 4, indicando, para el segundo, la *normalidad* con N y la no procedencia de una distribución normal con NN.

Las pruebas estadísticas aplicadas se dividen en dos grupos: generales y específicas. Las primeras fueron las tres siguientes: (1) de Helmert (PH); (2) de las Secuencias (PS), que detectan si la serie o registro es *homogéneo* debido a que no tiene persistencia o tendencia, cambio en la media o bien no oscila demasiado; (3) la prueba

de Von Neumann (PV) es de aleatoriedad contra componentes determinísticas no especificadas. Los resultados de estas pruebas se exponen en las columnas 5 a 7 del cuadro 2, con H para registros homogéneos y con NH para los no homogéneos.

Respecto a los test específicos, se aplicaron los 11 siguientes: (1) dos de persistencia, el de Anderson (TA) y el de Sneyers (TS); (2) tres de tendencia, el de Kendall (TK), Spearman (TS₁) y Mann-Kendall (TM); (3) uno de variabilidad, el de Bartlett (TB); (4) uno de cambio en la media, el de Cramer (TC), y (5) cuatro que buscan cambios en la media o pérdida de homogeneidad con estadísticos basados en la curva masa residual (TB₁ a TB₄). Todas las pruebas se aplicaron con un nivel de significancia (α) de 5%. En el Apéndice 1 se citan las referencias donde se pueden consultar 13 de los test anteriores, pues los tres relativos a la tendencia se exponen en el Apéndice 2. Los resultados de estos 11 test específicos se muestran en las columnas 8 a 18 del cuadro 2, usando H cuando no detectan la componente que buscan y NH cuando la encuentran.

Análisis de los resultados

Respecto a las pruebas estadísticas

El test de Shapiro-Wilk detecta que en cinco de los registros procesados de temperatura máxima del mes de mayo no se puede aceptar que proceden de una distribución normal. En tales registros se obtuvieron valores de cociente de Geary tan alejados de la unidad como 0.853 y tan cercanos como 0.960 (ver cuadro 2).

Con los test generales se encuentra que sólo dos registros, El Cazadero y Monte Escobedo, son homogéneos; el resto resulta no homogéneo, la mayoría en las tres pruebas. Todos los registros presentan persistencia y sólo en cuatro es detectada exclusivamente por la prueba de Sneyers, pudiéndose decir que El Cazadero, El Platanito, Monte Escobedo y Excámé tienen persistencia ligera.

Cuadro 2. Resultados de las pruebas estadísticas en las 16 estaciones climatológicas procesadas del estado de Zacatecas, México.

| 1 | 2 | 3 | | 6 | | | | Test específicos | | | | | | | | | |
|----|------------------------|-------|----|----|----|----|----|------------------|----|-----------------|----|----|----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | | CG | SW | PH | PS | PV | TA | TS | TK | TS ₁ | TM | TB | TC | TB ₁ | TB ₂ | TB ₃ | TB ₄ |
| 1 | Chalchihuites | 0.870 | NN | NH | NH | NH | NH | NH | H | H | H | NH | H | H | H | H | H |
| 2 | Presa Santa Rosa | 0.965 | N | H | NH | H | NH | NH | NH | H | H | H | H | H | H | H | H |
| 3 | El Sauz | 0.947 | NN | NH | NH | NH | NH | NH | NH | H | H | H | H | H | H | H | H |
| 4 | El Cazadero | 0.960 | NN | H | H | H | H | H | H | H | H | H | H | H | H | H | H |
| 5 | Zacatecas | 0.977 | N | NH | NH | NH | NH | NH | H | H | H | H | H | H | NH | H | H |
| 6 | Calera | 0.990 | N | NH | H | NH | NH | NH | H | H | H | H | H | H | H | H | H |
| 7 | Agua Nueva | 0.989 | N | NH | H | NH | NH | NH | H | H | H | H | H | H | H | H | H |
| 8 | Monte Escobedo | 0.979 | N | H | H | H | H | H | H | NH | NH | H | NH | NH | NH | NH | NH |
| 9 | Villa García | 1.041 | N | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | H | H | H | NH | NH | NH |
| 10 | San Pedro Piedra Gorda | 0.979 | N | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | H | NH | NH | NH | NH | NH |
| 11 | La Florida | 1.000 | N | NH | NH | NH | NH | NH | NH | H | H | H | H | H | NH | H | H |
| 12 | La Villita | 1.099 | N | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | H | NH | NH | NH | NH | NH |
| 13 | Excámé | 1.061 | N | NH | NH | NH | NH | NH | H | H | H | H | NH | H | H | H | H |
| 14 | Presa El Chique | 0.904 | NN | NH | NH | NH | NH | NH | NH | H | H | NH | H | H | NH | NH | NH |
| 15 | Juchipila | 0.853 | NN | NH | H | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH | NH |
| 16 | El Platanito | 0.988 | N | NH | NH | NH | NH | NH | H | H | H | H | H | H | NH | H | H |

Respecto a la tendencia, seis registros la presentan, cuatro con las tres pruebas aplicadas y expuestas en el Apéndice 2: Monte Escobedo, San Pedro Piedra Gorda, La Villita y Juchipila; Villa García sin tendencia, según prueba de Kendall, y Excamé con tendencia de acuerdo con la prueba de Spearman. Con excepción de Excamé, el resto de registros que mostraron tendencia presentan evidencia de cambio en la media según las pruebas (TB_1 a TB_4) de Buishand (1982), basadas en la curva masa residual, por lo cual es probable que su tendencia sea significativa.

Sólo tres registros mostraron falta de homogeneidad con respecto a la variabilidad (Test de Bartlett): Chalchihuites, que tiene dos valores muy bajos, y Presa El Chique y Juchipila, que por el contrario tienen magnitudes muy altas registradas (46.5 °C). Sin embargo, tales resultados no son confiables, pues esos tres registros no proceden de poblaciones normales.

Verificación de la tendencia detectada

En los seis registros que mostraron tendencia con alguno de los test se aplicó la prueba de Mann-Kendall con la serie pre-blanqueada y con el pre-blanqueado libre de tendencia, cuyos procesos operativos se detallan en el Apéndice 3; los resultados se han concentrado en el cuadro 3, observando que sólo el registro de la estación Excamé no presenta tendencia en las pruebas de Mann-Kendall aplicadas a su serie preblanqueada (X'_i) y con pre-blanqueado sin tendencia (Y''_i). También a los seis registros con tendencia se les ajustó un modelo de regresión lineal para representarla y se buscó si su pendiente resultaba estadísticamente diferente de cero con una prueba basada en la t de Student, la cual se expone en el Apéndice 4; los resultados se citan en el cuadro 3. Exclusivamente en el registro de la estación Excamé su pendiente es igual a cero.

