



LA VARIACIÓN DE LAS TEMPERATURAS EXTREMAS EN LA 'COMARCA LAGUNERA' Y CERCANÍAS

EXTREME TEMPERATURE VARIATION IN THE 'COMARCA LAGUNERA' AND NEARBY AREAS

Jairo Omar Inzunza-López¹; Bernardo López-Ariza¹; Ricardo David Valdez-Cepeda^{1,2*}; Blanca Mendoza³; Ignacio Sánchez-Cohen⁴; Gabriel García-Herrera¹.

¹Maestría en Ciencias en Recursos Naturales y Medio Ambiente en Zonas Áridas, Unidad Regional Universitaria de Zonas Áridas, Universidad Autónoma Chapingo. Bermejillo, Dgo., MÉXICO. Correo-e: vacrida@hotmail.com (*Autor para correspondencia).

²Centro Regional Universitario Centro Norte, Universidad Autónoma Chapingo. Unidad Académica de Matemáticas, Universidad Autónoma de Zacatecas. Zacatecas, Zac., MÉXICO.

³Instituto de Geofísica, Universidad Nacional Autónoma de México. Ciudad Universitaria, México, D.F.

⁴CENID-RASPA, Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. Gómez Palacio, Dgo., MÉXICO.

RESUMEN

Las series de temperaturas máxima y mínima diarias, con registros de al menos 30 años, de 23 estaciones meteorológicas de la Comarca Lagunera y lugares cercanos, fueron analizadas con las técnicas de regresión lineal simple y densidad de espectro potencial para obtener las tendencias y frecuencias significativas. Las series de 15 de las 23 estaciones presentaron tendencias significativas ($P \leq 0.05$) para ambas temperaturas. El promedio de las tendencias de temperatura máxima fue de -0.22 °C por decenio; pues 15 de las 23 series presentaron decrementos, 13 de forma significativa. El promedio de las tendencias de temperatura mínima fue de -0.085 °C por decenio; ya que 13 de 23 series presentaron tendencias negativas, 11 de forma significativa. La variación a largo plazo fue la predominante ya que los promedios de dimensión fractal fueron 1.46 y de 1.47 para temperatura máxima y mínima, respectivamente. La mayoría de las series presentaron frecuencias cuasi-bianuales, cuasi-trianuales y cuasi-tetra-anales. En cinco estaciones se apreciaron frecuencias de 10 a 11 años para ambos tipos de temperatura; una estación presentó la frecuencia de 20 años en las dos temperaturas.

Recibido: 07 septiembre, 2010
Aceptado: 17, marzo, 2011
doi:10.5154/r.rchscfa.2010.09.071
<http://www.chapingo.mx/revistas>

PALABRAS CLAVE: Temperatura máxima, temperatura mínima, regresión lineal, densidad de espectro potencial.

ABSTRACT

Time series of daily maximum and minimum temperatures, of at least 30 years long, from 23 weather stations in the 'Comarca Lagunera' (Lagoon region) and nearby areas were analyzed using simple linear regression and power-spectrum density techniques for significant trends and frequencies. Time series from 15 of the 23 stations showed significant ($P \leq 0.05$) trends for both temperatures. The trend average for maximum temperature was -0.22 °C per decade, as 15 of 23 series showed downward trends, 13 significantly. The trend average for minimum temperature was -0.085 °C per decade, since 13 of 23 series showed negative trends, 11 significantly. Long-term variation was predominant because the fractal dimension averages were 1.46 and 1.47 for maximum and minimum temperature, respectively. Most series showed quasi-biennial, quasi-three-year and quasi-four-year frequencies. Five stations showed 10- to 11-year frequencies for both minimum and maximum extreme temperatures; one station showed the 20-year frequency for both temperatures.

KEY WORDS: Maximum temperature, minimum temperature, linear regression, power-spectrum density.

INTRODUCCIÓN

El clima depende de un gran número de factores que interactúan de manera compleja. A diferencia del concepto tradicional de clima, como el promedio de alguna variable, hoy en día se piensa en éste como un estado cambiante de la atmósfera, mediante sus interacciones con el mar y el continente, en diversas escalas de

INTRODUCTION

Climate depends on a large number of factors that interact in complex ways. Unlike the traditional concept of climate as the average of some variable, today we think of it as a changing state of the atmosphere, through its interactions with the sea and the continent at diverse scales of time and space. When a weather

tiempo y espacio. Cuando un elemento meteorológico, como la precipitación o la temperatura, diverge de su valor medio de muchos años, se denomina anomalía climática ocasionada por forzamientos internos, como inestabilidades en la atmósfera y el océano, o por fuerzas externas. Por ejemplo, algún cambio en la intensidad de la radiación solar recibida e incluso cambios en las características del planeta (e. g. concentración de gases de efecto invernadero, cambios en el uso de suelo) resultado de la actividad humana (Magaña, 2004).

El cambio climático es una desviación estadística del clima o la variabilidad que persiste durante un período prolongado (normalmente decenios e incluso más tiempo). Dicho cambio se puede deber a procesos naturales internos, a cambios del forzamiento externo, variaciones en la composición de la atmósfera o en el uso de las tierras (IPCC, 2007); es decir, a cambios asociados a actividades antropogénicas. El interés sobre el cambio climático se ha incrementado en los últimos 30 años debido, principalmente, a las predicciones globales asociadas con el efecto de invernadero, el cual parece indicar un incremento sustancial en la temperatura de la atmósfera terrestre (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab). Tal incremento ha sido de 0.084 ± 0.021 °C por decenio de 1901 a 2005 y de 0.268 ± 0.069 °C por decenio entre 1979 y 2005 (Brohan *et al.*, 2006; Trenberth *et al.*, 2007) y se ha asociado a causas antropogénicas (IPCC, 2001) o a causas astronómicas (Landscheidt, 2000; Soon *et al.*, 2000a; Soon *et al.*, 2000b). Se prevé que el incremento continuo de gases con efecto de invernadero originará un incremento sustancial en la temperatura del aire, un incremento en el nivel del mar, descongelamiento de los polos y glaciares, y sequías en el interior de los continentes (Houghton *et al.*, 1996; 2001).

Las implicaciones de esos resultados han llevado a muchos científicos a examinar los registros climáticos de diferentes regiones del mundo a fin de comprender la variación de la temperatura (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab) y otros elementos climáticos. Un gran número de esos estudios se han llevado a cabo usando datos de estaciones europeas con registros de más de dos siglos (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab). Desafortunadamente, se carece de registros de largo plazo de elementos climáticos de más de un siglo o siglo y medio para muchas estaciones a través del continente americano, en particular para Latinoamérica (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab).

Varios métodos se han usado para caracterizar cuantitativamente la variación de la temperatura. Con el fin de evidenciar tendencias de incremento o decremento, lo más común es evidenciar la tendencia a largo plazo a través del análisis de regresión lineal simple (Montgomery *et al.*, 2007). La densidad de espectro potencial se ha usado en forma rutinaria (Király y Jánosi, 2002) con el fin de evidenciar periodicidades y sus posi-

element, such as precipitation or temperature, diverges from its mean value of many years, it is called a climate anomaly caused by internal forcings, such as instabilities in the atmosphere and/or ocean, or by external forces, for example, a change in the intensity of solar radiation received and even changes in the planet's characteristics (e.g., concentration of greenhouse gases, land-use changes) resulting from human activity (Magaña, 2004).

Climate change is a statistical deviation or variability in the climate that persists for a prolonged period (typically decades and even longer). This change may be due to internal natural forces or changes in external forcing, or variations in the composition of the atmosphere or in land use (IPCC, 2007), i.e., to changes associated with anthropogenic activities. Interest in climate change has increased over the past 30 years mainly due to global predictions associated with the greenhouse effect, which seem to indicate a substantial increase in the temperature of the Earth's atmosphere (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab). This increase was 0.084 ± 0.021 °C per decade from 1901 to 2005 and 0.268 ± 0.069 °C per decade between 1979 and 2005 (Brohan *et al.*, 2006; Trenberth *et al.*, 2007), and it has been linked to anthropogenic causes (IPCC, 2001) or astronomical causes (Landscheidt, 2000; Soon *et al.*, 2000a; Soon *et al.*, 2000b). The steady increase in greenhouse gases is expected to cause a substantial increase in air temperature, a rise in sea level, melting of the poles and glaciers, and droughts in the interior of continents (Houghton *et al.*, 1996; 2001).

The implications of these results have led many scientists to review climate records from different parts of the world to understand the variation in temperature (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab) and other climate elements. Many of these studies have been conducted using data from European stations with records dating back more than two centuries (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab). Unfortunately, many stations across the Americas, particularly Latin America, do not have long-term weather records going back over a century or a century and a half (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab).

Several methods have been used to quantitatively characterize temperature variation. In order to show upward or downward trends, the most common method is to show the long-term trend through simple linear regression analysis (Montgomery *et al.*, 2007). Power-spectrum density has been routinely used (Király and Jánosi, 2002) to show periodicities and their possible causes, i.e. exogenous phenomena (e.g. phenomena associated with solar activity). Other methods used are: diffusion entropy analysis (Scaffeta and West, 2003); standard deviation analysis (Scaffeta and West, 2003); and detrended fluctuation analysis (Király and Jánosi, 2005).

bles causas, es decir, fenómenos exógenos (e.g. fenómenos asociados a la actividad solar). Otros métodos usados son: análisis de entropía de difusión (Scaffeta y West, 2003); análisis de desviación estándar (Scaffeta y West, 2003) y análisis de fluctuación sin tendencia (Király y Jánosi, 2002; Király y Jánosi, 2005).

También se han analizado series de temperatura sin tendencia mediante técnicas espectrales. Por ejemplo, Yano *et al.* (2004) reportaron que para el caso de la temperatura del aire superficial en Kexue (3.9 °S, 155.9 °E), el exponente β cambia de -1 a -1.4 en un período de 50 horas para el caso; el exponente β adquirió un valor de -1.6 para un rango de tiempo de 0.5 - 50 horas para la temperatura registrada en Vickers (2.9 °N, 156.7 °E). Estos investigadores señalaron que la variación es descrita por una ley potencial que se conserva aún después de la extracción de eventos pico con la duración de la escala intra-estacional.

