

ANÁLISIS DE LOS DATOS DE HELIOFANÍA EN EL SUR DE ARGENTINA

H. Grossi Gallegos* y M. I. Spreafichi**

Red Solarimétrica, Servicio Meteorológico Nacional
Avda. Mitre 3100, (1663) San Miguel, Buenos Aires, ARGENTINA
Telefax: (54-11) 4455 6762 , E-mail: grossi@postmast.edu.ar

RESUMEN: La insuficiencia de datos de irradiación solar con condiciones estadísticas de representatividad temporal y espacial es el motivo para usar la heliofanía para estimarlos. Pero las series de heliofanía medida a través de largos períodos permiten investigar también las probables consecuencias climáticas relacionadas con el Cambio Climático Global. En este trabajo se presentan los resultados del análisis estadístico realizado en Argentina en la zona ubicada al sur del paralelo 38° con la aplicación del test de Mann-Kendall y se discuten los resultados obtenidos en relación con el error de medición del parámetro.

Palabras clave: heliofanía, series temporales, tendencias, Cambio Climático.

INTRODUCCIÓN

A lo largo de los últimos años se ha dedicado bastante trabajo al rescate, análisis y evaluación de los datos de heliofanía (también denominada horas de brillo solar) por ser uno de los parámetros más ligados a la irradiación solar que posee registros históricos de gran extensión y distribuidos con vastedad por todo el mundo. Su interés reside no sólo en la posibilidad de estimar la irradiación global a partir de correlaciones estadísticamente establecidas (Grossi Gallegos *et al.*, 2003; Righini y Grossi Gallegos, 2003) sino también para analizar la posible influencia del Cambio Climático Global (CCG) sobre el régimen solar (Grossi Gallegos y Atienza, 1995; Blázquez y Grossi Gallegos, 1996, Blázquez y Grossi Gallegos, 1997) con las consecuencias que ello podría traer asociadas sobre la producción agrícola (Grossi Gallegos y Magrin, 1993; Magrin *et al.*, 1997).

En años anteriores se analizaron estadísticamente los datos de heliofanía efectiva (n) de la estación San Miguel (BA), descartándose la presencia de tendencias significativas al nivel de 5% y, bajo la suposición de una distribución normal de sus promedios, se obtuvo como conclusión que, si bien dependiendo de la época del año, los conjuntos de más de 10 años eran suficientemente confiables como para permitir calcular el promedio de manera representativa, dentro de los límites del error de medición, que se fijó en 5% (Roberti *et al.*, 2002). Esta conclusión fue utilizada para evaluar su distribución espacio-temporal en Argentina mediante métodos geoestadísticos de interpolación (Grossi Gallegos y Righini, 2002).

En este trabajo se pretende analizar la existencia de posibles tendencias utilizando los métodos recomendados por el Grupo de Trabajo en Fluctuaciones Climáticas de la Organización Meteorológica Mundial (O.M.M.), en particular, el planteado originalmente por Mann en 1945 y que fuera reformulado por Kendall en 1948 (Kendall and Stuart, 1961). Si bien el proyecto tiende a cubrir todas las estaciones del país, se comenzó por la zona ubicada al sur del paralelo 38° motivados por la recepción de una comunicación personal en la que parecían detectarse tendencias significativa en los valores de la reflectividad de las nubes determinada a lo largo de 20 años (1980-2000) desde el satélite TOMS (Total Ozone Mapping Spectrometer)/NASA, que indicaban un aumento de los promedios anuales a medida que crecía la latitud hacia el Sur (Herman, 2002).

MATERIALES Y MÉTODO

Para este trabajo se consideraron las estaciones ubicadas al sur del paralelo 38°; a partir de los valores mensuales de heliofanía efectiva existentes en el Banco de Datos del Servicio Meteorológico Nacional (SMN) correspondientes al período 1956/2003 se calcularon en primer lugar los promedios anuales para los años que tenían completos los registros, con lo cual la muestra se redujo, y se analizaron las series históricas con el test de Mann-Kendall (nivel de significancia del 5%). En la Tabla 1 se listan las estaciones consideradas, sus coordenadas, el número de años finalmente analizados y se presentan algunos resultados estadísticos obtenidos (nivel de probabilidad y valor medio de los valores anuales).

De acuerdo con los resultados del nivel de probabilidad obtenidos con el test, la hipótesis de pendiente nula puede ser rechazada si el valor hallado es menor (o igual) que el nivel de significación (en este caso, 0.05); por lo tanto, para las estaciones ubicadas en Bahía Blanca, Alto Valle, Comodoro Rivadavia, Gobernador Gregores y Río Gallegos se cumple esta condición, lo cual estaría indicando la presencia de tendencias crecientes en todas ellas, excepto en Alto Valle (por la escasa estadística de la muestra se dejaron de lado los resultados de Tolhuin y Ushuaia, si bien sus niveles de probabilidad son mayores que el nivel de confianza fijado).