Con el objeto de verificar numéricamente las pendientes (m) estimadas con la regresión lineal (Apéndice 4), que se sabe son afectadas por los valores dispersos, se aplicó el criterio (ms) de Sen (1968) expuesto en el Apéndice 5. Sus resultados se tienen en la última columna

del cuadro 3. Se observa que los valores de ms son bastante similares a los de m , con lo cual ambas estimaciones adquieren confiabilidad, ya que proceden de enfoques bastante disímiles.

En las figuras 2, 3 y 4 se muestra el comportamiento de los registros de las estaciones Villa García, La Villita y Juchipila; la primera presenta la tendencia ascendente más suave o ligera, y la segunda lo contrario. La estación Juchipila requirió un análisis especial, ya que su tendencia detectada es negativa. Con excepción de la estación Villa García, todos los registros que mostraron tendencia con la prueba de Mann-Kendall resultaron no homogéneos con el test de Cramer. Como esta prueba se aplicó con dos subperiodos de la mitad del registro, en todas las estaciones con tendencia, excepto Juchipila, se obtuvieron estadísticos negativos para el primer subtramo y positivos para el segundo, indicando con ello una media menor que la general al inicio y mayor en el segundo subperiodo. Lo anterior indica tendencia ascendente.

Al comentar con la oficina de Hidrometeorología de la Dirección Estatal de la Conagua en Zacatecas, la tendencia negativa encontrada en la estación Juchipila para su registro de temperatura máxima del mes de mayo, se recibió información relativa a un cambio de ubicación en el año 1980, el cual modificó sus condiciones circundantes. La aplicación de las tres pruebas generales y de las 11 específicas al registro de la estación Juchipila por subtramos, 1947-1980 y 1981-2012, indica que el primer lapso es no homogéneo y presenta tendencia según el test de Kendall y exceso de variabilidad con base en el test de Bartlett. En cambio, el segundo lapso es homogéneo de acuerdo con la mayoría de las pruebas. Por lo anterior, los resultados de la estación Juchipila, mostrados en el cuadro 4, no serán tomados en cuenta para la formulación de las conclusiones.

Recientemente, algunos autores como Arora *et al.* (2005) y Singh *et al.* (2008) prefieren dibujar las anomalías de la temperatura en lugar de sus valores puntuales, como se muestra para la estación Monte Escobedo en la figura 5.

Cuadro 3. Resultados del test de Mann-Kendall aplicado a las series indicadas y del ajuste de la regresión lineal para detectar tendencia en los registros de temperatura máxima del mes de mayo de las estaciones climatológicas indicadas del estado de Zacatecas, México.

| Núm. | Nombre | Serie X_i | | | Serie X'_i | | | Serie Y'_i | | | Tendencia lineal de la serie X_i | | | | | | Pend. ms |
|------|---------------------|-------------|--------|----|--------------|--------|----|--------------|--------|----|------------------------------------|--------|----------|--------|-------|------------|-------------|
| | | Ss | Zs | T* | Ss | Zs | T* | Ss | Zs | T* | m | b | r_{xy} | t | tc | R** | |
| 8 | Monte Escobedo | 416 | 3.471 | Si | 321 | 2.677 | Si | 375 | 3.128 | Si | 0.078 | 30.176 | 0.508 | 4.089 | 2.011 | $m \neq 0$ | 0.0667 |
| 9 | Villa García | 389 | 2.301 | Si | 285 | 1.684 | No | 375 | 2.218 | Si | 0.041 | 31.925 | 0.275 | 2.238 | 2.000 | $m \neq 0$ | 0.0455 |
| 10 | San Pedro Piedra G. | 564 | 3.262 | Si | 476 | 2.752 | Si | 630 | 3.644 | Si | 0.053 | 31.475 | 0.453 | 4.003 | 1.999 | $m \neq 0$ | 0.0455 |
| 12 | La Villita | 910 | 6.599 | Si | 447 | 3.238 | Si | 655 | 4.748 | Si | 0.118 | 34.609 | 0.817 | 10.332 | 2.006 | $m \neq 0$ | 0.1207 |
| 13 | Excarné | 355 | 1.916 | No | 241 | 1.299 | No | 265 | 1.429 | No | 0.016 | 35.246 | 0.227 | 1.878 | 1.997 | $m = 0$ | 0.0172 |
| 15 | Juchipila | -580 | -3.204 | Si | -419 | -2.313 | Si | -617 | -3.409 | Si | -0.043 | 41.167 | -0.409 | -3.586 | 1.998 | $m \neq 0$ | -0.0310 |

*Tendencia. **Resultado.

Respecto al cociente de temperaturas máximas medias

Hu y Liu (2010), en un estudio sobre el *cambio climático*, analizaron 31 registros de lluvia anual de amplio periodo (más de 50 años) a través de China, encontrado que el cociente del valor medio reciente de los últimos 10 años al de largo periodo, fluctuó de 0.89 a 1.11, con un valor medio igual a la unidad. Por ello concluyen que la lluvia en tal país no muestra efectos cuantitativos del cambio climático.

El cuadro 4 está formado por tres porciones. En la primera se exponen los parámetros estadísticos de la temperatura máxima del mes de mayo: media (\bar{X}), desviación estándar (S) y coeficientes de variación (Cv), asimetría (Cs), curtosis (Ck) y correlación serial de orden uno (r_1). En la segunda parte se tienen las medias (\bar{x}_i) de los últimos 5, 10 y 15 años del registro. En la tercera se presentan los cocientes de \bar{x}_i entre \bar{X} .

Los últimos cinco renglones del cuadro 4 muestran gran similitud en los indicadores de los tres cocientes establecidos, con mayor dispersión para el cociente CO_5 y una semejanza idéntica para los estadísticos de tendencia central de los cocientes CO_{10} y CO_{15} . La mediana y la moda se estimaron con base en la distribución gamma mixta, sin incluir los resultados de la estación Juchipila.

En la columna final del cuadro 4 se tienen las diferencias entre la media de un lapso final de 15 años y la de todo el registro. Para las cuatro estaciones climatológicas que mostraron tendencia ascendente —Monte Escobedo, Villa García, San Pedro Piedra Gorda y La Villita, todas ellas de la Región Hidrológica 12 Parcial (Río Santiago)— se tiene una diferencia máxima de 2.5 °C y mínima de 1.7 °C, con un valor promedio aproximado de 2.1 °C, que puede ser considerado el incremento medio que ha mostrado esta subregión del estado de Zacatecas debido al cambio climático.