Varios investigadores (Jánosi y Vattay, 1992; Eichner *et al.*, 2003; Monetti *et al.*, 2003; Yano *et al.*, 2004; Koscielny-Bunde *et al.*, 2006) han analizado la fluctuación de temperaturas diarias. Jánosi y Vattay (1992) encontraron que la fluctuación de la temperatura diaria registrada en Szombathely, Hungría se describe mediante un exponente $\beta = 0$ en la parte baja de la frecuencia ($f < \sim 0.002 \text{ día}^{-1}$) del espectro potencial; mientras que el rango de frecuencia alta ($f > 0.1 \text{ día}^{-1}$, aproximadamente medio decenio) puede ajustarse a una ley potencial con un exponente $\beta = -2$.

Valdez-Cepeda *et al.* (2003a) analizaron el espectro de la señal de la serie de temperaturas mínimas extrema, de enero de 1921 a abril de 1963, registrada en Guanajuato, México (21° 01'N, 101° 14'O, 2037 m) y encontraron que $\beta = -2.028$ para escalas de tiempo de dos a 254 meses; además, cuando se eliminaron las tendencias lineal y la periodicidad anual, $\beta = -2.09$; es decir, la ley potencial se mantuvo después de que se eliminaron dichos componentes.

Para la Comarca Lagunera no se conoce este tipo de información; por ello, el presente estudio tiene como objetivos identificar las tendencias y frecuencias significativas de las variables temperaturas máximas y mínimas registradas en 23 estaciones meteorológicas mediante el análisis de regresión lineal y la técnica de espectro-potencial. La Comarca Lagunera es una zona que se caracteriza por sus limitados recursos hídricos y por su clima seco templado. En el contexto productivo, esta región mantiene a más de 100 mil cabezas de ganado vacuno productor de leche que se alimentan con más de 1,750.000 t de forraje verde y se considera la cuenca lechera más importante de México.

Detrended temperature series have also been analyzed using spectral techniques. For example, Yano *et al.* (2004) reported that in the case of surface air temperature in Kexue (3.9 °S, 155.9 °E), the exponent β changes from -1 to -1.4 over a period of 50 hours; the exponent β acquired a value of -1.6 for a time range of 0.5 – 50 hours for the temperature recorded in Vickers (2.9 °N, 156.7 °E). These researchers noted that the variation is described by a power law that is preserved even after the removal of peak events with duration of intra-seasonal scale.

Several researchers (Jánosi and Vattay, 1992; Eichner *et al.*, 2003; Monetti *et al.*, 2003; Yano *et al.*, 2004; Koscielny-Bunde *et al.*, 2006) have analyzed daily temperature fluctuation. Jánosi and Vattay (1992) found that the fluctuation in daily temperature recorded in Szombathely, Hungary is described by an exponent $\beta = 0$ in the low-frequency range ($f < \sim 0.002 \text{ day}^{-1}$) of the power spectrum, while the high-frequency range ($f > \sim 0.1 \text{ day}^{-1}$, about half a decade) can be fit to a power law with an exponent $\beta = -2$.

Valdez-Cepeda *et al.* (2003a) analyzed the signal spectrum of the series of extreme minimum temperatures from January 1921 to April 1963 recorded in Guanajuato, Mexico (21° 01'N, 101° 14'W, 2037 m) and found that $\beta = -2.028$ for time scales from two to 254 months; in addition, when the linear trends and annual periodicity were removed, $\beta = -2.09$, i.e., the power law remained once these components had been removed.

For the Comarca Lagunera, this type of information is not known; therefore, the aim of this study is to identify significant trends and frequencies in the variables maximum and minimum temperatures recorded at 23 weather stations by linear regression analysis and the power-spectrum technique. The Comarca Lagunera is an area characterized by limited water resources and a warm dry climate. In the production context, this region maintains more than 100,000 head of milk-producing cattle that are fed over 1,750,000 t of green fodder and is considered the most important dairy area of Mexico.

MATERIALS AND METHODS

Study area

The weather stations considered in this study are within or near the Comarca Lagunera. The area encompassing the stations stretches from 102.173° to 106.324° W and from 23.183° to 26.75° N, covering much of Durango, northern Zacatecas, western Coahuila and southern Chihuahua (Figure 1).

Data collection

The data source was the Fast Extractor of

MATERIALES Y MÉTODOS

Área de estudio

Las estaciones meteorológicas consideradas en el presente estudio están dentro o en las cercanías de la Comarca Lagunera. El área considerada con las estaciones cubre desde los 102.173° hasta los 106.324° O y desde los 23.183° hasta los 26.75° N; cubre gran parte de Durango, norte de Zacatecas, oriente de Coahuila y sur de Chihuahua (Figura 1).

Recopilación de datos

El Extractor Rápido de Información Climatológica, ERIC III, versión 1.0 fue la fuente de datos (IMTA, 2007). Este programa contiene información del banco de datos histórico nacional del Servicio Meteorológico Nacional (SMN) de la Comisión Nacional del Agua (CONAGUA). Las estaciones de la Comarca Lagunera y cercanías se seleccionaron para lograr los objetivos planteados.

Tratamiento de la información

De manera inicial, las series de 54 estaciones fueron seleccionadas; sin embargo, se realizó una depuración. El primer filtro fue la continuidad de los datos, es decir, aquellas series con registros cuyos periodos sin datos fueron mayores a un año se descartaron. El segundo filtro consistió en revisar que la disponibilidad de datos continuos fuera de al menos 30 años. Así, las series que cumplieron los requisitos corresponden a 23 estaciones (Cuadro 1), ocho corresponden a la Comarca Lagunera y 13 a las cercanías. Cabe mencionar que los datos faltantes en las series seleccionadas fueron estimados al aplicar el método de interpolación Kriging puntual. Kriging puntual es una técnica de estimación (de valores faltantes) precisa e insesgada que se basa en la estructura de la variación y la definición de una vecindad cercana óptima (Valdez-Cepeda, 1991).

En la siguiente fase, los gráficos de dispersión de cada una de las series se obtuvieron con la finalidad de identificar datos atípicos. Luego, los estimadores intercepto (ordenada asociada al origen) y la pendiente se estimaron a través de análisis de regresión lineal usando Excel (Microsoft, 2007) y Statistica (StatSoft, 2000). También, los niveles de significancia del intercepto (β_0) y la pendiente de la recta (β_1) fueron estimados. Después de haber obtenido las tendencias (pendientes), el análisis del espectro potencial se realizó por medio del software Benoit (TruSoft, 1999).

Regresión lineal simple

La dependencia de una variable Y de una variable independiente X se define mediante el análisis de

Climatologic Information, version 1.0, which is a CD-Rom produced by the Mexican Institute of Water Technology in 2007. This program contains the national data archive of Mexico's National Weather Service (known by the Spanish acronym SMN), which is part of the country's National Water Commission (known by the Spanish acronym CONAGUA). Stations in and near the Comarca Lagunera were selected to achieve the objectives set out.

Treatment of data

Initially, time series from 54 stations were selected. Next, data cleansing was carried out. The first filter was data continuity, i.e., those series without recorded data for more than one year were discarded. The second filter was to review the availability of continuous data covering at least 30 years. Based on these criteria, time series from 23 stations (Table 1) were selected, including eight in the Comarca Lagunera and 13 in the surrounding areas. It is worth mentioning that the data missing in the selected series were estimated by applying the punctual Kriging interpolation method. Punctual Kriging is an accurate and unbiased missing-value estimation technique based on the structure of variation and the definition of an optimal nearest neighborhood (Valdez-Cepeda, 1991).

In the next phase, scatter plots of each series were obtained in order to identify outliers. Then intercept estimators (ordinate associated with the origin) and slope were estimated by linear regression analysis using Excel (Microsoft, 2007) and Statistica (StatSoft, 2000). Also, the significance levels of the intercept (β_0) and the slope of the line (β_1) were estimated. After obtaining the trends (slopes), power-spectrum analysis was performed using Benoit software (TruSoft, 1999).

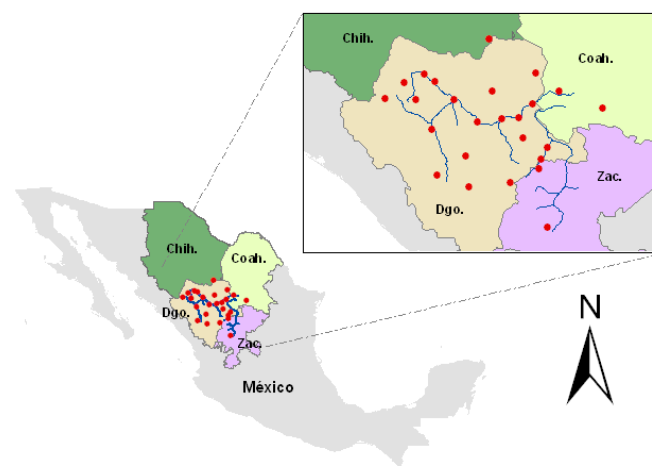


FIGURA 1. Mapa de localización de las 23 estaciones meteorológicas en la 'Comarca Lagunera' y cercanías involucradas en el estudio.

FIGURE 1. Location map of the 23 weather stations in the 'Comarca Lagunera' and nearby areas involved in the study.

CUADRO 1. Listado de estaciones consideradas en el estudio y sus características.
TABLE 1. List of stations considered in the study and their characteristics.