* Miembro de la Carrera del Investigador del CONICET

** Miembro de la Carrera del Personal de Apoyo del CONICET

Latitud [°]	Longitud [°]	Nombre	Período	N [años]	p-level	Valor medio [h]
38.73	62.10	Bahía Blanca	1956/2000	33	0.009	6.5
38.95	68.13	Neuquén	1957/2000	39	0.744	6.3
39.02	67.67	Alto Valle (INTA)	1971/1992	16	0.002	7.4
41.15	71.17	Bariloche	1956/2000	37	0.583	7.2
43.20	65.27	Trelew Ao.	1956/2000	39	0.586	6.2
45.78	67.50	C. Rivadavia	1956/2000	37	0.001	6.0
47.73	65.92	P.Deseado	1956/2000	21	0.809	4.5
49.32	67.45	S. Julián	1976/2000	16	0.177	5.8
48.78	70.17	G. Gregores	1956/2000	18	0.017	5.6
51.37	69.28	R. Gallegos	1956/2000	25	0.002	4.4
53.48	67.45	R. Grande	1959/2002	22	0.888	4.5
54.70	67.25	Tolhuin	1990/2002	10	0.180	3.5
54.80	68.32	Ushuaia	1990/2000	9	0.835	3.8
60.75	44.72	B. Orcadas	1957/2002	35	0.435	1.1
63.40	56.98	B. Esperanza	1964/2003	17	0.342	3.0
77.90	45.98	B. Belgrano III	1959/2002	17	0.323	3.9

Tabla 1. Estaciones consideradas, sus coordenadas, el período de datos existente, el número de años finalmente analizados y algunos de los resultados estadísticos obtenidos.

Pero los valores considerados se obtienen a partir de mediciones de las horas quemadas por el Sol en la faja de papel del heliógrafo, las cuales están afectadas por el error del sistema que podría llegar a enmascarar los resultados del test. Por esta razón, se analizará la incerteza introducida en la medición de la heliofanía efectiva realizada en las estaciones del SMN, suponiendo que el umbral de respuesta de las fajas utilizadas no cambió a través del tiempo (lo cual no es una hipótesis fácil de defender ni posible de verificar ya que las mismas fueron destruidas). Para estimar el error nos remitiremos a un estudio realizado con anterioridad sobre la variabilidad de la heliofanía en la Pampa Húmeda (Grossi Gallegos y Atienza, 1992).

VARIABILIDAD ESPACIAL DE LOS VALORES DE HELIOFANÍA MEDIDOS POR LA RED METEOROLÓGICA EN LA PAMPA HÚMEDA

Las mediciones de horas diarias de brillo solar efectuadas con heliógrafos del tipo Campbell-Stokes en 13 estaciones de la Pampa Húmeda a lo largo de tres décadas (que iban de 1958 a 1988) fueron procesadas con una metodología ya expuesta en otro trabajo (Grossi Gallegos and Lopardo, 1988). La información procesada fue la de heliofanía relativa, es decir, el cociente entre las horas de insolación registradas n y las posibles astronómicas N .

En primer lugar se analizó el comportamiento de la desviación estándar de las diferencias diarias en función de la distancia entre pares de estaciones, sin distinción entre las diferentes épocas del año; a continuación se analizó la variación que experimenta con la distancia el coeficiente de variabilidad C_v (o dispersión estándar relativa), la que se define como el cociente entre la desviación estándar y la semisuma de los valores medios del parámetro en todo el período, lo que se representa en la Figura 1. La distribución fue ajustada por aproximaciones polinomiales de orden 1 a 4, quedándose finalmente con la de segundo orden pues da una expresión relativamente sencilla con un razonable valor del coeficiente de determinación (R^2).