Impacto del desarrollo urbano

Seis de las 16 estaciones climatológicas procesadas (cuadro 1) se ubican dentro de áreas urba-

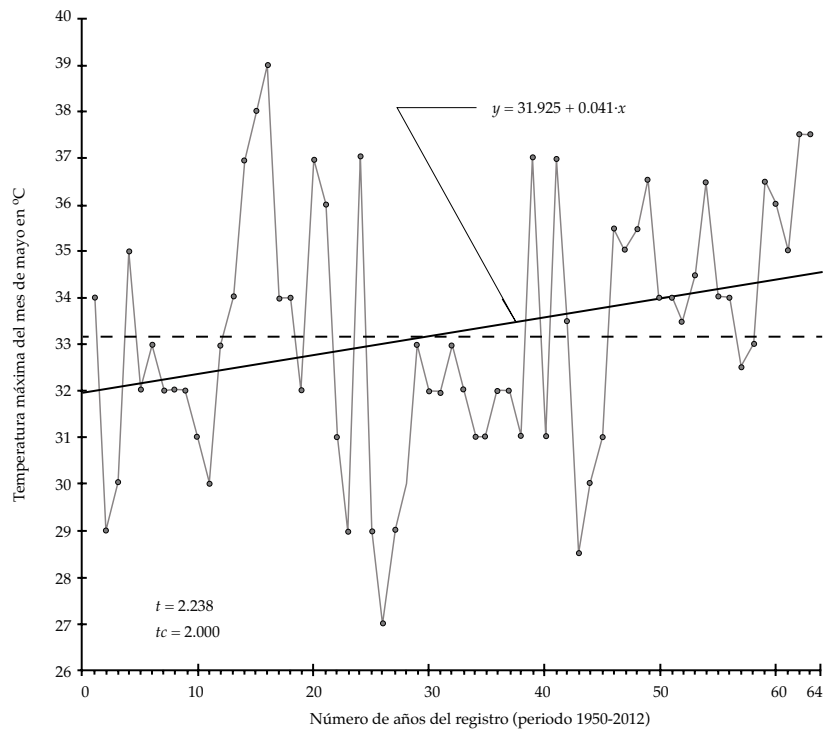


Figura 2. Serie cronológica de la temperatura máxima (°C) del mes de mayo de la estación climatológica Villa García, Zacatecas, México.

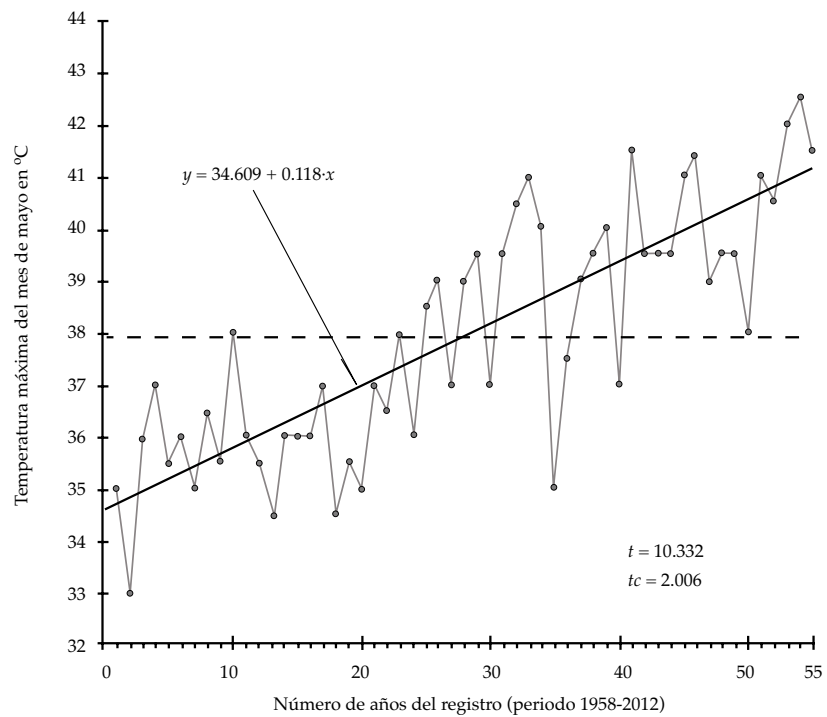


Figura 3. Serie cronológica de la temperatura máxima (°C) del mes de mayo de la estación climatológica La Villita, Zacatecas, México.

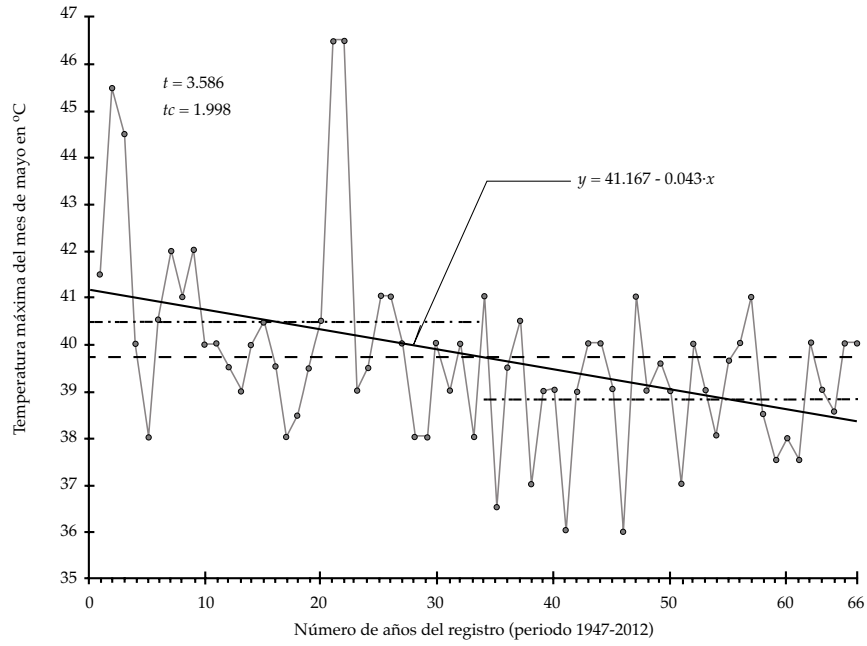


Figura 4. Serie cronológica de la temperatura máxima (°C) del mes de mayo de la estación climatológica Juchipila, Zacatecas, México.