Clave ERIC	Nombre de la Estación	Altitud m	Latitud Norte	Longitud Oeste	Periodo	n (días)	Temperatura máxima media (°C)	Temperatura mínima media (°C)
10008	5 de Mayo, San Pedro del Gallo, Durango, México (Laguna)	1700	25.773	104.288	1964-2003	14610	27.62	9.29
10090	Canatlán, Canatlán, Durango, México	2000	24.533	104.783	1962-2001	14610	25.11	6.51
10004	Cañón de Fernández, Cuencamé, Durango, México (Laguna)	1200	25.265	103.774	1964-2003	14610	29.91	14.43
10007	Ciénega de Escobar, Tepehuanes, Durango, México	2144	25.601	105.746	1965-2000	13149	22.56	6.03
10009	Ciudad Lerdo, Lerdo, Durango, México (Laguna)	1135	25.533	103.517	1960-2003	16071	28.93	13.13
10012	Cuencamé, Cuencamé, Durango, México (Laguna)	1600	24.867	103.696	1953-2003	18627	29.7	12.7
10023	El Pueblito, Durango, Durango, México	1889	23.95	104.733	1964-2003	14610	24.66	9.37
32018	El Sauz, General Francisco R. Murguía, Zacatecas, México	2050	23.183	103.233	1947-2002	20454	25.55	6.71
10026	El Tarahumar, Tepehuanes, Durango, México	2435	25.617	106.324	1965-2003	14244	18.98	1.04
8062	El Escalón, Jiménez, Chihuahua, México	1263	26.75	104.35	1961-2001	14975	28.7	10.21
10029	Guanaceví, Guanaceví, Durango, México	2300	25.933	105.952	1923-2003	29585	23.34	7.05
32028	Juan Aldama, Juan Aldama, Zacatecas, México	2125	24.282	103.397	1964-2003	14610	26.43	9.99
10047	Narciso Mendoza, Poanas, Durango, México	1910	24.017	103.933	1964-2003	14610	26.11	7.96
10049	Nazas, Nazas, Durango, México (Laguna)	1300	25.23	104.107	1966-2003	13879	30.01	10.96
10021	Palmito II, Indé, Durango, México	1600	25.614	105.004	1938-2003	24106	28.05	11.56
5024	Parras, Parras de la Fuente, Coahuila, México	1500	25.438	102.173	1961-2003	16071	27.51	12.76
10054	Peña del Águila, Durango, Durango, México	1896	24.167	105.333	1964-2003	14610	25.2	8.36
10098	Rodeo, Rodeo, Durango, México (Laguna)	1450	25.186	104.563	1945-2005	21549	29.98	10.25
5036	San Pedro, San Pedro de las Colonias, Coahuila, México (Laguna)	1100	25.757	102.996	1964-2003	14610	29.91	12.41
10100	Santiago Papasquiaro, Santiago Papasquiaro, Durango, México	1716	25.033	105.433	1939-2003	23741	27.75	8.11
10078	Sardinas, San Bernardo, Durango, México	1639	26.084	105.566	1971-2003	12053	25.67	6.31
10074	Santa Clara, Santa Clara, Durango, México	1800	24.469	103.353	1964-2003	14610	27.16	8.21
10085	Tlahualilo, Tlahualilo, Durango, México (Laguna)	1100	26.101	103.441	1964-2003	14610	30.41	11.06

regresión (Snedecor y Cochran, 1984). Un modelo de regresión lineal simple usa un solo regresor x que tiene una relación con una respuesta y , donde la relación es una línea recta (Montgomery *et al.*, 2007). Este modelo de regresión simple es:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon \quad (1)$$

Simple linear regression

The dependence of a variable Y on an independent variable X is defined using regression analysis (Snedecor and Cochran, 1984). A model of simple linear regression uses a single regressor x that has a relationship with a response y , where the relationship is a straight line (Montgomery *et al.*, 2007). This simple regression model is:

La y se conoce como variable dependiente y la x es conocida como variable independiente (Steel *et al.*, 1997); β_0 es la ordenada al origen y β_1 la pendiente, ambas son constantes desconocidas; ε es un componente aleatorio de error. El supuesto básico es que los errores tienen promedio cero y varianza (σ^2) desconocida pero mínima (Montgomery *et al.*, 2007). Además, se supone que los errores no están correlacionados. Esto quiere decir que el valor de un error no depende del valor de otro error (Hair *et al.*, 1999).

A los estimadores β_0 y β_1 se les llama coeficientes de regresión. Éstos tienen una interpretación simple y útil. La pendiente β_1 es el cambio de la media de la distribución de y producido por un cambio unitario en x . Si el intervalo de los datos incluye $x = 0$, entonces la ordenada al origen β_0 , es la media de la distribución de la respuesta y cuando $x = 0$. Si no incluye al cero, β_0 no tiene interpretación práctica (Montgomery *et al.*, 2007).

Técnica de espectro potencial

Las series fractales auto-afines, por lo general, son tratadas cuantitativamente al usar técnicas espectrales (Turcotte, 1992). La variación del espectro potencial $P(f)$ con frecuencia f parece seguir una ley potencial (Turcotte, 1992):

$$P(f) \sim f^{-\beta} \quad (2)$$

El espectro potencial $P(f)$ se define como el cuadrado de la magnitud de la transformada de Fourier de la variable, al denotarla como una función del tiempo mediante $Z(t)$; así se tiene:

$$P(f) = \left| \int_{t_0}^{t_1} x(t) e^{-i2\pi ft} dt \right|^2 \quad (3)$$

donde t_0 y t_1 son los límites del tiempo sobre el que se distribuyen las observaciones que conforman cada serie. En el caso del registro de temperatura se muestrea a intervalos de tiempo discretos, por ello se debe utilizar una versión discreta de la Ecuación (3):

$$P(f) = \left| \sum_{t=t_0}^{t_1} x(t) e^{-i2\pi ft} \right|^2 \quad (4)$$

Después, una relación entre el exponente $-\beta$ y la dimensión fractal D_s se obtiene; luego se considera a dos series de tiempo $Z_1(t)$ y $Z_2(t)$ relacionadas mediante:

$$Z_2(t) = \frac{1}{r^H} Z_1(rt) \quad (5)$$

Se puede observar que $Z_1(t)$ tiene las mismas propiedades estadísticas que $Z_2(t)$, y dado que Z_2 es una versión re-escalada de Z_1 , sus densidades de

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon \quad (1)$$

The y is known as the dependent variable and the x is known as the independent variable (Steel *et al.*, 1997). β_0 is the intercept and β_1 the slope, both of which are unknown constants, and ε is a random error component. The basic assumption is that the errors have a zero mean and an unknown but minimal variance (σ^2) (Montgomery *et al.*, 2007). It is also assumed that errors are not correlated. This means that the value of an error does not depend on the value of another error (Hair *et al.*, 1999).

Estimators of β_0 and β_1 are called regression coefficients. They have a simple and useful interpretation. The slope β_1 is the change in the distribution mean of y produced by a unit change in x . If the interval of the data includes $x = 0$, then the intercept β_0 is the distribution mean of the response y when $x = 0$. If the zero is not included, β_0 has no practical interpretation (Montgomery *et al.*, 2007).

Power spectrum technique

Self-affine fractal series are generally treated quantitatively by using spectral techniques (Turcotte, 1992). The variation of the power spectrum $P(f)$ with frequency f appears to follow a power law (Turcotte, 1992):

$$P(f) \sim f^{-\beta} \quad (2)$$

The power spectrum $P(f)$ is defined as the square of the magnitude of the Fourier transform of the variable, denoted as a function of time by $Z(t)$; thus we have:

$$P(f) = \left| \int_{t_0}^{t_1} x(t) e^{-i2\pi ft} dt \right|^2 \quad (3)$$

where t_0 and t_1 are the time limits over which the observations that make up each series are distributed. In the case of the temperature record, it is sampled at discrete time intervals, so one must use a discrete version of Equation (3):

$$P(f) = \left| \sum_{t=t_0}^{t_1} x(t) e^{-i2\pi ft} \right|^2 \quad (4)$$

Then a relationship between the exponent $-\beta$ and the fractal dimension D_s is obtained; after that, it considers two time series $Z_1(t)$ and $Z_2(t)$ related by:

$$Z_2(t) = \frac{1}{r^H} Z_1(rt) \quad (5)$$

It can be seen that $Z_1(t)$ has the same statistical properties as $Z_2(t)$, and given that Z_2 is a rescaled version

espectro potencial también deben ser re-escaladas apropiadamente. Por lo tanto, se puede escribir:

$$P(f) = \frac{1}{r^{2H+1}} P\left(\frac{f}{r}\right), \quad (6)$$

$$\beta = 2H + 1 = 5 - 2D_s, \quad (7)$$

$$D_s = \frac{5 - \beta}{2}, \text{ y} \quad (8)$$

$$H = 2 - D_s \quad (9)$$

donde D_s denota la dimensión fractal estimada a partir del espectro potencial y H es el exponente de Hurst.

En la práctica, para obtener una estimación de la dimensión fractal D_s , se calcula el espectro potencial $P(f)$ (donde $f = 2\pi/l$ es el número de onda y l es la longitud de onda), y se grafica el logaritmo de $P(f)$ contra el logaritmo de f (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab). Si el perfil es auto-afín (i.e. los ejes, ordenadas y abscisas, consideran diferentes unidades y escalas), ésta gráfica debe seguir una línea recta con una pendiente negativa $-\beta$ (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab).

of Z_r , their power-spectrum densities must also be re-scaled appropriately. Therefore, one can write:

$$P(f) = \frac{1}{r^{2H+1}} P\left(\frac{f}{r}\right), \quad (6)$$

$$\beta = 2H + 1 = 5 - 2D_s, \quad (7)$$

$$D_s = \frac{5 - \beta}{2}, \text{ and} \quad (8)$$

$$H = 2 - D_s \quad (9)$$

where D_s denotes the fractal dimension estimated from the power spectrum and H is the Hurst exponent.

In practice, to obtain an estimate of the fractal dimension D_s , the power spectrum $P(f)$ (where $f = 2\pi/l$ is the wave number and l is the wavelength) is calculated, and the logarithm of $P(f)$ is plotted against the logarithm of f (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab). If the profile is self-affine (i.e. the axes, intercepts and abscissae, considered different units and scales), this plot should follow a straight line with a negative slope $-\beta$ (Valdez-Cepeda *et al.*, 2003ab).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Tendencias

Las pendientes (tendencias) estimadas y sus niveles de significancia para las variables temperatura máxima y mínima se aprecian en los Cuadros 2 y 3, respectivamente, como resultado de los análisis de regresión lineal. La pendiente (positiva o negativa) se cuantificó por decenio, es decir $\beta_1 \cdot 365 \cdot 10$; la razón es que se requiere un valor de referencia y comparación debido a que los períodos de las series difieren en tamaño (n).

Para la temperatura máxima se tiene un promedio de tendencia de -0.22 °C por decenio, en tanto que para la temperatura mínima se estimó un promedio de tendencia de -0.085 °C por decenio. Con este primer resultado se puede aseverar que las temperaturas extremas del área de estudio, en general, tienden a disminuir.

Un análisis más exhaustivo indica que la temperatura máxima tiende a disminuir en 15 de 23 series; en 13 series el decremento es significativo ($P < 0.05$). Por su parte, la temperatura mínima tiende a decrecer en 13 de 23 series; en 11 series la tendencia negativa es significativa ($P < 0.05$).

El promedio de todas las tendencias negativas, para la temperatura máxima, fue de -0.414 °C por decenio; en tanto que para la temperatura mínima fue de

RESULTS AND DISCUSSION

Trends

The estimated slopes (trends) and their significance levels for the variables maximum and minimum temperature can be seen in Tables 2 and 3, respectively, as a result of linear regression analysis. The slope (positive or negative) was quantified per decade, i.e., $\beta_1 \cdot 365 \cdot 10$; the reason is that it requires a comparison reference value because the periods of the series differ in size (n).