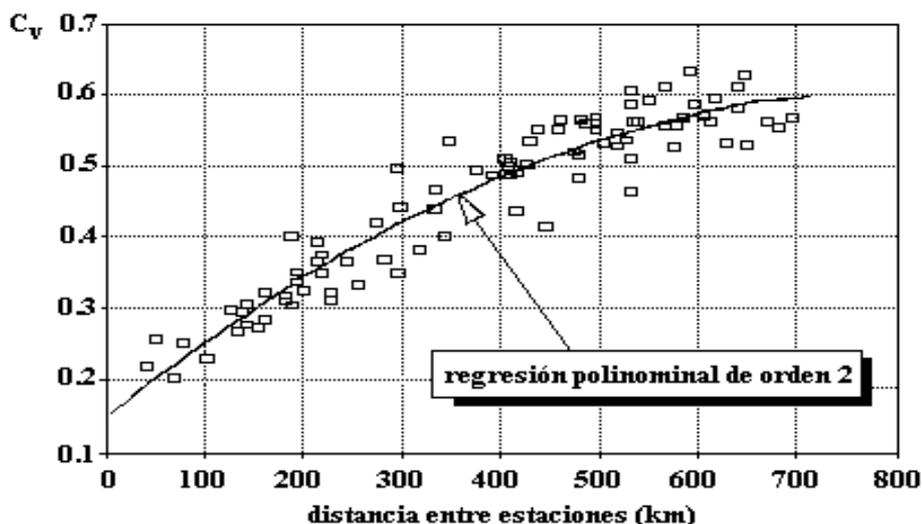


Figura 1. Variación con la distancia del coeficiente de variabilidad de la heliofanía relativa en la Pampa Húmeda para un nivel de confianza del 67%.

La expresión obtenida fue:

$$C_v(d) = -6.88 \times 10^{-7} d^2 + 1.13 \times 10^{-3} d + 1.49 \times 10^{-1} \quad R^2 = 0.92$$

válida para distancias comprendidas entre 40 y 700 km.

Multiplicando por un valor de Z (coeficiente de confianza) de 1.644 se puede obtener un nivel de confianza del 90%. Aplicando esta metodología a los valores diarios y a los promedios decádicos y mensuales se obtienen variantes en lo referente a las posibilidades de extrapolación, lo que puede verse en la Figura 2. Resulta así que para los promedios mensuales, con un nivel de confianza del 90%, es posible extrapolarlos hasta 150 km sin exceder un error del 15%.

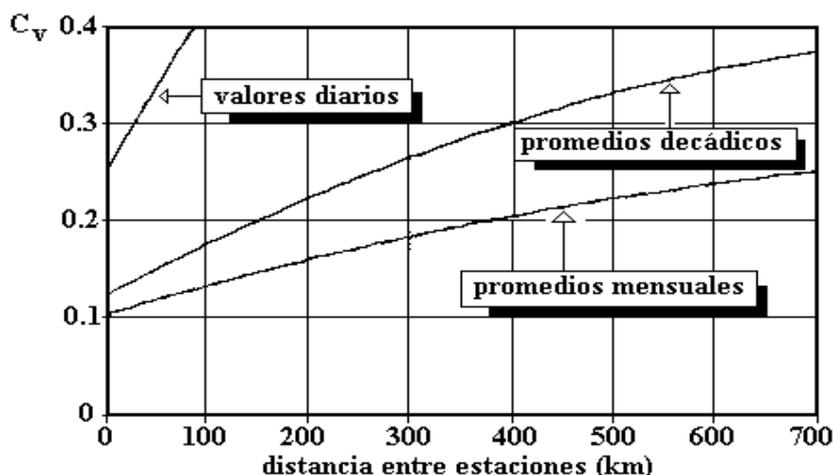


Figura 2. Aproximación polinomial de segundo orden para el coeficiente de variabilidad de la heliofanía relativa en función de la distancia (km) entre estaciones y del lapso de promediación, con un nivel de confianza del 90%, según Grossi Gallegos y Atienza (1992).

Si bien lo analizado fueron los valores de heliofanía relativa y lo tratado en este trabajo gira en torno de la heliofanía efectiva (o absoluta), puede suponerse que la división por el número de horas astronómicamente posibles no afecta el error determinado (o sea, que el error introducido es despreciable). Teniendo en cuenta el artículo de Gandin (1970) en el que se basa esta metodología, la extrapolación del coeficiente de variabilidad para distancia nula resulta en:

$$C_v(d=0) = (2)^{1/2} \sigma$$

lo que, para valores diarios, da un valor del coeficiente C_v de 0.245 (esto es, $0.149 \times 1.644 = 0.245$) y un error sistemático $\sigma_{\text{diario-90}}$ (error estándar del sistema de medición) de 0.173 (17.3%). Si se fija un nivel de confianza del 95% (compatible con los tests de tendencias habituales, como el de Mann-Kendall), la extrapolación a distancia nula del coeficiente de variabilidad para valores diarios toma un valor de 0.292 y, de ahí, el error sistemático asciende al 20.6%.

