Referencias climáticas a partir de la señal de tendencia estadística de temperatura media mensual en el Valle de Aguascalientes, México (1950-2025)

Miguel Ángel González-González[1]

[1] Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias, C.P. 20670, Carr. Ags. – Zac. Km 32.5, Pabellón de Arteaga, Ags., México, gonzalez.miguelangel@inifap.gob.mx

Resumen

El cambio climático ha afectado las temperaturas a escala global, aunque sus manifestaciones presentan una marcada heterogeneidad espacial y temporal. Este estudio analiza la señal de tendencia de temperatura media mensual en el Valle de Aguascalientes (México) durante el periodo 1950-2025 y evalúa un periodo de referencia reciente de 30 años (1996-2025). Se utilizaron datos de reanálisis de ERA5-Land. A las series mensuales se les aplicaron la prueba no paramétrica de Mann-Kendall y el estimador de pendiente de Sen para detectar la señal de tendencia y cuantificar su magnitud. Posteriormente, mediante ventanas móviles retrospectivas con año final 2025, se identificó el año inicial de la ventana más corta que presenta una señal de tendencia estadísticamente significativa ($p < 0.05$) para cada mes. Los resultados muestran que ningún mes presenta la señal de tendencia significativa en el periodo de referencia reciente 1996-2025. Sin embargo, al extender la ventana hacia atrás, nueve meses (enero, febrero, marzo, abril, mayo, agosto, septiembre, octubre y noviembre) exhiben señales de tendencias positivas significativas, con años iniciales de ventana entre 1960 y 1985 y pendientes de Sen entre 0.0118 y 0.0203 °C/año. Junio, julio y diciembre no muestran la señal de la tendencia significativa en ninguna ventana, por lo que el promedio de los 76 años de esos meses podría seguir utilizándose como referencias climáticas. Las estadísticas descriptivas de las referencias climáticas de los 76 años presentan coeficientes de variación en invierno (14.7 %) y en verano (8.0 %). Estos hallazgos indican una señal de tendencia positiva débil en el Valle de Aguascalientes, detectable únicamente en series temporales de al menos 41 años. La importancia de calcular referencias climáticas alternas a la climatología estándar es también importante para la adaptación en el ámbito hidrológico, agrícola y social.

Palabras clave— **Aguascalientes-México, prueba de Mann-Kendall, referencias climáticas, señal de tendencia de temperatura.**

Climate references based on the statistical trend signal of monthly mean temperature in the Valle de Aguascalientes, Mexico (1950–2025)

Abstract

Climate change has affected temperatures on a global scale, although its manifestations show marked spatial and temporal heterogeneity. This study analyzes the trend signal of monthly mean temperature in the Valle de Aguascalientes (Mexico) during the 1950–2025 period and evaluates a recent 30-year reference period (1996–2025). ERA5-Land reanalysis data were used. The non-parametric Mann–Kendall test and Sen's slope estimator were applied to the monthly series to detect the trend signal and quantify its magnitude. Subsequently, using retrospective moving windows ending in 2025, the initial year of the shortest window showing a statistically significant trend signal ($p < 0.05$) was identified for each month. The results show that no month presents a significant trend signal in the recent 1996–2025 reference period. However, when extending the window backward, nine months (January, February, March, April, May, August, September, October, and November) exhibit significant positive trend signals, with initial window years between 1960 and 1985 and Sen slopes between 0.0118 and 0.0203 °C/year. June, July, and December do not show a significant trend signal in any window, so the 76-year average of those months could continue to be used as climate references. The descriptive statistics of the 76-year climate references show coefficients of variation in winter (14.7%) and summer (8.0%). These findings indicate a weak positive trend signal in the Valle de Aguascalientes, detectable only in time series of at least 41 years. The importance of calculating climate references alternative to the standard climatology is also important for adaptation in the hydrological, agricultural, and social sectors.

Keywords— **Aguascalientes-Mexico, climatological references, Mann-Kendall test, temperature trend signal.**

I. INTRODUCCIÓN

El cambio climático constituye, sin lugar a dudas, uno de los desafíos más apremiantes que enfrenta la humanidad en el siglo XXI. El Sexto Informe de Evaluación del Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático (IPCC) concluyó, la existencia de un calentamiento sin precedentes de la atmósfera, los océanos y la superficie terrestre. Este proceso se ha acelerado notablemente en las últimas décadas: el período comprendido entre 2011 y 2020 fue el más cálido jamás registrado, con una temperatura superficial global aproximadamente 1.09 °C superior a la de la era preindustrial (1850-1900), magnitud que refleja la intensidad y velocidad del fenómeno [1].