Maximum temperature has an average trend of -0.22 °C per decade, while for minimum temperature the estimated average trend is -0.085 °C per decade. With this first result it can be asserted that the extreme temperatures of the study area, in general, tend to decrease.

Further analysis indicates that the maximum temperature tends to decrease in 15 of 23 series; in 13 series the decrease is significant ($P < 0.05$). For its part, the minimum temperature tends to decrease in 13 of 23 series; in 11 series the negative trend is significant ($P < 0.05$).

The average of all the negative trends for maximum temperature was -0.414 °C per decade, while for minimum temperature it was -0.358 °C per decade. The average of all the positive trends was 0.142 °C per decade for maximum temperature, while for minimum temperature

-0.358 °C por decenio. El promedio de todas las tendencias positivas fue de 0.142 °C por decenio para la temperatura máxima; mientras que para la temperatura mínima fue de 0.269 °C por decenio. Los valores absolutos de esas tendencias sugieren que en el área de estudio predomina la tendencia negativa en ambos tipos de temperatura extrema.

Los valores absolutos mayores de tendencias decenales positivas y negativas para la temperatura máxima fueron de 0.308 °C (Cuencamé) y -1.397 °C (Canatlán). En cuanto a la temperatura mínima, los valores absolutos mayores fueron 0.547 °C (San Pedro) y -1.441 °C (El Pueblito).

En general, nuestros resultados sugieren que predomina la tendencia negativa en ambos tipos de temperaturas extremas (máxima y mínima) registrada a nivel diario en la región de estudio; pero ello no sugiere que se contrapona a lo reportado como incremento a nivel global de 0.084 ± 0.021 °C por decenio de 1901 a 2005 y de 0.268 ± 0.069 °C por decenio de 1979 a 2005 (Brohan *et al.*, 2006; Trenberth *et al.*, 2007), ya que el calentamiento del planeta tierra ha sido evidenciado sobre la base de temperaturas medias a los niveles mensual y anual. Debe remarcarse, sin embargo, que los resul-

it was 0.269 °C per decade. The absolute values of these trends suggest that in the study area the negative trend predominates in both types of extreme temperatures.

The highest absolute values for positive and negative decennial trends for maximum temperature were 0.308 °C (Cuencamé) and -1.397 °C (Canatlán). As for minimum temperature, the highest absolute values were 0.547 °C (San Pedro) and -1.441 °C (El Pueblito).

In general, our results suggest that the negative trend predominates in both types of extreme temperatures (maximum and minimum) recorded daily in the study region, but this in no way undermines the reported global increase of 0.084 ± 0.021 °C per decade from 1901 to 2005 and 0.268 ± 0.069 °C per decade from 1979 to 2005 (Brohan *et al.*, 2006; Trenberth *et al.*, 2007), since global warming has been proved on the basis of mean monthly and annual temperatures. It should be noted, however, that the results of this study coincide with those reported by other researchers for other localities and regions in the sense that downward and upward trends are presented in both types of temperatures. This implies, then, that our results are evidence that there may be local and regional trends that run counter to the global trend, as previously pointed out by Valdez-Cepeda *et al.* (2003a).

CUADRO 2. Parámetros de regresión y tendencias decenales de temperatura máxima por estación ($P < 0.05$).

TABLE 2. Regression parameters and decennial trends for maximum temperature per station ($P < 0.05$).

	Nombre de la Estación	$\hat{b}_0$	$\hat{b}_1$	p	Tendencia °C/decenio
1	5 de Mayo (Laguna)	28.64	-0.00013	0.0001	-0.492
2	Canatlán	28.31	-0.00038	0.0001	-1.397
3	Cañón de Fernández (Laguna)	29.79	4.0 E-05	0.0002	0.146
4	Ciénega de Escobar	23.33	-8.8 E-05	0.0001	-0.321
5	Ciudad Lerdo (Laguna)	28.85	-7.8 E-06	0.4382	-0.028
6	Cuencamé (Laguna)	29.15	8.4 E-05	0.0001	0.308
7	El Pueblito	25.41	-7.2 E-05	0.0001	-0.266
8	El Sauz	25.14	5.5 E-05	0.0001	0.202
9	El Tarahumar	19.85	-8.5 E-05	0.0001	-0.310
10	El Escalón	30.80	-0.00026	0.0001	-0.963
11	Guanaceví	22.91	3.1 E-05	0.0001	0.113
12	Juan Aldama	27.54	-0.00014	0.0001	-0.521
13	Narciso Mendoza	26.31	1.2 E-06	0.8811	0.004
14	Nazas (Laguna)	30.98	-0.00011	0.0001	-0.421
15	Palmito II	27.60	4.8 E-05	0.0001	0.175
16	Parras	27.65	-1.7 E-05	0.1007	-0.063
17	Peña del Águila	25.14	1.5 E-05	0.0629	0.058
18	Rodeo (Laguna)	31.46	-0.00012	0.0001	-0.469
19	San Pedro (Laguna)	30.46	-7.3 E-05	0.0001	-0.269
20	Santiago Papasquiaro	27.42	3.6 E-05	0.0001	0.132
21	Sardinas	26.50	-0.00011	0.0001	-0.406
22	Santa Clara	27.57	-2.6 E-05	0.0094	-0.096
23	Tlahualilo (Laguna)	30.93	-5.3 E-05	0.0001	-0.195

tados presentados en esta contribución coinciden con lo reportado por otros investigadores para otras localidades y regiones en el sentido de presentar tendencias de decremento e incremento en ambos tipos de temperaturas. Ello implica, entonces, que nuestros resultados son una evidencia de que puede haber tendencias locales y regionales sin representatividad a nivel global, como previamente fue señalado por Valdez–Cepeda *et al.* (2003a).

En un análisis acucioso, las series fueron separadas de acuerdo a las tendencias de las temperaturas máxima y mínima en conjunto para formar nueve situaciones distintas (Figura 2).

Con dicha clasificación de escenarios, ninguna de las estaciones presentó el escenario uno; es decir, aquél en el que la oscilación térmica se mantuviera a consecuencia de que ambas series (temperatura máxima y mínima) presentaran tendencias nulas ($\hat{b}_1=0$). Sin embargo, la oscilación térmica se ha mantenido en 10 estaciones a pesar de las tendencias significativas:

In a diligent analysis, the series were separated according to trends in maximum and minimum temperatures to together form nine different situations (Figure 2).

With this classification of scenarios, none of the stations presented scenario one, i.e., the one in which thermal oscillation is maintained as a result of both series (maximum and minimum temperature) presenting zero trends ($\hat{b}_1=0$). However, thermal oscillation has remained at 10 stations in spite of the significant trends. Eight (Ciénega de Escobar, El Pueblito, El Tarahumar, El Escalón, Juan Aldama, Nazas, Rodeo and Sardinias) of the 23 stations are in scenario six, since both temperature series, maximum and minimum, showed negative trends; only two (Cuencamé and Palmito II) of the 23 stations showed positive trends in both temperatures (scenario seven). However, it should be emphasized that extreme temperatures have changed significantly in those 10 locations.

Thermal oscillation has increased at six stations. At

CUADRO 3. Parámetros de regresión y tendencias decenales de temperatura mínima por estación ($P<0.05$).

TABLE 3. Regression parameters and decennial trends for minimum temperature per station ($P<0.05$).

	Nombre de la Estación	$\hat{b}_0$	$\hat{b}_1$	p	Tendencia °C/decenio
1	5 de Mayo (Laguna)	8.50	0.00011	0.0001	0.418
2	Canatlán	8.82	0.00010	0.0001	0.382
3	Cañón de Fernández (Laguna)	14.55	-6.6 E-06	0.5786	-0.024
4	Ciénega de Escobar	6.46	-3.2 E-05	0.0085	-0.117
5	Ciudad Lerdo (Laguna)	12.56	0.00013	0.0001	0.487
6	Cuencamé (Laguna)	12.25	7.3 E-05	0.0001	0.268
7	El Pueblito	12.39	-0.00039	0.0001	-1.441
8	El Sauz	7.14	-2.3 E-05	0.0001	-0.084
9	El Tarahumar	1.63	-7.6 E-05	0.0001	-0.277
10	El Escalón	11.36	-0.00014	0.0001	-0.518
11	Guanaceví	7.02	3.9 E-06	0.2793	0.014
12	Juan Aldama	10.70	-8.2 E-05	0.0001	-0.302
13	Narciso Mendoza	7.76	5.5 E-05	0.0001	0.202
14	Nazas (Laguna)	11.58	-6.8 E-05	0.0001	-0.248
15	Palmito II	10.96	6.1 E-05	0.0001	0.223
16	Parras	13.23	-5.4 E-05	0.0001	-0.200
17	Peña del Águila	8.95	-7.4 E-05	0.0001	-0.271
18	Rodeo (Laguna)	10.99	-6.0 E-05	0.0001	-0.221
19	San Pedro (Laguna)	11.32	0.00015	0.0001	0.547
20	Santiago Papasquiaro	8.04	1.02 E-05	0.0688	0.037
21	Sardinias	7.85	-0.00024	0.0001	-0.906
22	Santa Clara	8.12	3.04 E-05	0.0087	0.111
23	Tlahualilo (Laguna)	11.31	-1.2 E-05	0.3615	-0.047

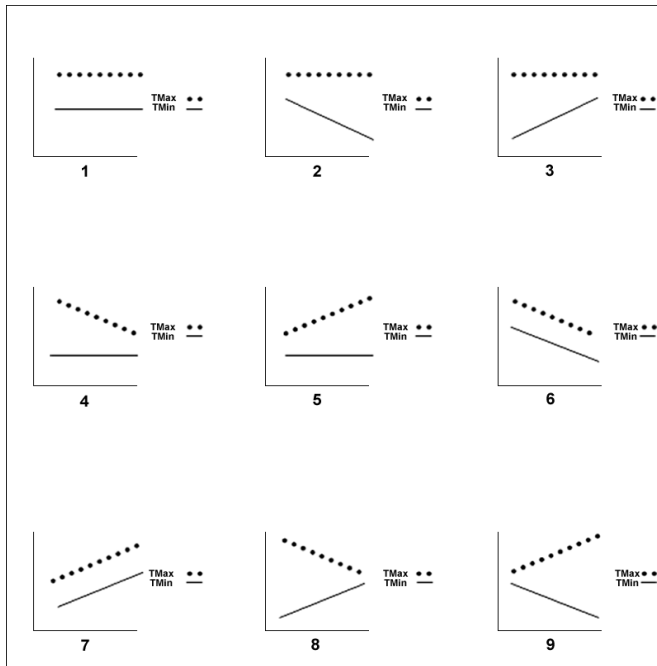


FIGURA 2. Escenarios posibles de temperatura máxima (TMax-) y mínima (TMin-).