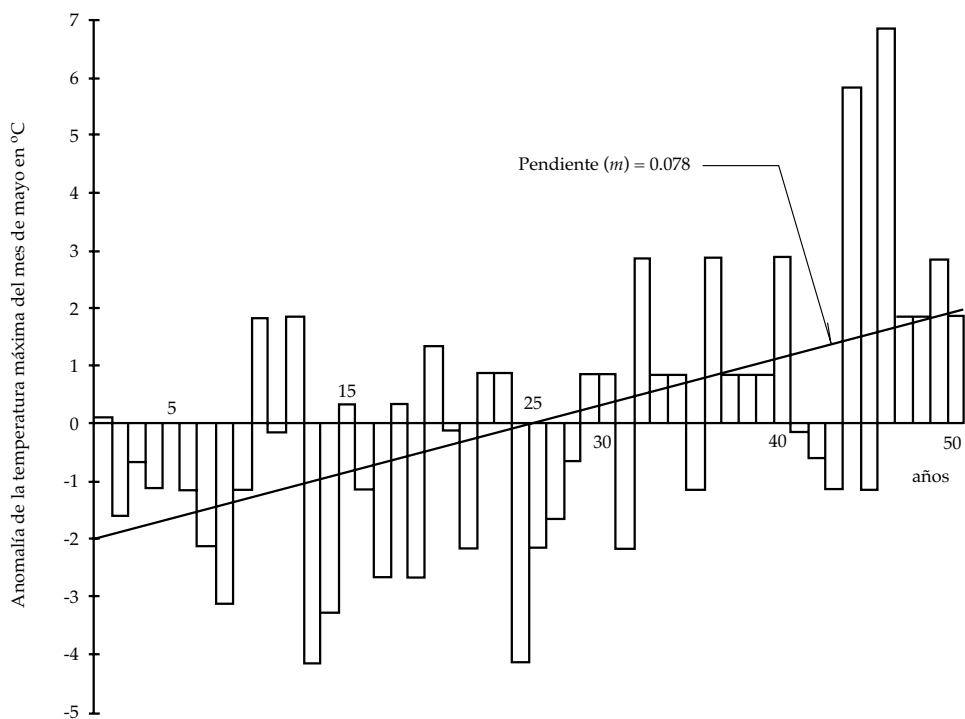


Figura 5. Anomalías de la temperatura máxima (°C) del mes de mayo de la estación climatológica Monte Escobedo, Zacatecas, México.

Cuadro 4. Parámetros estadísticos, cocientes y diferencia de medias de la temperatura máxima (°C) del mes de mayo en las 16 estaciones climatológicas de amplio registro del estado de Zacatecas, México.

| Núm. | Nombre | Parámetros estadísticos | | | | | | Medias | | | | Cocientes (\bar{x}_i / \bar{X}) | | | |
|---------------------|------------------------|-------------------------|-------|-------|--------|-------|-------|-------------|----------------|----------------|-----------------|-------------------------------------|------------------|--------------------------|--|
| | | \bar{X} | S | Cv | Cs | Ck | r_1 | \bar{x}_5 | \bar{x}_{10} | \bar{x}_{15} | CO ₅ | CO ₁₀ | CO ₁₅ | $\bar{x}_{15} - \bar{X}$ | |
| 1 | Chalchihuites | 33.3 | 2.909 | 0.087 | -1.581 | 7.511 | 0.229 | 34.2 | 33.5 | 33.9 | 1.028 | 1.007 | 1.018 | 0.6 | |
| 2 | Presa Santa Rosa | 31.4 | 1.511 | 0.048 | -0.099 | 3.126 | 0.189 | 31.9 | 31.0 | 31.3 | 1.017 | 0.988 | 0.999 | -0.1 | |
| 3 | El Sauz | 34.3 | 1.885 | 0.055 | -0.380 | 4.772 | 0.306 | 34.0 | 33.3 | 33.9 | 0.992 | 0.971 | 0.988 | -0.4 | |
| 4 | El Cazadero | 34.5 | 1.715 | 0.050 | -1.137 | 5.816 | 0.026 | 34.1 | 34.0 | 34.2 | 0.989 | 0.985 | 0.993 | -0.3 | |
| 5 | Zacatecas | 30.6 | 1.568 | 0.051 | -0.567 | 3.858 | 0.295 | 32.1 | 31.4 | 31.4 | 1.049 | 1.024 | 1.027 | 0.8 | |
| 6 | Calera | 32.0 | 1.702 | 0.053 | -0.111 | 3.108 | 0.276 | 33.3 | 32.2 | 32.1 | 1.042 | 1.007 | 1.004 | 0.1 | |
| 7 | Agua Nueva | 35.6 | 2.077 | 0.058 | -0.001 | 2.693 | 0.246 | 36.7 | 35.5 | 35.5 | 1.031 | 0.997 | 0.997 | -0.1 | |
| 8 | Monte Escobedo | 32.2 | 2.225 | 0.069 | 0.671 | 4.336 | 0.112 | 35.2 | 34.0 | 33.9 | 1.095 | 1.056 | 1.054 | 1.7 | |
| 9 | Villa García | 33.2 | 2.731 | 0.082 | 0.020 | 2.442 | 0.414 | 36.5 | 35.3 | 35.0 | 1.098 | 1.061 | 1.053 | 1.8 | |
| 10 | San Pedro Piedra Gorda | 33.2 | 2.158 | 0.065 | 0.408 | 3.716 | 0.442 | 37.5 | 36.1 | 35.5 | 1.130 | 1.088 | 1.069 | 2.3 | |
| 11 | La Florida | 35.3 | 2.159 | 0.061 | -0.033 | 2.817 | 0.382 | 38.1 | 36.2 | 35.6 | 1.081 | 1.027 | 1.010 | 0.3 | |
| 12 | La Villita | 37.9 | 2.321 | 0.061 | 0.084 | 2.126 | 0.691 | 41.5 | 40.5 | 40.4 | 1.094 | 1.068 | 1.065 | 2.5 | |
| 13 | Excámé | 35.8 | 1.414 | 0.039 | 0.016 | 2.431 | 0.112 | 37.0 | 36.1 | 36.1 | 1.033 | 1.008 | 1.008 | 0.3 | |
| 14 | Presa El Chique | 38.1 | 2.120 | 0.056 | 1.224 | 6.721 | 0.385 | 39.5 | 39.2 | 39.2 | 1.036 | 1.028 | 1.029 | 1.1 | |
| 15 | Juchipila | 39.7 | 2.034 | 0.051 | 1.376 | 6.484 | 0.395 | 39.5 | 39.0 | 39.1 | 0.995 | 0.982 | 0.985 | -0.6 | |
| 16 | El Platanito | 41.0 | 1.569 | 0.038 | -0.282 | 3.877 | 0.195 | 41.7 | 41.0 | 40.9 | 1.016 | 0.998 | 0.997 | -0.1 | |
| Valores mínimos | | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 0.989 | 0.971 | 0.988 | - | |
| Valores máximos | | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 1.130 | 1.088 | 1.069 | - | |
| Valores promedio | | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 1.049 | 1.021 | 1.021 | - | |
| Valor de la mediana | | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 1.048 | 1.021 | 1.021 | - | |
| Valor de la moda | | - | - | - | - | - | - | - | - | - | 1.047 | 1.020 | 1.020 | - | |