Recibido: 9 de junio de 2026
Aceptado: 23 de octubre de 2026
Publicado: 09 de noviembre de 2026

México no ha sido inmune a esta tendencia global de calentamiento. De acuerdo con estimaciones del Programa de Investigación en Cambio Climático de la Universidad Nacional Autónoma de México [2], la anomalía de la temperatura anual promedio registrada en el país durante 2021 alcanzó 1.31 °C por encima de su valor preindustrial (1880-1910). Esta cifra sitúa a la nación por encima del promedio mundial y subraya su particular vulnerabilidad frente a los embates del cambio climático. Las temperaturas promedio a nivel nacional han aumentado aproximadamente 0.85 °C por arriba de la normal climatológica [3]. Los análisis sistemáticos de registros climáticos en México indican que tres de cada cuatro estaciones evaluadas evidencian un calentamiento significativo en el período 1950-2013, con las mayores magnitudes de cambio concentradas en las regiones noroeste y norte del país [4]. A escala nacional, se ha documentado un incremento sostenido de las temperaturas medias, máximas y mínimas, así como una intensificación de los eventos extremos de calor [5]. El IPCC advierte, además, que las proyecciones para las próximas décadas anticipan un calentamiento adicional que podría alcanzar 4 °C sobre gran parte del territorio mexicano hacia finales del siglo XXI en los escenarios de mayores emisiones, lo que implicaría profundas transformaciones en los ecosistemas, los ciclos hidrológicos y las actividades socioeconómicas del país.

A pesar de la contundencia de las evidencias a escala global y nacional, el cambio climático no se manifiesta de manera uniforme sobre el territorio: sus efectos presentan una marcada heterogeneidad espacial y temporal, modulada por factores geográficos, topográficos y climáticos locales [6]. Esta constatación ha impulsado, en las últimas dos décadas, un creciente interés por los estudios de tendencia climática a escalas regionales, subregionales y estacionales, capaces de capturar matices que los análisis de ámbito nacional o global inevitablemente se pasan por alto.

La región centro-norte de México, que incluye estados como Aguascalientes, Guanajuato, Querétaro y San Luis Potosí —colectivamente conocidos como el Bajío—, constituye un área de particular interés para el estudio de las tendencias térmicas contemporáneas. Se trata de una zona caracterizada por un clima templado semiseco, con una marcada estacionalidad térmica y pluviométrica, que ha experimentado en las últimas décadas una acelerada transformación agrícola, industrial y urbana. Sin embargo, y pese a su creciente relevancia demográfica y económica, el Bajío ha recibido comparativamente menos atención por parte de la comunidad científica que otras regiones mexicanas como el noroeste o el sureste. Un estudio reciente, ha proporcionado el primer análisis exhaustivo de las tendencias de extremos de temperatura y precipitación en el Bajío durante las últimas cuatro décadas, empleando datos de reanálisis de alta resolución espacial [7]. No obstante, todavía existen vacíos significativos en el conocimiento de las tendencias a escalas temporales finas —como la escala mensual— en esta región, lagunas que el presente trabajo contribuye.

El énfasis en el análisis mensual adquiere una relevancia particular cuando se considera que los patrones de calentamiento no solo varían espacialmente, sino también a lo largo del ciclo anual. Diversos estudios han demostrado que las tendencias de temperatura pueden diferir sustancialmente entre meses, e incluso presentar signos opuestos dentro de un mismo año [8]. Por ejemplo, mientras que ciertos meses pueden mostrar un calentamiento estadísticamente significativo desde etapas tempranas del registro instrumental, otros pueden revelar tendencias más tenues, no lineales o incluso inexistentes. Esta variabilidad intra-anual tiene profundas implicaciones para sectores sensibles al clima, como la agricultura, la gestión de recursos hídricos, la salud pública y el turismo, cuyas actividades dependen críticamente de las condiciones térmicas en momentos específicos del año. Asimismo, la detección del inicio de las tendencias significativas constituye una cuestión central en la climatología contemporánea, con importantes consecuencias para la formulación de políticas de adaptación.

Una revisión bibliográfica sobre métodos estadísticos para la detección de tendencias en datos climáticos históricos ha establecido que la combinación de la prueba de Mann-Kendall y la pendiente de Sen constituye el enfoque metodológico más ampliamente adoptado en la literatura especializada [9]. Esta combinación metodológica, caracterizada por su robustez frente a valores atípicos y por no requerir supuestos de distribución normal, se ha consolidado como el estándar de oro para el análisis de tendencias en series temporales hidrometeorológicas [10,11,12].

Un aspecto conceptual y metodológico de primer orden en el análisis de tendencias climáticas es la elección del período de referencia contra el cual comparar las observaciones contemporáneas. De acuerdo con las directrices establecidas por la OMM, una normal climatológica estándar se define como el promedio de datos climatológicos calculado para un período consecutivo de 30 años, con la condición de que el año final termine en 0 —por ejemplo, 1981-2010, 1991-2020, y así sucesivamente—. Esta definición, formalizada en los Technical Regulations de la OMM [13], reemplazó a las anteriores normas basadas en períodos fijos no traslapados (1931-1960, 1961-1990, etc.), adoptando un sistema de actualización decenal que permite mantener las normales climatológicas alineadas con las condiciones climáticas cambiantes.