FIGURE 2. Possible maximum and minimum temperature scenarios (Tmax- and TMin-, respectively).

Ocho (Ciénega de Escobar, El Pueblito, El Tarahumar, El Escalón, Juan Aldama, Nazas, Rodeo y Sardinas) de las 23 estaciones corresponden al escenario seis, pues las series de ambas temperaturas, máxima y mínima, presentaron tendencias negativas; en solo dos (Cuen-camé y Palmito II) de las 23 estaciones se evidenciaron tendencias positivas en ambas temperaturas (escenario siete). Sin embargo, merece ser resaltado que las temperaturas extremas han cambiado significativamente en esas 10 localidades.

La oscilación térmica se ha incrementado en seis estaciones: En dos estaciones (Parras y Peña del Águila), la tendencia de la temperatura máxima fue nula, mientras que la de la temperatura mínima decreció de manera significativa (escenario dos); en tres estaciones (Cañón de Fernández, Guanaceví y Santiago Papasquiario), la tendencia de la temperatura máxima disminuyó de manera significativa y la de la temperatura mínima fue nula (escenario cinco); y en una estación (El Sauz), la tendencia de la temperatura máxima fue positiva y la de la temperatura mínima fue negativa, ambas de forma significativa (escenario nueve). Es notorio que en cinco de esas seis localidades, una de las dos temperaturas extremas ha cambiado significativamente.

Por el contrario, la oscilación térmica se ha reducido en las siete estaciones restantes: En dos estaciones (Ciudad Lerdo y Narciso Mendoza), la tendencia de

two stations (Parras and Peña del Águila), the maximum temperature trend was zero, while the minimum temperature one decreased significantly (scenario two). At three stations (Cañón de Fernández, Guanaceví and Santiago Papasquiario), the maximum temperature trend decreased significantly and the minimum temperature one was zero (scenario five). And at one station (El Sauz), the maximum temperature trend was positive and the minimum temperature one was negative, both significantly (scenario nine). It is noteworthy that in five of these six locations one of the two extreme temperatures has changed significantly.

By contrast, thermal oscillation has decreased at the remaining seven stations. At two stations (Ciudad Lerdo and Narciso Mendoza), the maximum temperature trend was zero and the minimum temperature one increased significantly (scenario three). At one station (Tlahualilo), the maximum temperature trend decreased significantly and the minimum temperature one was zero (scenario four). At four stations (5 de Mayo, Canatlán, San Pedro and Santa Clara), the maximum temperature trend was negative and the minimum temperature trend was positive, both significantly (scenario eight). It is worth noting that the two extreme temperatures have changed significantly in four of the eight locations.

Fractality and frequencies

As an example of the results of the corresponding analysis, the power-spectral density function of the frequency of the Ciudad Lerdo station is shown in Figures 3 and 4 for the daily maximum and minimum temperature series, respectively. In each plot, the straight line was fitted by Equation 2.

Also in these plots, the major peaks are marked and associated with the corresponding frequencies in order to identify possible external forces that affect temperature variation. Table 4 shows the estimated frequencies for maximum and minimum temperature, respectively, as well as beta estimators ($-\beta$), fractal dimension (D_s) and Hurst coefficient (H) for each series.

The data series of the 23 stations were fitted to straight lines in log-log plots with slope β , whose values ranged from -1.613 to -2.507 (for maximum temperature) and from -1.695 to -2.532 (for minimum temperature), suggesting that:

$$P(f) \propto f^{-\beta}$$

Therefore, the spectrum is singular and can be represented by a curve in the complex plane in all cases. H values ranged from 0.307 to 0.753 (for maximum temperature) and from 0.348 to 0.766 (for minimum temperature).

la temperatura máxima fue nula y la de la temperatura mínima creció de manera significativa (escenario tres); en una estación (Tlahualilo), la tendencia de la temperatura máxima disminuyó de manera significativa y la de la temperatura mínima fue nula (escenario cuatro); en cuatro estaciones (5 de Mayo, Canatlán, San Pedro y Santa Clara), la tendencia de la temperatura máxima fue negativa y la de la temperatura mínima fue positiva, ambas de manera significativa (escenario ocho). Es preciso resaltar que las dos temperaturas extremas han cambiado de forma significativa en cuatro de esas ocho localidades.

Fractalidad y frecuencias

Como ejemplo de los resultados del análisis correspondiente, la densidad del espectro potencial en función de la frecuencia de la estación de Ciudad Lerdo se presenta en las Figuras 3 y 4 para las series de temperatura máxima y mínima a nivel diario, respectivamente. En cada gráfica, la línea recta fue ajustada por medio de la Ecuación 2.

Además, en esos gráficos, los picos más importantes se marcaron y asociaron a las frecuencias correspondientes con el fin de identificar a las posibles fuerzas externas que afectan la variación de la temperatura. En el Cuadro 4 se presentan las frecuencias estimadas para temperatura máxima y mínima, respectivamente; así como los estimadores beta ($-\beta$), dimensión fractal (D_s) y coeficiente de Hurst (H) para cada serie.

For maximum temperature, the series had fractal dimension (D_s) values from 1.247 to (Palmetto II) to 1.693 (Guanaceví) with an average of 1.459 (± 0.08). This indicates that, in general, long-term variation predominates, i.e., future temperatures are influenced by those of the past (De la Fuente *et al.*, 1999). The exceptions are series with a D_s value greater than 1.5.

In the case of minimum temperature, the series had D_s values ranging from 1.234 (El Escalón) to 1.652 (Guanaceví) with an average of 1.469 (± 0.09). Generally, then, long-term variation almost predominates the minimum temperature series as well.

It is notable that in the case of maximum temperature, 19 of the 23 station series had D_s values less than 1.5, while for minimum temperature only 12 of 23 series presented such a situation. This confirms, then, that long-term variation predominates in the case of maximum temperature, while both types of variation (12 long-term and 11 short-term cases) have almost equal importance with regard to minimum temperature.

The major frequencies identified are shown in Figures 5 and 6 for maximum and minimum temperature, respectively. In almost all series we identified a frequency possibly associated with semiannual oscillation (0.5 years), related to the translational motion of the Earth, which can clearly influence temperature variation. It may also be associated with the quasi-biennial oscillation,

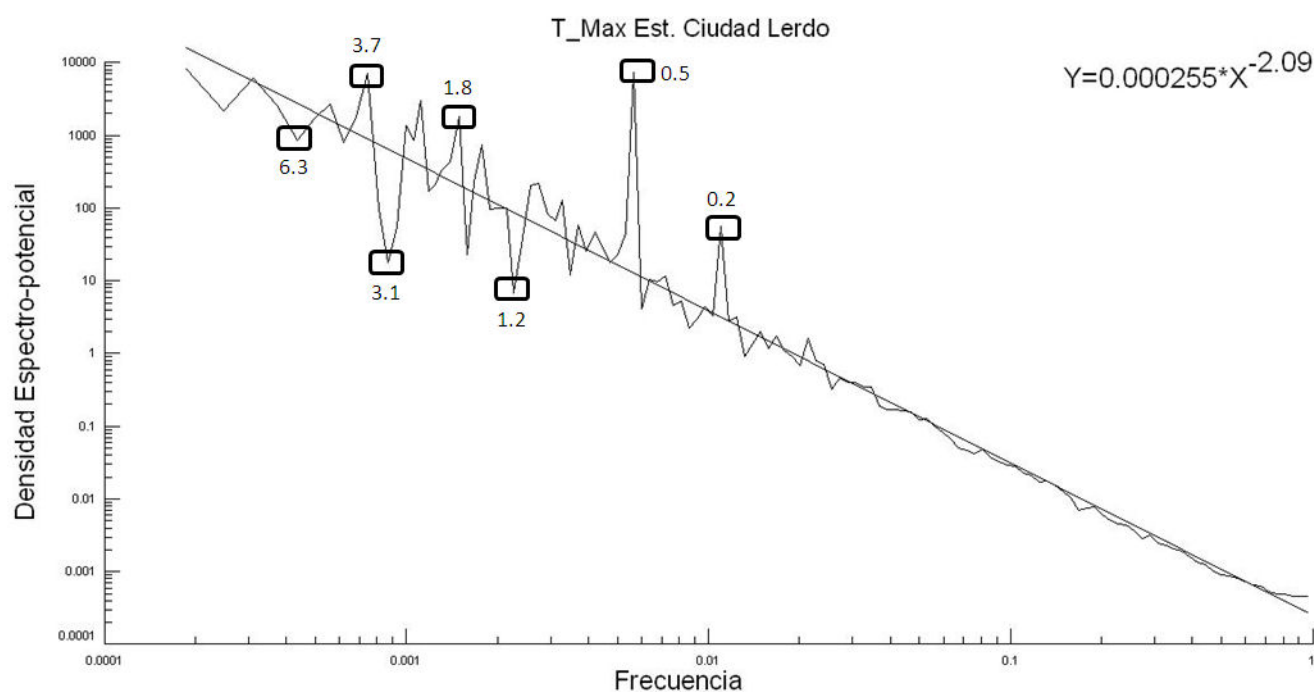


FIGURA 3. Espectro potencial para la temperatura máxima registrada en la estación Ciudad Lerdo, Durango, México.

FIGURE 3. Power spectrum for maximum temperature recorded at the Ciudad Lerdo station, located in Lerdo, Durango, Mexico.