nas: Chalchihuites, Zacatecas, Monte Escobedo, Villa García, San Pedro Piedra Gorda y Presa El Chique. Sin embargo, sólo Zacatecas está dentro de una ciudad densamente poblada y el resto se localiza en pueblos que incluso tienen huertas y áreas de cultivo cercanas, además de un escaso número de vehículos automotores, de manera que el impacto de la urbanización es aún leve o escaso. Resulta interesante destacar que en la última columna del cuadro 4, todas las estaciones citadas muestran una diferencia positiva entre la media reciente y la de amplio periodo, destacando San Pedro Piedra Gorda, Villa García y Monte Escobedo.

Conclusiones

El resultado fundamental de este estudio es que la temperatura máxima del mes de mayo, como indicadora probable del comportamiento general de la temperatura en el estado de Zacatecas, México, está aumentando en la *subregión* que corresponde a la Región Hidrológica 12 Parcial (Río Santiago), en la cual cuatro estaciones climatológicas de las ocho procesadas mostraron tendencia ascendente significativa, con un valor medio del incremento de 2.1 °C, entre la media reciente y la de largo periodo (ver cuadro 4).

Por lo anterior, se sugiere realizar este análisis en otros estados de la república mexicana, o bien en otras regiones o subregiones hidrológicas, para establecer si este aumento de la temperatura es generalizado y donde se detecte, como en la *subregión* citada del estado de Zacatecas, México, establecer medidas orientadas a redimensionar los sistemas de abastecimiento de todo tipo, pues la evaporación y la evapotranspiración sin duda estarán aumentando, disminuyendo con ello la disponibilidad en los embalses e incrementando las necesidades hídricas de los cultivos tanto bajo riego como de temporal.

Agradecimientos

Se agradece al ingeniero Humberto Abelardo Díaz Valdez, de la Dirección Local Zacatecas de la Conagua, la excelente disposición con el autor para proporcionar y/o verificar

información climatológica o histórica de las estaciones procesadas.

Apéndice 1: Referencias para 13 de las 16 pruebas estadísticas aplicadas

1. Test del Cociente de Geary (CG)

Relaciona la desviación media absoluta del registro con su desviación estándar. Cuando el CG se aparta de la unidad, indica pérdida de normalidad. Su expresión es la siguiente (Machiwal & Jha, 2012):

$$CG = \frac{\sqrt{\pi/2} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - \bar{X}|}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2 \right]^{1/2}} \quad (\text{A.1})$$

2. Test de Shapiro-Wilk (SW)

También conocido como *Test W*, emplea valores tabulados para calcular su estadístico. Su procedimiento y datos necesarios se pueden consultar en Shapiro y Wilk (1965), y en Ruiz-Maya (1977) para registros de hasta 50 datos, y en Shapiro (1998) para series de hasta 98 valores.

3. Prueba de Helmer (PH)

Esta es una prueba no paramétrica que se basa en secuencias y cambios respecto a la media, la cual se pueden consultar en Mather (1977) y Campos-Aranda (1998).

4. Prueba de las secuencias (PS)

Esta prueba no paramétrica emplea las secuencias que se forman respecto a la mediana; se pueden consultar en Thom (1971) y Campos-Aranda (1998).

5. Prueba de Von Neumann (PV)

Esta prueba paramétrica detecta pérdida de aleatoriedad por componentes determinísticas

no especificadas; su procedimiento operativo se puede consultar en WMO (1971), Buishand (1982), y Machiwal y Jha (2012).

6. Test de Anderson de persistencia (TA)

Esta es una prueba paramétrica que se basa en el coeficiente de correlación serial de orden 1 (r_1), la cual se pueden consultar en WMO (1971), Linsley, Kohler y Paulhus (1988), y Campos-Aranda (1998).

7. Test de Sneyers de persistencia (TS)

Es una prueba no paramétrica, recomendada cuando el registro no es normal. Se puede consultar en WMO (1971), y Machiwal y Jha (2012).

11. Test de Bartlett de variabilidad (TB)

Esta prueba paramétrica, también llamada de *homogeneidad de varianzas*, busca inconsistencia debido a la dispersión. Su secuela se puede consultar en WMO (1971) y Ruiz-Maya (1977).

12. Test de Cramer de cambio en la media (TC)

Esta prueba no paramétrica compara la media de un subperiodo con la del registro; se puede consultar en WMO (1971) y Campos-Aranda (1998).

13-16. Tests de Buishand de cambio en la media (TB₁ a TB₄)

La gráfica de las desviaciones acumuladas con respecto de la media se denomina *curva masa residual*, permite reconocer fácilmente los cambios que han ocurrido en ésta y por ello Buishand (1982) presentó cuatro pruebas basadas en estadísticos (Q , R , U y A) tomados de tal curva. Aplicaciones de estas pruebas en México se pueden consultar en Gutiérrez-López, Arellano-Lara y Aparicio-Mijares (2007), y en Campos-Aranda (2008).

Apéndice 2: Descripción de los tres test de tendencia

Machiwal y Jha (2008) aplicaron 12 pruebas para detección de la tendencia, la mayoría paramétricas y encontraron que los tres test siguientes fueron los de mayor potencia o más confiables.