La justificación subyacente a la elección del período de 30 años responde a un compromiso entre dos necesidades contrapuestas: por un lado, se requiere una longitud temporal suficientemente grande para promediar la variabilidad climática interanual y obtener una estimación robusta del estado medio del clima; por otro lado, el período debe ser lo suficientemente corto para reflejar las condiciones climáticas actuales sin verse sesgado por regímenes climáticos pasados que ya no son representativos. Actualmente, el período 1991-2020 constituye la normal climatológica estándar vigente, adoptada por la OMM y por los servicios meteorológicos nacionales de la mayoría de los países miembros para la elaboración de sus productos climáticos operativos. La transición desde la normal anterior (1981-2010) hacia la nueva normal (1991-2020) ha implicado, en muchas regiones, un incremento de entre 0.2 y 0.4 °C en las temperaturas medias estacionales, lo cual refleja el calentamiento continúo experimentado por el planeta en las últimas décadas.

El objetivo general del presente trabajo consiste en analizar

el indicio de las tendencias de temperatura media mensual en el Valle de Aguascalientes durante el período 1996-2025 con datos de reanálisis, empleando para ello la prueba no paramétrica de Mann-Kendall y el estimador de pendiente de Sen, y utilizando como referencia un periodo reciente de 30 años (1996-2025). Este objetivo general se desglosa en los siguientes objetivos específicos: (i) determinar, para cada uno de los doce meses del año, si existe una señal de tendencia estadísticamente significativa ($p < 0.05$) en la temperatura media durante el período de referencia; (ii) cuantificar la magnitud de dicha tendencia en términos de la pendiente de *Sen*, expresada en grados Celsius por año (°C año^{-1}); (iii) identificar el año inicial de la ventana retrospectiva más corta que, finalizando en 2025, alcanza una tendencia estadísticamente significativa; y (iv) calcular las estadísticas descriptivas básicas (promedio, desviación estándar y coeficiente de variación) para las ventanas retrospectivas significativas, considerándose como referencias climáticas mensuales basadas en ventanas móviles e independientes.

La detección de estos períodos móviles en cada mes permite tener un indicador diferente a la climatología de referencia 1996-2025 de este estudio, contribuyendo así a una caracterización más completa de la magnitud de los cambios térmicos.

II. MATERIALES Y METÓDOS

A. Área de estudio

El estado de Aguascalientes se localiza en la región centro-norte de México, entre los 21°38′ y 22°27′ de latitud norte y los 102°02′ y 102°49′ de longitud oeste. La zona norte del Valle de Aguascalientes, donde se analizan los datos climáticos, se caracteriza por un clima seco con lluvias en verano, clasificado como BS(w) según la modificación de Köppen [14]. La altitud promedio en la zona oscila entre 1,900 y 2,000 m. s.n.m (Fig. 1). La temperatura media anual histórica es de aproximadamente 18 °C, con los meses más cálidos de abril a junio y los más fríos de diciembre a febrero. La precipitación media anual ronda de 400 mm a 500 mm, concentrada fundamentalmente en el período junio-septiembre [15].

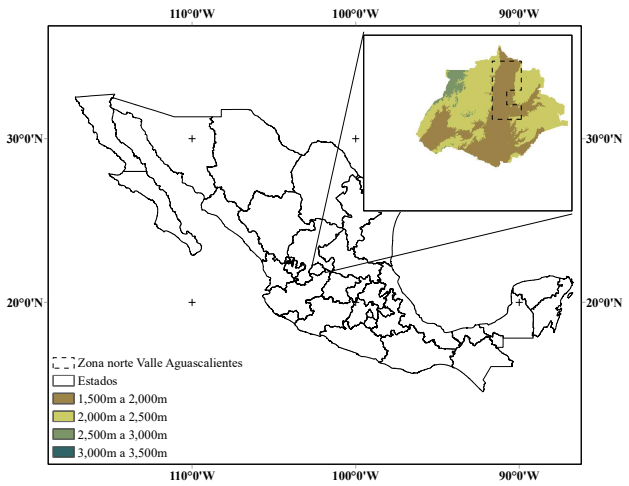


Fig. 1. Ubicación geográfica de la zona norte del Valle de Aguascalientes, en México.

B. Datos de reanálisis de temperatura

Se utilizó la serie de temperaturas medias mensuales (°C) de ERA5-Land del ECMWF (https://cds.climate.copernicus.eu/datasets/reanalysis-era5-land-monthly-means?tab=download) a una resolución espacial de 9 km X 9 km. La base de datos cubre una extensión total de 7 pixeles (~567 km^2) al norte del Valle de Aguascalientes durante un periodo comprendido entre enero de 1950 y diciembre de 2025 (76 años de registros) para cada uno de los doce meses del año, sin valores faltantes (Fig. 2).