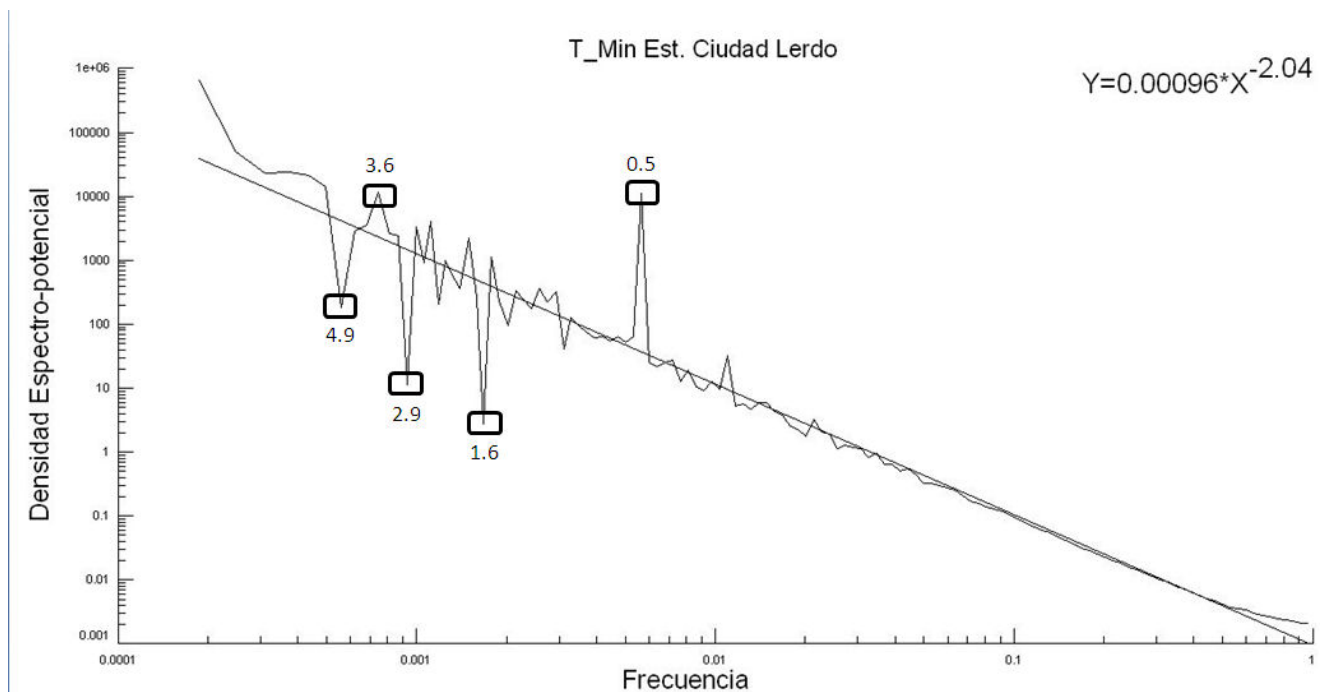


FIGURA 4. Espectro potencial para la temperatura mínima registrada en la estación Ciudad Lerdo, Durango, México.

FIGURE 4. Power spectrum for minimum temperature recorded at the Ciudad Lerdo station, located in Lerdo, Durango, Mexico.

Los datos de las series de las 23 estaciones se ajustaron a líneas rectas en las gráficas log-log con pendiente β , cuyos valores variaron de -1.613 a -2.507 (para la temperatura máxima) y de -1.695 a -2.532 (para la temperatura mínima) lo cual sugiere que:

$$P(f) \propto f^{-\beta}$$

Por consiguiente, el espectro es singular y puede ser representado por una curva en el plano complejo en todos los casos. Los valores de H variaron de 0.307 a 0.753 (para la temperatura máxima) y de 0.348 a 0.766 (para la temperatura mínima).

En el caso de la temperatura máxima, las series presentaron valores de dimensión fractal (D_s) desde 1.247 (Palmito II) hasta 1.693 (Guanaceví) con un valor promedio de 1.459 (± 0.08). Esto indica que, en general, predomina la variación a largo plazo; es decir, las temperaturas futuras se ven influidas por las del pasado (De la Fuente *et al.*, 1999). Las excepciones son las series cuyo valor de D_s es mayor a 1.5.

En el caso de la temperatura mínima, las series presentaron valores de D_s desde 1.234 (El Escalón) hasta 1.652 (Guanaceví) con un valor promedio de 1.469 (± 0.09). Entonces, en general, en las series de temperatura mínima casi predomina también la variación a largo plazo.

Es notable que en el caso de temperatura máxima, las series de 19 de las 23 estaciones presentaron valores de D_s menores a 1.5; mientras que para la temperatura

related to the temperature of the North Pole stratosphere and solar activity (Labitzke and Van Loon, 1989; Mendoza *et al.*, 2001).

Most series have frequencies of between three and seven years, which may be linked to the activity of the El Niño Southern Oscillation phenomenon that occurs in periods of three to five years (Weber and Talkner, 2001) or from three to six years (Monetti *et al.*, 2003).

In the Cañón de Fernández, El Saúz, Guanaceví, Palmito II, Rodeo (Laguna) and Santiago Papasquiario station series, 10-year frequencies were observed, suggesting that they may be affected by the sunspot cycle (Mendoza *et al.*, 2001). In both temperature series recorded in Guanaceví, a 20-year frequency was observed, indicating that they may be influenced by the Sun's magnetic cycle (Mendoza *et al.*, 2001; Valdez-Cepeda *et al.*, 2003a).

The maximum temperature series that only showed 10-year frequencies are those of the Canatlán, El Escalón and Santa Clara stations, while for minimum temperature these frequencies occur in the 5 de Mayo, Cuencamé, El Pueblito, Narciso Mendoza and Nazas station series. Thus, all these series may be influenced by the sunspot cycle (Mendoza *et al.*, 2001; Valdez-Cepeda *et al.*, 2003a).

Importantly, the results suggest the need for future research to address, in greater depth, the association between each of the extreme temperature

mínima en sólo 12 de 23 series se presentó tal situación. Se confirma, entonces, que predomina la variación a largo plazo en los casos de temperatura máxima; mientras que ambos tipos de variación (a largo plazo, 12 a corto plazo, 11 casos) tienen casi igual importancia en lo concerniente a temperatura mínima.

Las frecuencias importantes identificadas se aprecian en las Figuras 5 y 6 para temperatura máxima y mínima, respectivamente. En casi todas las series se identificó una frecuencia asociada posiblemente a la oscilación semestral (0.5 años), relacionada al movimiento de traslación de la Tierra, que claramente puede influir sobre la variación de la temperatura. También, es posible que esté presente la oscilación cuasi-bianual, relacionada con la temperatura de la estratósfera del polo norte y la actividad solar (Labitzke y Van Loon, 1989; Mendoza *et al.*, 2001).

La mayoría de las series presentan frecuencias de entre tres y siete años, las cuales se pueden relacionar con la actividad del fenómeno Oscilación del Sur El Niño que presenta periodicidades de tres a cin-

series (maximum and minimum) with the time series of phenomena with similar-magnitude periodicities to those identified (e.g. quasi-biennial cycle, El Niño Southern Oscillation and the Sun's magnetic and sunspot cycles). The reason for this suggestion is to generate basic knowledge to better understand the relationships between extreme temperature changes and phenomena with global impact and solar activity.

CONCLUSIONS

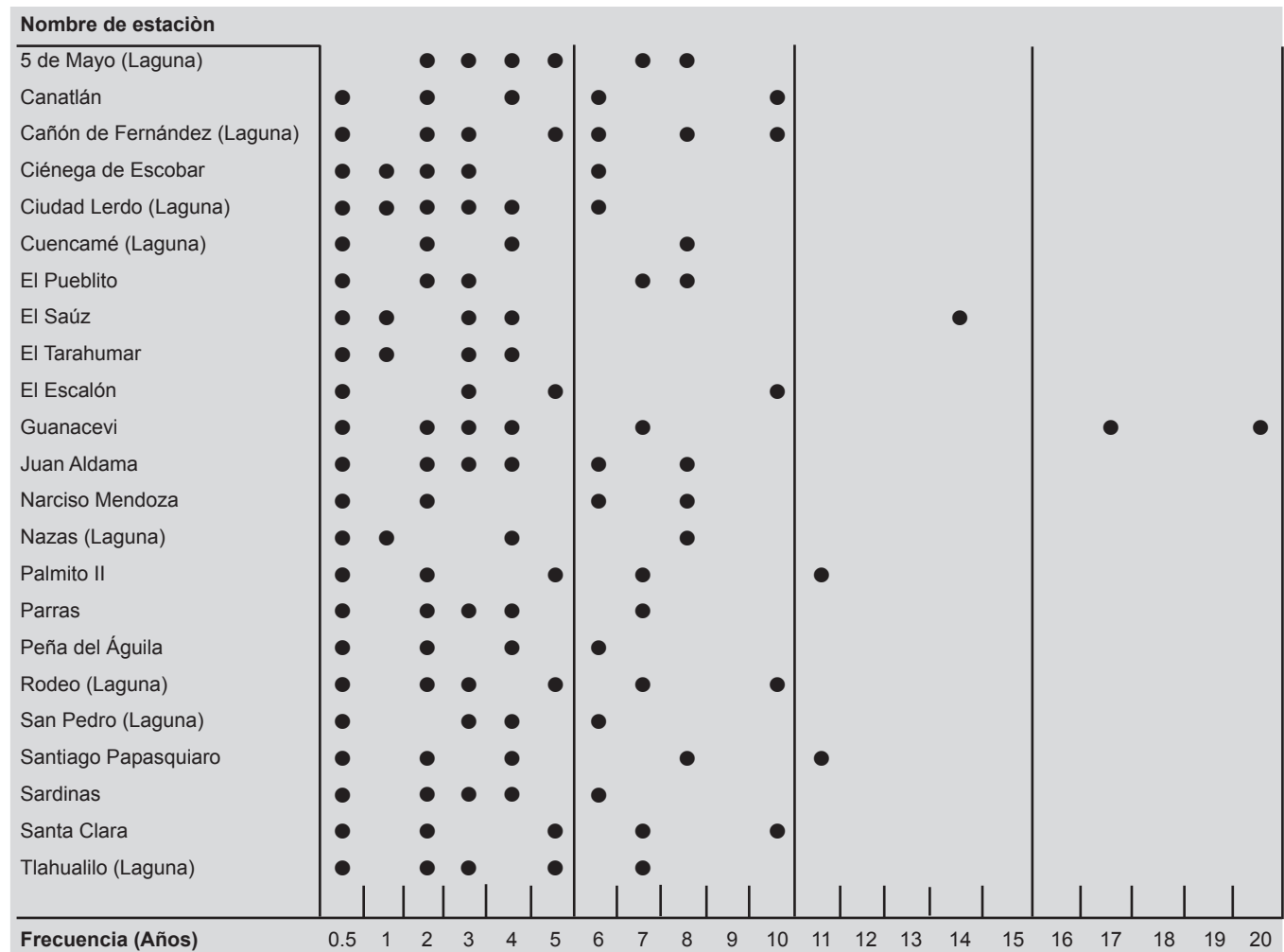
Just over half (24) of the series analyzed (46) showed a significant downward trend for maximum temperature (13 of 23 stations) and minimum temperature (11 of 23 stations). Only 14 series showed a significant upward trend for maximum temperature (8 of 23 stations) and minimum temperature (six of 23 stations).