8. Test de Kendall (TK)

Esta prueba paramétrica también se conoce como de *correlación de rangos* (Machiwal & Jha, 2012). Es muy efectiva si la tendencia fundamental es de tipo lineal o se aproxima a ésta. Su procedimiento consiste en evaluar el número p en todos los pares de observaciones (x_i, x_j ; con $i = 1$ a $n - 1$; $j = i + 1$ a n) en que x_j es mayor que x_i ; después se calculan las estadísticas siguientes (Kottegoda, 1980):

$$\tau = \left[\frac{4p}{n(n-1)} \right] - 1 \quad (\text{A.2})$$

$$\sigma_\tau^2 = \frac{2(2n+5)}{9n(n-1)} \quad (\text{A.3})$$

Si el cociente τ/σ_τ es menor que ± 1.960 , el registro no presenta tendencia en una prueba de dos colas con un nivel de significancia α de 5%.

9. Test de Spearman (TS₁)

En esta prueba no paramétrica, que se conoce como *correlación del orden de rangos* (Machiwal & Jha, 2012), primero se ordenan los datos de menor a mayor y se sustituye cada elemento del registro por su rango (k_i); después, para cada dato de la serie original, se calculan las diferencias: $d_i = k_i - i$, con $i = 1$ a n y se evalúan las estadísticas siguientes (WMO, 1971; Adeloey & Montaseri, 2002):

$$R_k = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (\text{A.4})$$

$$t = R_k \sqrt{\frac{n-2}{1-R_k^2}} \quad (\text{A.5})$$

El valor de la ecuación anterior se compara con el intervalo que define $\pm t_c$ tomado de la distribución t de Student con $n - 2$ grados de libertad y nivel de significancia α , para una prueba de dos colas; si lo excede ($t > t_c$), existe tendencia.

10. Test de Mann-Kendall (TM)

Es una prueba no paramétrica que busca tendencia en la serie sin importar si es lineal o no lineal; pero el registro no debe mostrar persistencia. Su estadístico operativo S_s es la suma de los signos de las diferencias (z) de todas las parejas factibles de formar, por ello su expresión es (Manly, 2001):

$$S_s = \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} \text{signo}(x_i - x_j) \quad (\text{A.6})$$

en la cual el signo (z) es -1 para $z < 0$, 0 para $z = 0$ y $+1$ para $z > 0$. Para una serie con valores aleatorios se espera que $S_s = 0$, cuya varianza es (Hirsch, Helsel, Cohn, & Gilroy, 1993; Machiwal & Jha, 2012):

$$\text{Var}(S_s) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (\text{A.7})$$

El estadístico de la prueba es:

$$Z_s = \frac{S_s + m_c}{\sqrt{\text{Var}(S_s)}} \quad (\text{A.8})$$

En la expresión anterior, $m_c = 1$ cuando $S_s < 0$ y $m_c = -1$ para $S_s > 0$. Si el valor absoluto de Z_s es mayor que el valor crítico de la distribución Normal estándar, la serie presenta tendencia creciente o decreciente con un nivel de significancia α . Para $\alpha = 5\%$, el valor crítico es 1.960. La varianza (ecuación (A.7)) se debe corregir cuando existen datos iguales o la muestra es censurada (Hirsch *et al.*, 1993).

Hamed y Rao (1998) desarrollaron una corrección para la ecuación (A.7), que toma en cuenta la persistencia de la serie, la cual permite la aplicación del Test de Mann-Kendall a datos autocorrelacionados. Sonali y Nagesh-Kumar (2013) presentan dos enfoques de corrección de la prueba de Mann-Kendall basados en modificar su varianza (ecuación (A.7)). Kundzewicz y Robson (2004) exponen otros procedimientos de aplicación de la prueba de Mann-Kendall, los cuales utilizan el re-muestreo estadístico.

Apéndice 3: eliminación de la persistencia por pre-blanqueado del registro

Desde mediados de la década de 1990 se estableció que la correlación serial positiva de una muestra o registro incrementa la posibilidad de que el Test de Mann-Kendall (TM) detecte tendencia significativa. Para eliminar tal influencia se propuso el *pre-blanqueado* del registro, considerando que tal componente de correlación serial es un proceso autorregresivo de orden uno [AR(1)] y que por lo tanto debe ser retirado antes de aplicar el test TM (Burn & Hag-Elnur, 2002).

Posteriormente, Yue, Pilon, Phinney y Cavadias (2002) demostraron, mediante simulación aleatoria, que cuando un proceso AR(1) y una tendencia lineal existen en una serie, la remoción del proceso autorregresivo con el pre-blanqueado también elimina una parte de la tendencia. Lo anterior se observa considerando que un registro (X_t) está formado por una tendencia lineal ($T_t = \beta \cdot t$) y un proceso AR(1), con r_1 como el coeficiente de correlación serial de orden uno y ε_t como el ruido blanco o componente aleatoria ($A_t = r_1 \cdot A_{t-1} + \varepsilon_t$), es decir:

$$X_t = T_t + A_t \quad (\text{A.9})$$

El registro preblanqueado será:

$$X'_t = X_t - r_1 \cdot X_{t-1} \quad (\text{A.10})$$

Sustituyendo en la expresión anterior la ecuación (A.9) y el proceso AR(1) se tiene:

$$\begin{aligned} X'_t &= \beta \cdot t + A_t - r_1 [\beta(t-1) + A_{t-1}] \\ &= \beta \cdot t + (r_1 \cdot A_{t-1} + \varepsilon_t) - r_1 \cdot \beta(t-1) - r_1 \cdot A_{t-1} \end{aligned} \quad (\text{A.11})$$

Simplificando y agrupando se tiene:

$$X'_t = (1 - r_1) \cdot \beta \cdot t + \varepsilon_t + r_1 \cdot \beta \quad (\text{A.12})$$

En la expresión anterior se observa que el proceso autorregresivo ha sido eliminado, pero ahora la pendiente de la serie pre-blanqueada es $\beta' = (1 - r_1) \cdot \beta$; entonces, cuando se remueve un AR(1) positivo ($r_1 > 0$) se tiene que $|\beta'| < |\beta|$, indicando que el pre-blanqueo elimina parte de tendencia. Cuando AR(1) es negativo ($r_1 < 0$), ocurre lo contrario, $|\beta'| > |\beta|$, de manera que el pre-blanqueo incrementa la tendencia.