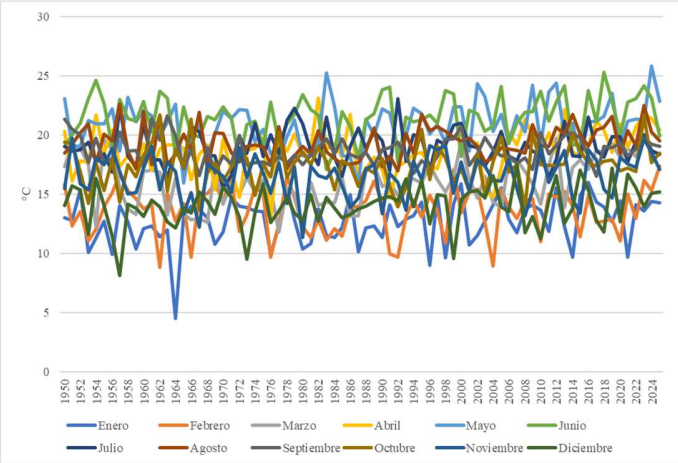


Fig. 2. Series de tiempo de temperatura media mensual de 1950 a 2025 para la zona norte del Valle de Aguascalientes, México.

C. Periodos de análisis, tendencia y estadísticas descriptivas

El estudio se estructuró en tres etapas. En la primera etapa, se evaluó la tendencia de la temperatura media mensual para cada mes utilizando el período fijo 1996-2025, el cual se utiliza como periodo de referencia reciente de 30 años; no debe denominarse normal climatológica estándar, ya que la normal estándar de la OMM corresponde a 1991-2020. Este periodo incorpora los cinco años más recientes (2021-2025) para reflejar las condiciones actuales, se identificó, para cada mes, el año inicial de la ventana retrospectiva más corta, terminando en 2025, que alcanza una tendencia estadísticamente significativa ($p < 0.05$). Para ello, se aplicó un procedimiento iterativo de ventanas móviles con paso de un año, comenzando con la ventana 1995-2025 y extendiendo progresivamente hacia atrás hasta 1950-2025, garantizando la robustez estadística con más de 30 años en cada mes [16]. Este procedimiento permite determinar la longitud mínima de serie necesaria para que la señal de tendencia resulte significativa, pero no identifica directamente la emergencia de una señal de cambio climático, ya que no se incorpora una metodología de detección especifica.

Para evaluar la existencia de una señal de tendencia monótona (creciente o decreciente) en las series temporales de temperatura mensual, se empleó la prueba no paramétrica de Mann-Kendall. Esta prueba se basa en el estadístico *S*, definido como en (1):

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^{n} sgn(xj - xi) \qquad (1)$$

donde *xi* y *xj* son los valores de la serie temporal en los tiempos *i* y *j* (*j* > *i*), y *sgn* es la función signo:

$$sgn(xj - xi) = \begin{cases} 1 & si\ xj - xi > 0 \\ 0 & si\ xj - xi = 0 \\ -1 & si\ xj - xi < 0 \end{cases}$$

Para muestras de tamaño n ≥ 10, la distribución de *S* se aproxima a una distribución normal con media cero y varianza:

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{k=1}^{m} tk(tk-1)(2tk+5))}{18}$$

donde *n* es el número de grupos con empates (valores repetidos) y *tk* es el tamaño del grupo *k*. El estadístico *Z* estandarizado se calcula como:

$$sZ = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{Var(s)}} & si\ xj - xi > 0 \\ 0 & si\ xj - xi = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{Var(s)}} & si\ xj - xi < 0 \end{cases}$$

El p-valor se obtiene como $p = 2*[1-\Phi(|Z|]$, donde Φ es la función de distribución acumulada normal estándar. En este estudio se consideró una tendencia estadísticamente significativa cuando $p < 0.05$ [17].

Para cuantificar la magnitud de la tendencia, se utilizó el estimador de pendiente de *Sen* (2), que calcula la mediana de todas las pendientes posibles entre pares de observaciones:

$$\beta = mediana\ \left(\frac{xj-x}{j-1}\right)\ para\ todo\ i < j \quad (2)$$

La pendiente β representa el cambio promedio por unidad de tiempo (año) en la variable analizada. Este estimador es robusto frente a valores atípicos y no requiere supuestos de distribución normal, a diferencia del estimador de mínimos cuadrados ordinarios [18].

Se calcularon las estadísticas descriptivas (media ($\bar{x}$), desviación estándar (*s*), y coeficiente de variación (*CV*)) para cada mes, considerando el periodo que inicia un año después del año inicial de la ventana más corta con tendencia estadísticamente significativa. Es decir, se excluyó el año límite que define la significancia. Estas estadísticas permitieron caracterizar la variabilidad climática intrínseca de cada serie mensual [19].

III. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la ventana de 30 años de registros más reciente, no existe evidencia estadísticamente significativa de una tendencia monótona —creciente o decreciente— en las temperaturas medias mensuales al norte del Valle de Aguascalientes. No obstante, se observa en todos los meses incrementos anuales en temperatura, entre 0.02° (abril) a 0.003°C (junio), a excepción del decremento en julio (-0.0024°C), aunque en todos los casos sin ser significativos (Tabla I).