Para los promedios mensuales, con un nivel de confianza del 90%, se obtuvo un valor del coeficiente C_v de 0.1, lo que permite estimar un error sistemático de 0.07 (7%), al que se puede considerar como un valor razonable teniendo en cuenta la técnica de medición sobre la faja quemada. Si consideramos los valores mensuales con un nivel de confianza del 95%, la extrapolación del coeficiente de variabilidad toma un valor de 0.119 y el error sistemático, 8.4%.

Si a partir del error de los valores diarios se estima el de los promedios anuales calculados a partir de ellos, para un nivel de confianza del 90% se obtiene:

$$\sigma_{\text{anual-90}} = (1/365)^{1/2} \sigma_{\text{diario-90}} = 0.0091$$

lo que resulta en un error del sistema de 0.9 % (para un nivel de confianza del 95% es de 1.5%).

Puede esperarse que la distribución estadística de las diferencias entre los promedios anuales siga una función gaussiana, con una dispersión estándar $[(\sigma_i^2 + \sigma_j^2)/365]$, en donde σ_i es considerado como el error en la medición del valor diario de la heliofanía en cada año. Aceptando que estos errores son del mismo orden en todos los años (y en todas las estaciones de medición), los promedios anuales se distribuirían alrededor del valor medio de la población con una dispersión estándar de $(2/365)^{1/2} \sigma$, suponiendo que no hubiera tendencia (Grossi Gallegos y Atienza, 1995). En este caso, no podrían diferenciarse dos promedios anuales que difirieran en menos de 1.3% , para un nivel de confianza del 90%, y de 1.8% para un nivel de confianza del 95%. En cuanto a los promedios mensuales, no se podrían diferenciar dos valores que difirieran en menos de 9.9% , para un nivel de confianza del 90%, y en menos de 11.9% para un nivel de confianza de 95%.

ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

Se comparan a continuación las variaciones extremas en los valores promedio (calculadas según se explica en el Apéndice en base a las pendientes y ordenadas al origen de las rectas establecidas por el programa computacional utilizado) con las cotas fijadas por la incerteza instrumental a las pendientes que se representan en la Figura 3, dejando de lado por baja estadística las estaciones antes mencionadas.

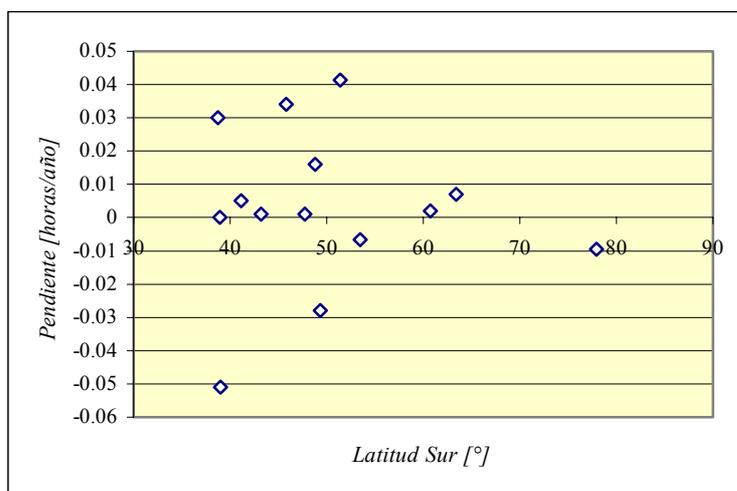


Figura 3. Pendientes de las rectas de variación de la heliofanía efectiva a través del tiempo en el Sur de la Argentina, representadas en función de la latitud de la estación.

En la Tabla 2 se muestra así para cada estación la semivariación total lo largo del período para compararla con la incerteza introducida en el valor promedio por el error instrumental, que se incluye en la tabla, como así también la dispersión estándar de los promedios para dar una idea de la variabilidad temporal. Puede observarse que en muchos casos el error en la pendiente de la recta trazada por cuadrados mínimos es igual o mayor que el valor, consecuencia de bajos valores del coeficiente de regresión, por lo que el modelo lineal no sería el más apropiado para describir la variación temporal