Maximum temperature had an average decrease of $-0.22\text{ }^{\circ}\text{C}$ per decade, while the minimum temperature averaged $-0.085\text{ }^{\circ}\text{C}$ per decade. However, when considering only the negative trend values, the absolute

CUADRO 4. Listado de estaciones, algunos atributos y parámetros de auto-afinidad para la temperatura máxima y mínima.

TABLE 4. List of stations, some attributes and self-affinity parameters for maximum and minimum temperature.

Nombre de la Estación	n (días)	Parámetros T máxima			Parámetros T mínima		
		$-\beta$	D_s	H	$-\beta$	D_s	H
1 5 de Mayo (Laguna)	14610	2.072	1.464	0.536	1.931	1.535	0.465
2 Canatlán	14610	2.003	1.498	0.502	2.015	1.492	0.508
3 Cañón de Fernández (Laguna)	14610	2.028	1.485	0.514	2.371	1.314	0.684
4 Ciénega de Escobar	13149	2.195	1.402	0.598	1.943	1.529	0.471
5 Ciudad Lerdo (Laguna)	16071	2.095	1.453	0.547	2.042	1.479	0.521
6 Cuencamé (Laguna)	18627	2.247	1.376	0.624	2.276	1.362	0.638
7 El Pueblito	14610	1.912	1.544	0.456	2.080	1.460	0.540
8 El Saúz	20454	2.140	1.430	0.570	2.392	1.304	0.696
9 El Tarahumar	14244	2.026	1.487	0.513	1.989	1.506	0.494
10 El Escalón	14975	2.244	1.378	0.622	2.532	1.234	0.766
11 Guanaceví	29585	1.613	1.693	0.307	1.695	1.652	0.348
12 Juan Aldama	14610	2.058	1.471	0.529	1.991	1.505	0.495
13 Narciso Mendoza	14610	2.198	1.401	0.599	2.151	1.425	0.575
14 Nazas (Laguna)	13879	2.084	1.458	0.542	2.008	1.496	0.504
15 Palmito II	24106	2.507	1.247	0.753	1.904	1.548	0.452
16 Parras	16071	2.111	1.444	0.556	2.070	1.465	0.535
17 Peña del Águila	14610	1.970	1.515	0.485	2.067	1.467	0.533
18 Rodeo (Laguna)	21549	2.047	1.476	0.524	1.960	1.520	0.480
19 San Pedro (Laguna)	14610	1.963	1.518	0.482	2.211	1.394	0.606
20 Santiago Papasquiaro	23741	2.042	1.479	0.521	1.916	1.542	0.458
21 Sardinas	12053	2.029	1.485	0.515	1.948	1.526	0.474
22 Santa Clara	14610	2.115	1.443	0.557	1.990	1.505	0.495
23 Tlahualilo (Laguna)	14610	2.168	1.416	0.584	1.966	1.517	0.483

FIGURA 5. Resumen de frecuencias para temperatura máxima con escala de 0.5 a 20 años.**FIGURE 5. Summary of frequencies for maximum temperature scaled from 0.5 to 20 years.**

co años (Weber y Talkner, 2001) o de tres a seis años (Monetti *et al.*, 2003).

En las series de las estaciones Cañón de Fernández, El Saúz, Guanaceví, Palmito II, Rodeo (Laguna) y Santiago Papasquiaro se observaron frecuencias de 10 años, lo cual sugiere que pueden estar afectadas por el ciclo de manchas solares (Mendoza *et al.*, 2001). En las series de ambas temperaturas, registradas en Guanaceví, se apreció la frecuencia de 20 años, lo cual indica que posiblemente están influidas por el ciclo magnético del Sol (Mendoza *et al.*, 2001; Valdez-Cepeda *et al.*, 2003a).

Las series de temperatura máxima que sólo presentaron frecuencias de 10 años son las de las estaciones Canatlán, El Escalón y Santa Clara; mientras que para la temperatura mínima esas frecuencias se presentaron en las series de las estaciones 5 de Mayo, Cuencamé, El Pueblito, Narciso Mendoza y Nazas. Entonces, todas esas se-

averages increased, reaching -0.414°C and -0.358°C for maximum and minimum temperature, respectively.

The extreme values of the trends were: 0.308°C (Cuencamé) and -1.397°C (Canatlán) for maximum temperature and 0.547°C (San Pedro) and -1.441°C (El Pueblito) for minimum temperature.

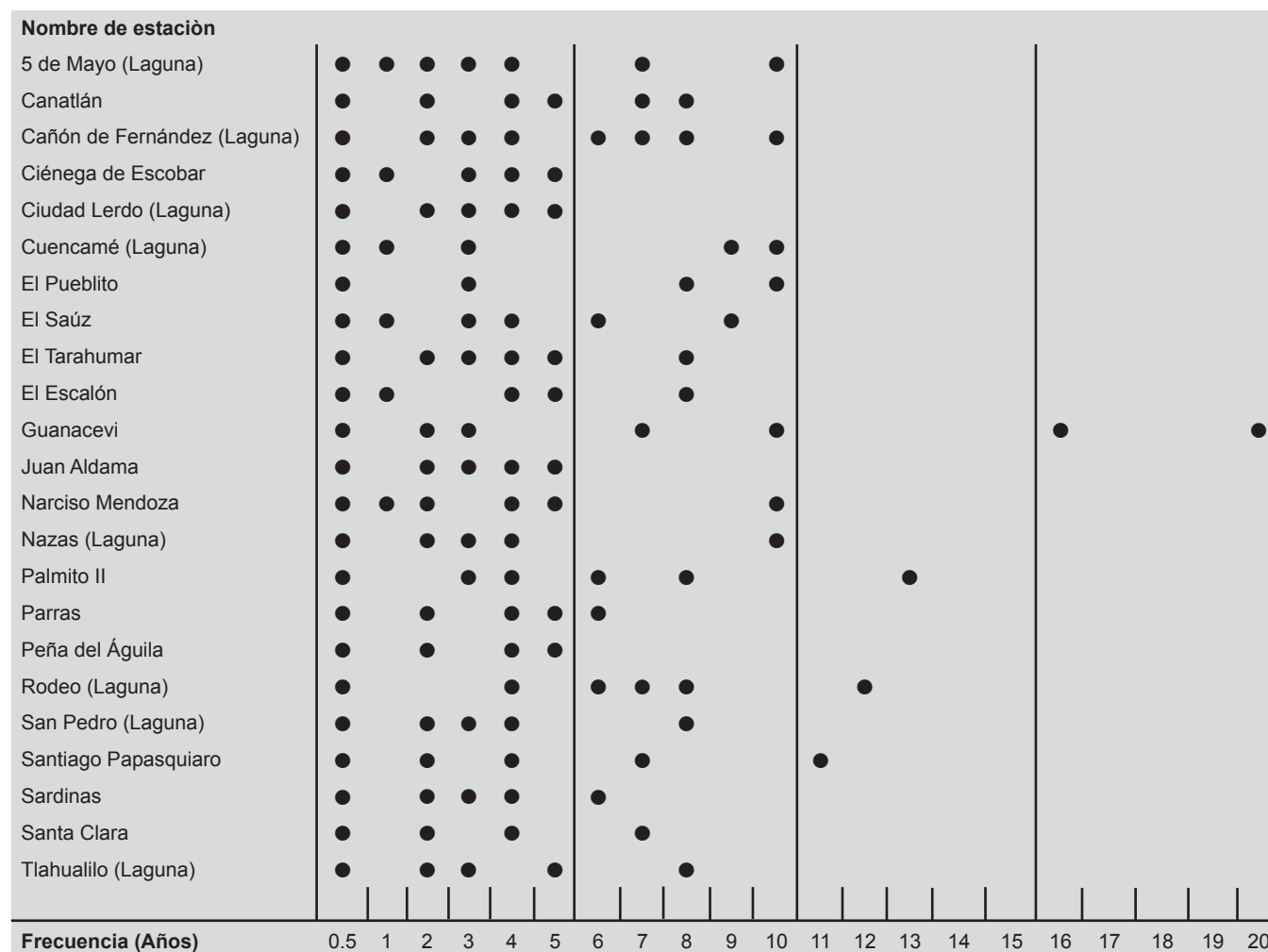
Of nine possible scenarios combining both temperature trends, eight of 23 stations presented the scenario in which both temperatures tend to decrease significantly

The spectral fractal dimension values averaged 1.459 ± 0.08 and 1.469 ± 0.09 for maximum and minimum temperature, respectively. This indicates that long-term variation predominates and that both temperatures are predictable.

The quasi-annual and quasi-biennial frequencies were evidenced in most series. Only in the Cañón de Fernández, El Saúz, Guanaceví, Palmito II, Rodeo and

FIGURA 6. Resumen de frecuencias para temperatura mínima con escala de 0.5 a 20 años.

FIGURE 6. Summary of frequencies for minimum temperature scaled from 0.5 to 20 years.



ries pueden estar influidas por el ciclo de manchas solares (Mendoza *et al.*, 2001; Valdez-Cepeda *et al.*, 2003a).

Es importante señalar que los resultados permiten sugerir que es necesario abordar con mayor profundidad, en futuros trabajos de investigación, la asociación entre cada una de las series de temperatura extrema (máxima y mínima) con las series de tiempo de los fenómenos con periodicidades de magnitud similar a las identificadas (e.g. ciclo cuasi-bianual, Oscilación del Sur El Niño y los ciclos de manchas y magnético del sol). El propósito de esta sugerencia es generar conocimiento básico para entender mejor las relaciones entre el cambio de las temperaturas extremas y los fenómenos con influencia global y la actividad solar.

CONCLUSIONES

Poco más de la mitad (24) de las series analizadas (46) presentaron tendencia significativa de disminución de temperatura máxima (13 de 23 estaciones) y tempe-

Santiago Papasquiaro station series was there a 10-year frequency, and only at Guanacevi was there a 20-year frequency, for both temperatures (maximum and minimum).

ACKNOWLEDGMENTS

Thanks go to the Joint Fund of the State of Durango and the Science and Technology Council of the State of Durango for the financial support granted through the project entitled 'Temperature, Evaporation and Precipitation Behavior in the Context of Climate Change in the Comarca Lagunera', Key: DGO-2008-C01-88130.