TABLA I.
PRUEBA DE MANN-KENDALL Y PENDIENTE DE SEN PARA TEMPERATURA MEDIA MENSUAL (°C) EN EL NORTE DEL VALLE DE AGUASCALIENTES DURANTE EL PERÍODO 1996-2025 (REFERENCIA CLIMÁTICA RECIENTE DE 30 AÑOS).

Mes	Mann-Kendall τ	p-valor (MK)
Enero	0.0874	0.507
Febrero	0.1356	0.306
Marzo	0.1667	0.204
Abril	0.2101	0.112
Mayo	0.1667	0.204
Junio	0.0351	0.791
Julio	-0.0218	0.881
Agosto	0.1884	0.151
Septiembre	0.0702	0.598
Octubre	0.0809	0.543
Noviembre	0.1127	0.396
Diciembre	0.0590	0.661

Dado que el período 1996-2025 no mostró tendencias significativas en ningún mes, se realizó un análisis retrospectivo de ventanas móviles con punto inicial 1995 y final fijo en 2025, retrocediendo hacia el pasado hasta detectar el año inicial de la ventana más corta con tendencia estadísticamente significativa ($p < 0.05$). Este enfoque permite identificar el momento a partir del cual la señal de tendencia emerge a diferencia de la climatología de referencia 1996-2025. La Tabla II se muestra, para cada mes, el año inicial de la ventana más corta que finaliza en 2025 y que presenta una tendencia significativa, junto con la longitud de la ventana y la pendiente de *Sen*.

TABLA II.
AÑO INICIAL DE LA VENTANA MÁS CORTA AL UMBRAL DE LA TENDENCIA ESTADÍSTICAMENTE SIGNIFICATIVA (P < 0.05), PARA CADA MES.

Mes	Periodo	Media °C	Desviacion estándard °C	Coeficiente Variacion %
Enero	1969 – 2025	12.9	1.79	13.8
Febrero	1973 – 2025	13.5	1.98	14.7
Marzo	1966 – 2025	16.6	2.08	12.6
Abril	1961 – 2025	18.1	2.24	12.4
Mayo	1971 – 2025	20.6	1.99	9.7
Junio*	1951 – 2025	21.2	2.15	10.1
Julio*	1951 – 2025	18.7	1.8	9.6
Agosto	1981 – 2025	19.1	1.53	8.0
Septiembre	1976 – 2025	18.6	1.62	8.7
Octubre	1979 – 2025	17.6	1.7	9.7
Noviembre	1986 – 2025	16.7	1.76	10.6
Diciembre*	1951 – 2025	14.0	1.66	11.9

-: no significativo; no presentaron tendencia significativa en ninguna ventana analizada, incluyendo la serie completa 1950-2025.

Nueve meses (enero, febrero, marzo, abril, mayo, agosto, septiembre, octubre y noviembre) mostraron una tendencia positiva significativa al extender la ventana hacia el pasado, con años de inicio comprendidos entre 1960 (abril) y 1985 (noviembre). Las pendientes de *Sen* para estas ventanas más largas oscilaron entre 0.0118 °C/año (enero) y 0.0203 °C/año (mayo). La pendiente de *Sen* se estabiliza alrededor de 0.020 °C/año durante los meses de cálidos de abril, mayo y agosto. Los meses de junio, julio y diciembre no presentaron una tendencia significativa en ninguna ventana analizada, ni siquiera considerando toda la serie 1950-2025 ($p > 0.05$ en todos los casos), por lo que la pendiente de *Sen* fluctúa en torno a cero.

En la Tabla III, se muestran estadísticas descriptivas de las ventanas retrospectivas significativas, calculadas desde el año siguiente al año inicial de la ventana significativa (año inicial + 1) hasta 2025. Estas no son normales climatológicas estándar ni periodos previos al inicio de la tendencia; son resúmenes descriptivos de las ventanas en las que la tendencia alcanza significancia. Los promedios más altos corresponden a mayo (20.6 °C) y junio (21.2 °C), acorde con el ciclo anual típico de la región, donde el máximo térmico se alcanza al final de la primavera y principios del verano. Los promedios más bajos se registran en enero (12.9 °C), febrero (13.5°C) y diciembre (14.0 °C). La desviación estándar (*s*) es mayor en abril (2.24 °C) y marzo (2.08 °C), lo que indica una mayor variabilidad inter-anual en los meses de transición primaveral, mientras que la menor desviación estándar se observa en agosto (1.53 °C).

TABLA III.
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VENTANAS MÓVILES RETROSPECTIVAS SIN SEÑAL DE TENDENCIA SIGNIFICATIVA (AÑO INICIAL DE DETECCIÓN + 1 HASTA 2025).