Debido a lo anterior, Yue *et al.* (2002), y Yue, Pilon y Phinney (2003) propusieron un *pre-blanqueo libre de tendencia*, que consiste en identificar la tendencia lineal (T_t) y retirarla de la serie (X_t), para obtener una muestra sin tendencia (Y_t), esto es:

$$Y_t = X_t - T_t = X_t - \beta \cdot t \quad (\text{A.13})$$

Después se elimina el proceso AR(1), cuando el r_1 resultó estadísticamente significativo o diferente de cero, para obtener la serie de valores independientes (Y'_t), ésta es:

$$Y'_t = Y_t - r_1 \cdot Y_{t-1} \quad (\text{A.14})$$

Finalmente, se suma la tendencia identificada para obtener una muestra mezclada (Y''_t), que incluye tendencia y otros componentes, como el ruido blanco, pero que no está influenciada por la correlación serial; a esta serie se le aplica el test de Mann-Kendall:

$$Y''_t = Y'_t + T_t = Y'_t + \beta \cdot t \quad (\text{A.15})$$

Apéndice 4: Recta de regresión para la tendencia lineal

Se considera que la variable dependiente (y) son las temperaturas anuales T_i en °C y los tiempos

o años A_i son las abscisas (x), en este caso iguales al i -ésimo valor i . Para probar si la pendiente (m) de la recta de regresión ajustada por mínimos cuadrados de los residuos es estadísticamente diferente de cero, se usa una prueba basada en la t de Student definida por las ecuaciones siguientes (Ostle & Mensing, 1975):

$$T = b + m \cdot A \quad (\text{A.16})$$

$$b = \bar{T} - m \cdot \bar{A} \quad (\text{A.17})$$

$$m = \frac{\text{Cov}(T, A)}{\text{Var}(A)} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n T_i \cdot i - \bar{T} \cdot \bar{A}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n i^2 - \bar{A}^2} \quad (\text{A.18})$$

$$r_{xy} = \frac{\text{Cov}(T, A)}{\sqrt{\text{Var}(T) \cdot \text{Var}(A)}} \quad (\text{A.19})$$

$$\text{Var}(T) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n T_i^2 - \bar{T}^2 \quad (\text{A.20})$$

$$t = \frac{m}{\sqrt{S_m^2}} \quad (\text{A.21})$$

$$S_m^2 = \frac{S_E^2}{\sum_{i=1}^n (A_i - \bar{A})^2} \quad (\text{A.22})$$

$$S_E^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (T_i - \hat{T}_i)^2}{(n-2)} \quad (\text{A.23})$$

\bar{T} y \bar{A} son las medias aritméticas; r_{xy} es el coeficiente de correlación, el cual varía de cero a ± 1 . La pendiente m tiene unidades de °C/año y la ordenada al origen b de °C. En la ecuación (A.23), \hat{T}_i es el valor estimado con la recta de regresión (ecuación (A.16)). S_E^2 y S_m^2 son las varianzas de los errores y de la pendiente de la recta de regresión. Si el valor calculado t (ecuación

(A.21)) es mayor que el crítico (t_c), obtenido para la distribución t de Student con $n - 2$ grados de libertad y $\alpha = 5\%$, en una prueba de dos colas, la pendiente m es significativa, es decir, existe tendencia lineal. El problema de esta prueba es que no distingue entre persistencia y tendencia (Adeloye & Montaseri, 2002); además, la estimación de m es sensible a la no normalidad de los datos (Sen, 1968).

Apéndice 5: Pendiente de la tendencia (ms) según criterio de Pranab Kumar Sen

Sen (1968) propuso utilizar el criterio de análisis de la tendencia establecido en el test de Kendall para estimar su pendiente (ms), definiéndola como el valor mediano (MED) de las pendientes parciales, es decir:

$$ms = MED \left[\frac{X_j - X_i}{j - i} \right] \text{ para toda } j > i \quad (\text{A.24})$$

X_j y X_i son los datos, en este caso temperaturas máximas de mayo, en los tiempos j e i , que son años; ms tiene unidades de $^{\circ}\text{C}/\text{año}$. Siendo n el número de datos, entonces habrá $n(n - 1)/2$ pendientes parciales. El signo positivo de ms define tendencias ascendentes y el negativo descendentes (Sonali & Nagesh-Kumar, 2013). Machiwal y Jha (2012) indican que la estimación ms es resistente o robusta a la presencia de valores dispersos (*outliers*).

Referencias

- Adeloye, A. J., & Montaseri, M. (2002). Preliminary Streamflow Data Analyses Prior to Water Resources Study. *Hydrological Sciences Journal*, 47(5), 679-692.
- Arora, M., Goel, N. K., & Singh, P. (2005). Evaluation of Temperature Trends over India. *Hydrological Sciences Journal*, 50(1), 81-93.
- Buishand, T. A. (1982). Some Methods for Testing the Homogeneity of Rainfall Records. *Journal of Hydrology*, 58, 11-27.
- Burn, D. H., & Hag-Elnur, M. A. (2002). Detection of Hydrologic Trends and Variability. *Journal of Hydrology*, 255, pp. 107-122.
- Campos-Aranda, D. F. (1998). Capítulo 4: Precipitación (pp. 4.1-4.100) y Capítulo 8: Escurrimiento (pp. 8.1-8.76) (tercera reimpresión). En *Procesos del Ciclo Hidrológico*. San Luis Potosí, México: Editorial Universitaria Potosina.
- Campos-Aranda, D. F. (2008). *Cuatro pruebas de homogeneidad para registros de lluvia anual basadas en la curva masa residual*. Ponencia. Tema: Hidrología Superficial y Subterránea. XX Congreso Nacional de Hidráulica, 6 de octubre de 2008, Toluca, Estado de México.
- Cavadias, G. S. (1995). Climatic Change, River Flows and Water Resources Development. Chapter 8 (pp. 259-272). In G. W. Kite (Ed.). *Time and the River*. Highlands Ranch, USA: Water Resources Publications.
- Gutiérrez-López, A., Arellano-Lara, F., & Aparicio-Mijares, F. J. (septiembre, 2006-enero, 2007). Determinación de periodos de cambio climático, empleando pruebas de ruptura de series, *Tlaloc*, 38, 4-11.
- Hamed, K. A., & Rao, A. R. (1998). A Modified Mann-Kendall Trend Test for Auto-Correlated Data. *Journal of Hydrology*, 204, 182-196.
- Hirsch, R. M., Helsel, D. R., Cohn, T. A., & Gilroy, E. J. (1993). Statistical Analysis of Hydrologic Data. Chapter 17 (pp. 17.1-17.55). In D. R. Maidment (Ed. in Chief). *Handbook of Hydrology*. New York: McGraw-Hill, Inc.
- Hu, Ch., & Liu, Ch. (2010). Climate Changes and Changes of Runoff and Sediment Loads from Chinese Rivers (pp. 40-50). In *Climate Change and Adaptation for Water Resources in Yellow River Basin*, IHP, VII Technical Document in Hydrology. UNESCO office in Beijing, China.
- IPCC (2007). *Climate Change 2007-The Physical Science Basis*. Fourth Assessment Report. Working Group I. Cambridge University Press. Cambridge, United Kingdom: Intergovernment Panel on Climatic Change. Recuperado de http://www.wmo.int/pages/partners/ipcc/index_en.html.
- Kottegoda, N. T. (1980). Chapter 2: Analysis of Hydrologic Time Series (pp. 20-66). In *Stochastic Water Resources Technology*. London: The MacMillan Press, Ltd.
- Kundzewicz, Z. W., & Robson, A. J. (2004). Change Detection in Hydrological Records-A Review of the Methodology. In *Hydrological Sciences Journal*, 49(1), 7-19.
- Linsley, R. K., Kohler, M. A., & Paulhus, J. L. (1988). Chapter 14: Stochastic Hydrology (pp. 374-397). In *Hydrology for Engineers*. London: McGraw-Hill Book Co., SI Metric Edition.
- Machiwal, D., & Jha, M. K. (2008). Comparative Evaluation of Statistical Tests for Time Series Analysis: Application to Hydrological Time Series. *Hydrological Sciences Journal*, 53(2), 353-366.
- Machiwal, D., & Jha, M. K. (2012). Chapter 4: Methods for Time Series Analysis (pp. 51-84). In *Hydrologic Time Series Analysis: Theory and Practice*. Dordrecht, The Netherlands: Springer.