End of English Version

ratura mínima (11 de 23 estaciones). Sólo 14 de las series mostraron tendencia significativa de incremento de temperatura máxima (8 de 23 estaciones) y temperatura mínima (seis de 23 estaciones).

La temperatura máxima presentó un promedio de decremento de $-0.22\text{ }^{\circ}\text{C}$ por decenio; en tanto que a la temperatura mínima se asocia un promedio de $-0.085\text{ }^{\circ}\text{C}$ por decenio. Sin embargo, cuando se consideraron solo los valores negativos de tendencia, los promedios absolutos se incrementaron llegando a $-0.414\text{ }^{\circ}\text{C}$ y $-0.358\text{ }^{\circ}\text{C}$ para temperatura máxima y mínima, respectivamente.

Los valores extremos de las tendencias fueron: $0.308\text{ }^{\circ}\text{C}$ (Cuencamé) y de $-1.397\text{ }^{\circ}\text{C}$ (Canatlán) para la temperatura máxima; mientras que para la temperatura mínima fueron $0.547\text{ }^{\circ}\text{C}$ (San Pedro) y $-1.441\text{ }^{\circ}\text{C}$ (El Pueblito).

De nueve escenarios posibles de combinación de las tendencias de ambas temperaturas, ocho de 23 estaciones presentaron el escenario en el que ambas temperaturas tienden a disminuir de manera significativa.

Los valores de dimensión fractal espectral presentaron promedios de 1.459 ± 0.08 y 1.469 ± 0.09 para temperatura máxima y mínima, respectivamente. Ello indica que predomina la variación de largo plazo y que ambas temperaturas son predecibles.

Las frecuencias cuasi-anual y cuasi-bianual fueron evidenciadas en la mayoría de las series. Sólo en las series de las estaciones Cañón de Fernández, El Sauz, Guanaceví, Palmito II, Rodeo y Santiago Papasquiaro se evidenciaron frecuencias de 10 y en Guanaceví la de 20 años, para ambas temperaturas (máxima y mínima).

AGRADECIMIENTOS

Al Fondo Mixto del Estado de Durango y al Consejo de Ciencia y Tecnología del Estado de Durango por el soporte financiero otorgado mediante el proyecto 'Comportamiento de Temperaturas, Evaporación y Precipitación en el Contexto del Cambio Climático en la Comarca Lagunera', Clave DGO-2008-C01-88130.

LITERATURA CITADA

- BROHAN, P.; KENNEDY, J. J.; HARRIS, I.; TETT, S. F. B.; JONES, P. D. 2006. Uncertainty estimates in regional and global observed temperature changes: A new data set from 1850. *J. Geophys. Res.*, 111, D12106. DOI: 10.1029/2005JD006548.
- DE LA FUENTE, I. M.; MARTÍNEZ, L.; AGUIRREGABIRIA, J. M.; VEGUILLAS J.; IRIARTE, M. 1999. Long-range correlations in the phase-shifts of numerical simulations of biochemical oscillations and in experimental cardiac rhythms. *J. Biol. Systems* 7: 113-130.
- EICHNER, J. F.; KOSCIELNY-BUNDE, E.; BUNDE, A.; HAVLIN, S.; SCHELLNHUBER, H.-J. 2003. Power-law persistence and trends in the atmosphere: A detailed study of long temperature records. *Phys. Rev. E*. 68: 046133-046137.
- HAIR, J. F. JR.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. 1999. *Análisis Multivariante*. Quinta Edición. Prentice Hall. 79-81 pp.
- HOUGHTON, J. T.; MEIRA FILHO, L. G.; CALLANDER, B. A.; HARRIS, N.; KATTENBERG, A.; MASKELL, K. (Eds.). 1996. *Climate Change 1995: The Science of Climate Change*. Cambridge University Press. Cambridge.
- HOUGHTON, J. T.; DING, Y.; GRIGGS, D. J.; NOGUER, M.; VAN DER LINDEN, P. J.; DAI, X.; MASKELL, K.; JOHNSON, C. A. (Eds.). 2001. *Climate Change 2001: The Scientific Basis*. Cambridge University Press. Cambridge.
- INSTITUTO MEXICANO DE TECNOLOGÍA DEL AGUA (IMTA). 2007. *Extractor Rápido de Información Climatológica v.1.0*. Software. http://www.csva.gob.mx/sih/info/pag_ficha_datos.php?xficha=905#mas_info
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC). 2001. *Climatic Change 2001: Synthesis Report*. Contribution of Working Group I and III to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press. Cambridge.
- INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC). 2007. *Climatic Change 2007. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press. Cambridge.
- JÁNOSI, I. M.; VATTAY, G. 1992. Soft turbulent state of the atmospheric boundary layer. *Phys. Rev. A* 46: 6386-6389.
- KIRÁLY, A.; JÁNOSI, M. 2002. Stochastic modeling of daily temperature fluctuations. *Phys. Rev. E*. 65: 51-102.
- KIRÁLY, A.; JÁNOSI, I. M. 2005. Detrended fluctuation analysis of daily temperature records: Geographic dependence over Australia. *Meteorol. Atmos. Phys.* 88: 119-128.
- KOSCIELNY-BUNDE, E.; KANTELHARDT, J. W.; BRAUN, P.; BUNDE, A.; HAVLIN, S. 2006. Long-term persistence and multifractality of river runoff records: Detrended fluctuation studies. *J. Hydrol.* 322: 120-137.
- LABITZKE, K.; VAN LOON, H. 1989. Associations between the 11-year solar cycle, the QBO and the atmosphere. Part I: the troposphere and stratosphere in the Northern Hemisphere in winter. *J. Atmosph. and Solar-Terr. Phys.* 50: 197.
- LANDSCHEIDT, T. 2000. Solar wind near Earth: Indicator of variations in global temperature. In: *Proceedings of the 1st Solar and Space Weather Euro-Conference on the Solar Cycle and Terrestrial Climate*. Santa Cruz de Tenerife, España. September 25-30, 2000. 497-500 pp.
- MAGAÑA R., V. O. 2004. El cambio climático global: comprender el problema, In: *Cambio climático: una visión desde*

México, Instituto Nacional de Ecología, Secretaría del Medio Ambiente y Recursos Naturales, ISBN 968-817-704-0. México, D.F. 525 p.

- MENDOZA, B.; LARA, A.; MARAVILLA, D.; JÁUREGUI, E. 2001. Temperature variability in central Mexico and its possible association to solar activity. *J. Atmosph. and Solar-Terr. Phys.* 63: 1891-1900.
- MICROSOFT CORPORATION. 2008. Microsoft Office Excel 2007 (Computer program). Part of Microsoft Office Enterprise. One Microsoft Way, Redmond, WA 98052-6399, Web Site <http://office.microsoft.com/en-us/excel/default.aspx>
- MONETTI, R. A.; HAVLIN, S.; BUNDE, A. 2003. Long-term persistence in sea-surface temperature fluctuations. *Physica A* 320: 581-589.
- MONTGOMERY, D. C.; PECK, E. A.; VINING, G. G. 2007. Introducción al Análisis de Regresión Lineal. 3ra Edición, 4ta Reimpresión, Grupo Editorial Patria. México, D.F. 588 p.
- SCAFETTA, N.; WEST, B. J. 2003. Solar flare intermittency and the Earth's temperature anomalies. *Phys. Rev. Letters* 90: 248701, 4 p.
- SNEDECOR, W. G.; COCHRAN W. G. 1984. Métodos Estadísticos- Editorial CECSA, Décima Impresión, México, D.F. 703 p.
- SOON, W.; BALIUNAS, S.; POSMENTIER, E. S.; OKEKE, P. 2000a. Variations of solar coronal whole area and terrestrial tropospheric air temperature from 1979- to mid-1998: Astronomical forcings of change in earth's climate? *New Astron.* 4: 563-579.
- SOON, W.; SOON, W.; BALIUNAS, S. 2000b. Climate hypersensitivity to solar forcing? *Ann. Geophysic.-Atm. Hydr.* 18: 583-588.
- STATSOFT, INC. 2000. STATISTICA for Windows (Computer Program Manual). Tulsa, OK: StatSoft, Inc., 2300 East 14th Street, Tulsa, OK 74104, phone: (918) 749-1119, fax: (918) 749-2217, email: info@statsoft.com, Web Site: <http://www.statsoft.com>
- STEEL, R. G. D.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. A. 1997. Principles and Procedures of Statistics: A Biometrical Approach. 3rd Edition. McGraw-Hill. USA. 972 p.
- TRENBERTH, K. E.; JONES, P. D.; AMBENJE, P.; BOJARIU, R.; EASTERLING, D.; KLEIN TANK, A.; PARKER, D.; RAHIMZADEH, F.; RENWICK, J. A.; RUSTICUCCI, M.; SODEN, B.; ZHAI, P. 2007. Observations: Surface and Atmospheric Climate Change. In: *Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* [SOLOMON, S.; QIN D.; MANNING, M.; CHEN, Z.; MARQUIS, M.; AVERYT, K.B.; TIGNOR, M.; MILLER, H.L. (Eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.
- TRUSOFT, INTERNATIONAL INC. 1999. Benoit-your door into the world of Fractal Analysis, Version 1.31. 204 37th Ave. N #133 St. Petersburg, FL 33704 Tel: (727) 894-7426, Fax: (727) 822-3040, email: -sales@trusoft-international.com, Web Site: <http://www.trusoft-international.com>
- VALDEZ-CEPEDA, R. D. 1991. Estimación del agua en el suelo. *Terra* 9(2): 114-121.
- VALDEZ-CEPEDA, R. D.; HERNÁNDEZ-RAMÍREZ, D.; MENDOZA, B.; VALDÉS-GALICIA, J.; MARAVILLA, D. 2003a. Fractality of monthly extreme minimum temperature. *Fractals* 11: 137-144.
- VALDEZ-CEPEDA, R. D.; MENDOZA, B.; DÍAZ-SANDOVAL, R.; VALDÉS-GALICIA, J.; LÓPEZ-MARTÍNEZ, J. D.; MARTÍNEZ-RUBÍN DE CELIS, E. 2003b. Power-spectrum behaviour of yearly mean grain yields. *Fractals* 11(3): 295-301.
- WEBER, R. O.; TALKNER, P. 2001. Spectra and correlations of climate data from days to decades. *J. Geophys. Res.* D 106: 20131-20144.
- YANO, J.-I.; BLENDER R.; ZHANG, C.; FRAEDRICH, K. 2004. 1/f noise and pulse-like events in the tropical atmospheric surface variabilities. *Q. J. R. Meteorol. Soc.* 130: 1697-1721.