Mes	Año de inicio	# Años	Pendiente Sen (°C/año)
Enero	1968	58	0.0118
Febrero	1972	54	0.0154
Marzo	1965	61	0.0149
Abril	1960	66	0.0197
Mayo	1970	56	0.0203
Junio	-	-	-
Julio	-	-	-
Agosto	1980	46	0.0198
Septiembre	1975	51	0.0122
Octubre	1978	48	0.0146
Noviembre	1985	41	0.0175
Diciembre	-	-	-

Asimismo, las longitudes de estas ventanas difieren entre meses para identificar de forma independiente la señal de cambio o tendencia, por lo que, el coeficiente de variación (*CV*) muestra una mayor dispersión relativa en los meses invernales (enero 13.8 %, febrero 14.7 %) e inicio de la primavera (marzo 12.6°C y abril 12.4°C) y menor en los meses de verano (agosto 8.0 %, septiembre 8.7 %).

Los hallazgos de este estudio revelan una complejidad importante en la respuesta térmica al norte del Valle de Aguascalientes al cambio climático global. La ausencia de tendencias significativas en el período 1996-2025 contrasta con la evidencia de calentamiento documentada en otros estudios para la misma región al analizar periodos más largos o variables térmicas extremas. Ruiz Álvarez et al. [20] reportaron, utilizando la misma metodología de *Mann-Kendall* y pendiente de *Sen*, que abril presentó la mayor tendencia positiva de temperatura máxima (1.59 °C década^{-1}) y que un número importante de localidades en Aguascalientes muestran calentamiento, con una tendencia general hacia un clima más extremo y cambios en el rango térmico diurno. Nuestros resultados complementan estos hallazgos al demostrar que, si bien la temperatura media mensual no exhibe una tendencia significativa en la ventana de 30 años, al extender el análisis hacia ventanas más largas (desde 1960-1985 hasta 2025) se detectan señales de tendencias positivas significativas en nueve meses, con pendientes entre 0.0118 y 0.0203 °C año^{-1}. Sin embargo, como en otros lugares de México, la señal del cambio térmico en Aguascalientes podría estar manifestándose predominantemente a través de cambios en las temperaturas mínimas [21], más que en los valores medios, un fenómeno consistente también con lo reportado por Gay et al. [22] para Veracruz, donde el cambio climático observado se ha manifestado como un cambio diferente a la media.

La persistente ausencia de tendencia significativa en junio, julio y diciembre merece una atención especial a la luz de los forzantes climáticos regionales que modulan el comportamiento térmico estacional, como en el noroeste de México [23]. La región del Bajío se encuentra influenciada por el Sistema de Monzón de Norteamérica (NAMS), el cual induce un marcado aumento de precipitación durante los meses de verano (junio-septiembre). Se ha documentado que las condiciones de humedad del suelo y la temperatura superficial pre-monzón afectan la intensidad y el inicio del monzón, y que existe una relación negativa entre la temperatura superficial de mayo y la fecha de inicio del monzón [24]. Es plausible que la mayor humedad del suelo durante los meses de verano (julio a septiembre) module las temperaturas a través del enfriamiento evaporativo, reduciendo la variabilidad inter-anual y enmascarando posibles tendencias de calentamiento. Esto explicaría por qué estos meses presentan los *CV* de variación más bajos (8.0-10.1%) y ninguna tendencia significativa, mientras que los meses invernales (enero, febrero), con menor humedad edáfica y mayor variabilidad relativa (*CV* de 13.8-14.7%), sí alcanzan significancia en ventanas más largas. Esta interpretación es consistente, ya que las tendencias en verano son considerablemente diferentes a las del invierno debido a que la circulación atmosférica a gran escala juega un papel importante en la retroalimentación superficial (*feedback*). De manera similar, en el noreste de México se ha documentado que las temperaturas invernales están aumentando aproximadamente 1 °C década^{-1}, mientras que las temperaturas estivales han permanecido prácticamente sin cambios durante el período 1961-2009, un patrón que guarda estrecha semejanza con nuestros resultados para Aguascalientes [25]. Estos hallazgos subrayan la necesidad de considerar no sólo los factores globales sino también los mecanismos regionales y estacionales que modulan la respuesta térmica local al cambio climático, así como las implicaciones que esto tiene para la agricultura y la gestión de recursos hídricos en una región de alta vulnerabilidad climática.

IV. CONCLUSIONES

El presente estudio analizó las señales de tendencias de temperaturas medias mensuales en al norte del Valle de Aguascalientes durante el período 1996-2025, empleando la prueba no paramétrica de *Mann-Kendall* y el estimador de pendiente de *Sen*, con un enfoque particular en el periodo de referencia reciente de 30 años (1996-2025), sin denominarlo normal climatológica estándar, ya que la normal estándar OMM corresponde a 1991-2020.