- Manly, B. F. J. (2001). Chapter 8: Time Series Analysis (pp. 192-222). *Statistics for Environmental Science and Management*. Boca Raton, USA: Chapman & Hall/CRC.
- Martínez, C. J., Maleski, J. J., & Miller, M. F. (2012). Trends in Precipitation and Temperature in Florida, USA. *Journal of Hydrology*, 452-453, 259-281.
- Martínez-Austria, P. F., & Aguilar-Chávez, A. (Eds.). (2008). Prólogo. En *Efectos del cambio climático en los recursos hídricos de México. Volumen II*. (pp. 7-9). México, DF: Semarnat-IMTA.
- Mather, J. R. (1977). Exercise II: Skewness, Homogeneity and Correlation (pp. 9-14). In *Workbook in Applied Climatology. Publications in Climatology*, 30(1). New Jersey: Laboratory of Climatology.
- Montero-Martínez, M. J., & Pérez-López, J. L. (2008). Regionalización de proyecciones de precipitación y temperatura en superficie aplicando el método REA para México. Capítulo 1 (pp. 11-21). En *Efectos del cambio climático en los recursos hídricos de México. Volumen II*. En P. F. Martínez-Austria & A. Aguilar-Chávez (Eds.). México, DF: Semarnat-IMTA.
- Montero-Martínez, M. J., Martínez-Jiménez, J., Castillo-Pérez, N. I., & Espinoza-Tamarindo, B. E. (2010). Escenarios climáticos en México proyectados para el siglo XXI: precipitación y temperatura máxima y mínima. Capítulo 2 (pp. 39-63). En *Efectos del cambio climático en los recursos hídricos de México. Volumen III: Atlas de vulnerabilidad hídrica para México ante el Cambio Climático*, editores P. F. Martínez-Austria & C. Patiño-Gómez. Semarnat-IMTA. México, D. F. 164 páginas.
- Mujumdar, P. P., & Nagesh-Kumar, D. (2012). Theme 4.4: Statistical Downscaling Approaches (pp. 47-64). In *Floods in a Changing Climate. Hydrologic Modeling*. Cambridge, United Kingdom: International Hydrology Series (UNESCO).
- Ostle, B., & Mensing, R. W. (1975). Chapter 7: Regression Analysis (pp. 165-236). In *Statistics in Research* (third edition). Ames, USA: Iowa State University Press.
- Ruiz-Maya, L. (1977). Capítulo 9: Condiciones paramétricas del análisis de varianza (pp. 233-249). En *Métodos estadísticos de investigación*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- Sen, P. K. (1968). Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. *Journal of the American Statistical Association*, 63(324), 1379-1389.
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika*, 52, 591-611.
- Shapiro, S. S. (1998). Selection, Fitting and Testing Statistical Models. Chapter 6 (pp. 6.1-6.35) (second edition). In H. M. Wadsworth (Ed.). *Handbook of Statistical Methods for Engineers and Scientists*. New York: McGraw-Hill Inc.
- Singh, P., Kumar, V., Thomas, T., & Arora, M. (2008). Basin-Wide Assessment of Temperature Trends in Northwest and Central India. *Hydrological Sciences Journal*, 53(2), 421-433.
- Sonali, P., & Nagesh-Kumar, D. (2013). Review of Trend Detection Methods and their Application to Detect Temperature Changes in India. *Journal of Hydrology*, 476, 212-227.
- Thom, H. C. S. (1971). *Some Methods of Climatological Analysis*. (53 pp.). Technical Note No. 81. Geneva, Switzerland: World Meteorological Organization.
- WMO (1971). Annexed III: Standard Tests of Significance to be recommended in Routine Analysis of Climatic Fluctuations (pp. 58-71). Technical Note No. 79, WMO-No. 195. In *Climatic Change*. Geneva, Switzerland: Secretariat of the World Meteorological Organization.
- Yevjevich, V. (1995). Statistics in Hydrology and Water Resources Management. Chapter 5 (pp. 121-154). In G. W. Kite (Ed.). *Time and the River*. Highlands Ranch, USA: Water Resources Publications.
- Yue, S., Pilon, P., Phinney, B., & Cavadias, G. (2002). The Influence of Autocorrelation on the Ability to Detect Trend in Hydrological Series. *Hydrological Processes*, 16, 1807-1829.
- Yue, S., Pilon, P., & Phinney, B. (2003). Canadian Streamflow Trend Detection: Impacts of Serial and Cross-Correlation. *Hydrological Sciences Journal*, 48(1), 51-63.

Dirección del autor

Dr. Daniel Francisco Campos Aranda

Profesor jubilado de la Universidad Autónoma de San Luis Potosí

Genaro Codina 240, Colonia Jardines del Estadio
78280 San Luis Potosí, San Luis Potosí, México
campos_aranda@hotmail.com