Los resultados revelan que, en esta ventana temporal de tres décadas, ninguno de los doce meses presenta una tendencia estadísticamente significativa ($p < 0.05$), con pendientes que oscilan entre -0.0024 °C/año (julio) y 0.0211 °C/año (abril). Este hallazgo inicial podría interpretarse como una ausencia de

calentamiento reciente en la región; sin embargo, el análisis retrospectivo de ventanas móviles que finalizan en 2025 demuestra que, al extender la serie temporal a décadas anteriores, nueve meses (enero, febrero, marzo, abril, mayo, agosto, septiembre, octubre y noviembre) exhiben señales de tendencias positivas significativas con inicios que varían entre 1960 (abril) y 1985 (noviembre). Las pendientes de *Sen* para estas ventanas más largas (0.0118–0.0203 °C/año) implican un calentamiento acumulado de aproximadamente 0.7–1.2 °C a lo largo de períodos de 41 a 66 años, lo que sugiere el principio de una tendencia térmica positiva en el Valle de Aguascalientes que es detectable únicamente cuando se consideran series temporales suficientemente extensas, capaces de promediar la variabilidad inter-anual característica de la región.

Tres meses (junio, julio y diciembre) no mostraron señales de tendencia significativa en ninguna ventana analizada, incluyendo la serie completa 1950-2025. Este resultado sugiere que las temperaturas medias de estos meses están dominadas por procesos de variabilidad natural de escala inter-anual a multidecadal, potencialmente asociados con forzantes climáticos regionales como el Sistema de Monzón de Norteamérica (NAMS) en el caso de julio a septiembre, y con patrones de circulación invernal-primaveral —e.g., El Niño (ENOS), Oscilación del Atlántico Norte (NAO), Oscilación Decadal del Pacífico (PDO)— en el caso de los meses de diciembre a abril. La mayor variabilidad relativa observada en los meses invernales (coeficientes de variación de 13.8% en enero y 14.7% en febrero) contrasta con la menor dispersión de los meses estivales (8.0% en agosto y 8.7% en septiembre), lo que apoya la hipótesis de que la señal de calentamiento emerge más fácilmente con menor "ruido" climático natural, o bien que los mecanismos de enfriamiento evaporativo durante la temporada de lluvias amortiguan las tendencias en los meses de verano. Estos hallazgos subrayan la importancia de analizar tendencias climáticas a escalas estacionales y mensuales, así como la necesidad de ventanas temporales suficientemente largas (≥ 50 años).

Desde una perspectiva práctica, los resultados de este estudio tienen implicaciones relevantes para la agricultura, la gestión de recursos hídricos y la planificación territorial en el Valle de Aguascalientes y la región del Bajío en su conjunto. El calentamiento detectado en la mayoría de los meses, con pendientes que superan los 0.02 °C/año en primavera, podría afectar los ciclos fenológicos de cultivos clave como maíz, frijol, avena y alfalfa, así como incrementar la demanda evaporativa y la frecuencia de eventos de calor extremo, a pesar de que las temperaturas medias no reflejan plenamente estos cambios. La ausencia de la señal de tendencia en junio y julio, meses críticos para el desarrollo del cultivo de maíz de temporal, sugiere que esta estación podría estar menos expuesta al calentamiento, aunque se requieren análisis complementarios que incluyan temperaturas máximas y mínimas, así como índices de extremos térmicos, para una evaluación integral de la vulnerabilidad agrícola.

Futuras investigaciones deberían orientarse a: (i) evaluar los datos de ERA5-Land, ya que son datos de reanálisis creados por un modelo, o trabajar con datos confiables de estaciones meteorológicas en superficie; (ii) obtener las series de temperatura máximas y mínimas para identificar qué componente impulsa las tendencias observadas; (iii) ampliar y complementar la metodología para caracterizar de manera más integral las tendencias climáticas mensuales, estacionales y anuales; y (iv) extender el análisis de tendencia a otras variables climáticas (precipitación, humedad relativa, evapotranspiración). En conjunto, este estudio contribuye a cerrar el vacío de conocimiento sobre las tendencias térmicas a escala mensual en el Bajío mexicano y proporciona una base metodológica para obtener referencias climáticas alternas a la climatología estándar para otras regiones del país y del mundo.

Referencias

[1] IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change) (2021) Climate Change 2021: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press. DOI: 10.1017/9781009157896.

[2] Programa de Investigación en Cambio Climático, UNAM (PINCC-UNAM) (2022) 2021 fue el cuarto año más caluroso en México del que se tenga registro [En línea]. Disponible en: https://www.pincc.unam.mx (Consultado: 8 abril 2026).

[3] Sánchez-Lugo, A., Kennedy, J.J. & Berrisford, P. (2011) Global Climate, Surface Temperatures in State of the Climate 2010. Bulletin of theAmerican Meteorological Society 92 (6), S36-S37.

[4] Murray-Tortarolo, G. N. (2021) Seven decades of climate change across Mexico. *Atmósfera*, 34(2), 217-226. https://doi.org/10.20937/ATM.52803.

[5] Lobato-Sánchez, R., & Altamirano-del-Carmen, M. Á. (2017). Detección de la tendencia local del cambio de la temperatura en México. *Tecnología y Ciencias del Agua*, 8(6), 101-116. DOI: 10.24850/j-tyca-2017-06-07.

[6] Estrada, F., Calderón-Bustamante, O., Raga, G., Altamirano del Carmen, M.A., Torres, V., & Zavala-Hidalgo, J. (2023) Análisis del cambio climático observado y proyectado para México. Cambio Climático UNAM. [En línea]. Disponible en: https://cambioclimatico.unam.mx/wp-content/uploads/2023/10/cambio-climatico-en-mexico-analisis-observado-y-proyectado.pdf?utm_source=chatgpt.com.

[7] Rettie, F. M., Sapkota, T. B., Fonteyne, S., Gardi, M. W., & Sida, T. S. (2026) Historical trends reveal significant increase in hot-dry extremes in Mexico's Bajío region. *Environmental Monitoring and Assessment*, 198(3), 228. https://doi.org/10.1007/s10661-026-15074-x.

[8] Ruiz-Alvarez, O., Singh, V. P., Enciso-Medina, J., Ontiveros-Capurata, R. E., & Corrales-Suastegui, A. (2020) Spatio-temporal trends of monthly and annual precipitation in Aguascalientes, Mexico. Atmosphere, 11(5), 437. https://doi.org/10.3390/atmos11050437.

[9] Silva, L. P., Santos, P. R. D. A., Ribeiro, G. M. D. S., Medeiros, S. E. L., Silva, W. K. D. M., & Abrahão, R. (2024) Statistical methods to detect trends in historical climate data: bibliographic review, [En línea]. Disponible en: https://www.sciencedirect.com (Consultado: 8 junio 2026).

[10] Mann, H. B. (1945) Nonparametric tests against trend. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 245-259. https://doi.org/10.2307/1907187.

[11] Kendall, M. G. (1975). Rank Correlation Methods 4th edition, Charles Griffin, London, Great Britain. DOI: 10.4236/acs.2017.74030

[12] Sen, P. K. (1968) Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, 63(324), 1379-1389. https://doi.org/10.2307/2285891.

[13] World Meteorological Organization (WMO) (2011) Technical Regulations (WMO-No. 49), Volume I – General Meteorological Standards and Recommended Practices, 2011 edition, updated in 2012. Ginebra: WMO.

[14] García, E. (2004) Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen. 5ª ed. Instituto de Geografia, UNAM, México.

[15] Comisión Nacional del Agua (CONAGUA) (2018) Estadísticas climatológicas del estado de Aguascalientes. Comisión Nacional del Agua, México.

[16] Yue, S. & Wang, C.Y. (2004) The Mann-Kendall test modified by effective sample size to detect trend in serially correlated hydrological series. *Water Resources Management*, 18(3), pp. 201–218. https://doi.org/10.1023/B:WARM.0000043140.61082.60.

[17] Helsel, D. R., & Hirsch, R. M. (1993) Statistical methods in water resources (Vol. 49). Elsevier.
[18] Wilcox, R.R. (2010) Introduction to Robust Estimation and Hypothesis Testing. 3ª ed. Academic Press, Boston.
[19] Wilks, D.S. (2011) Statistical Methods in the Atmospheric Sciences. 3ª ed. Academic Press, Oxford.
[20] Ruíz Álvarez, O., Espejel Trujano, D., Ontiveros Capurata, R. E., Enciso, J. M., Galindo Reyes, M. A., Quesada Parga, M. L., ... & Ruíz Corral, J. A. (2016). Monthly trend of maximum and minimum temperatures in Aguascalientes, Mexico. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 7(SPE13), 2535-2549.
[21] Pavia, E.G., Graef, F. & Reyes, J. (2009), Annual and seasonal surface air temperature trends in Mexico. *Int. J. Climatol*., 29: 1324-1329. https://doi.org/10.1002/joc.1787.
[22] Gay, C., Estrada, F., & Conde, C. (2007). Some implications of time series analysis for describing climatologic conditions and for forecasting: An illustrative case: Veracruz, México. *Atmósfera*, 20(2), 147-170.
[23] Wayne Higgins, R., Douglas, A., Hahmann, A., Berbery, E. H., Gutzler, D., Shuttleworth, J., ... & Zhang, C. (2003). Progress in Pan American CLIVAR research: the North American monsoon system. *Atmósfera*, 16(1), 29-65.
[24] Zhu, C., Cavazos, T., & Lettenmaier, D. P. (2007). Role of antecedent land surface conditions in warm season precipitation over northwestern Mexico. *Journal of Climate*, 20(9), 1774-1791. https://doi.org/10.1175/JCLI4085.1.
[25] Cruz-Rico, J., Rivas, D. & Tejeda-Martínez, A. (2015), Variability of surface air temperature in Tampico, northeastern Mexico. *Int. J. Climatol*., 35: 3220-3228. https://doi.org/10.1002/joc.4200.