Nombre	Pendiente [horas/año]	Ordenada [horas]	n 2005 [horas]	n promedio [horas]	Incerteza 0.018*n [horas]	Cv
Bahía Blanca	0.030 ± 0.012	4.420 ± 0.967	7.6 ± 0.3	6.5	± 0.12	0.15
Neuquen	0.000 ± 0.008	7.315 ± 0.674	6.6 ± 0.8	6.3	± 0.11	0.11
Alto Valle	-0.051 ± 0.012	11.502 ± 0.927	6.1 ± 0.3	7.4	± 0.13	0.05
Bariloche	-0.005 ± 0.005	7.611 ± 0.436	7.1 ± 0.1	7.2	± 0.13	0.06
Trelew Ao.	0.001 ± 0.005	7.137 ± 0.377	7.2 ± 0.1	6.2	± 0.11	0.06
C. Rivadavia	0.034 ± 0.009	3.351 ± 0.713	6.9 ± 0.2	6.0	± 0.11	0.13
P.Deseado	0.001 ± 0.007	4.356 ± 0.852	4.5 ± 0.1	4.5	± 0.08	0.16
S. Julián	-0.028 ± 0.018	8.400 ± 1.642	5.5 ± 0.2	5.8	± 0.10	0.07
G. Gregores	0.016 ± 0.006	4.300 ± 0.486	6.0 ± 0.1	5.6	± 0.10	0.07
R. Gallegos	0.041 ± 0.009	1.071 ± 0.758	5.4 ± 0.2	4.4	± 0.08	0.18
R. Grande	-0.007 ± 0.007	5.295 ± 0.565	4.6 ± 0.2	4.5	± 0.08	0.11
B. Orcadas	0.002 ± 0.002	0.936 ± 0.167	1.1 ± 0.0	1.1	± 0.02	0.18
B. Esperanza	0.007 ± 0.007	1.759 ± 0.633	2.5 ± 0.5	3.0	± 0.05	0.13
B. Belgrano III	-0.009 ± 0.012	4.611 ± 1.043	3.7 ± 0.2	3.9	± 0.07	0.36

Tabla 2. Estaciones consideradas y parámetros asociados para analizar la incidencia del error de medición en las pendientes halladas.

COMENTARIOS

Las tendencias halladas en las estaciones resultaron crecientes, a excepción de las correspondientes a Alto Valle, San Julián, Río Grande, Ushuaia y Belgrano III, no observándose ninguna correlación entre sus magnitudes o el signo y la latitud (ver Figura 3).

Por lo que puede verse en la Tabla 2, el error instrumental no puede enmascarar las tendencias que el test de Mann-Kendall identificó como significativas al 5%. Ni lo hace con la tendencia de S. Julián, que no resultó significativa al nivel de confianza adoptado (la que resulta significativa al 1%), a pesar de que la serie presenta una baja dispersión y aparenta una

clara disminución en sus valores (su extensión temporal es menor, pero su pendiente es del orden de las que resultaron significativas, si bien de signo contrario), como se puede ver en la figura 4, en donde se presentan las series anuales de las estaciones Gobernador Gregores y San Julián. El test de Mann-Kendall aplicado determinó significancia al 5% en la pendiente de Gregores y no en la de San Julián, con valores del mismo orden.

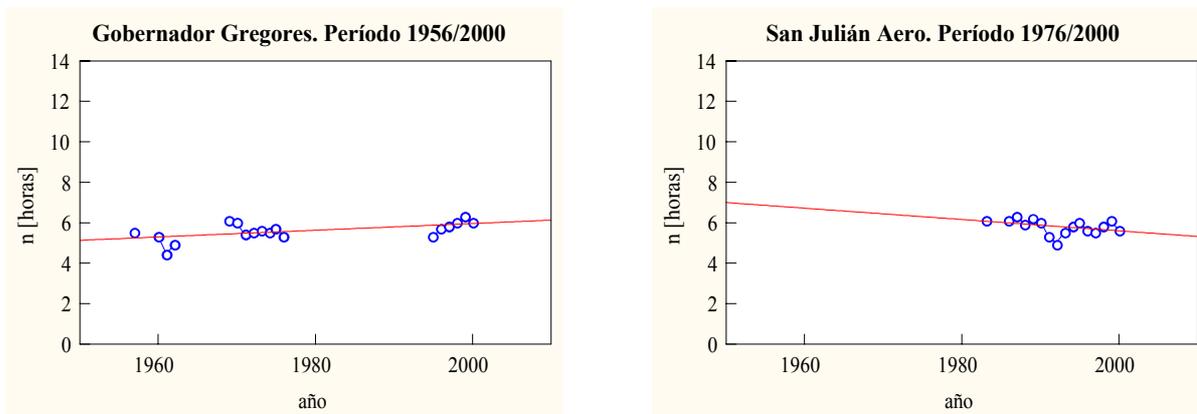


Figura 4. Variación temporal de los promedios anuales de la heliofania efectiva diaria en las estaciones de Gobernador Gregores (con falta de completitud) y de San Julián.

La extensión y completitud de las bases de datos analizadas es dispar, si bien se encuentran otras series realmente valiosas, como las que se muestran en la figura 5 que corresponden a las estaciones Neuquén, Bariloche, Trelew y Base Orcadas, ninguna de las cuales mostró una pendiente significativa al 5%.

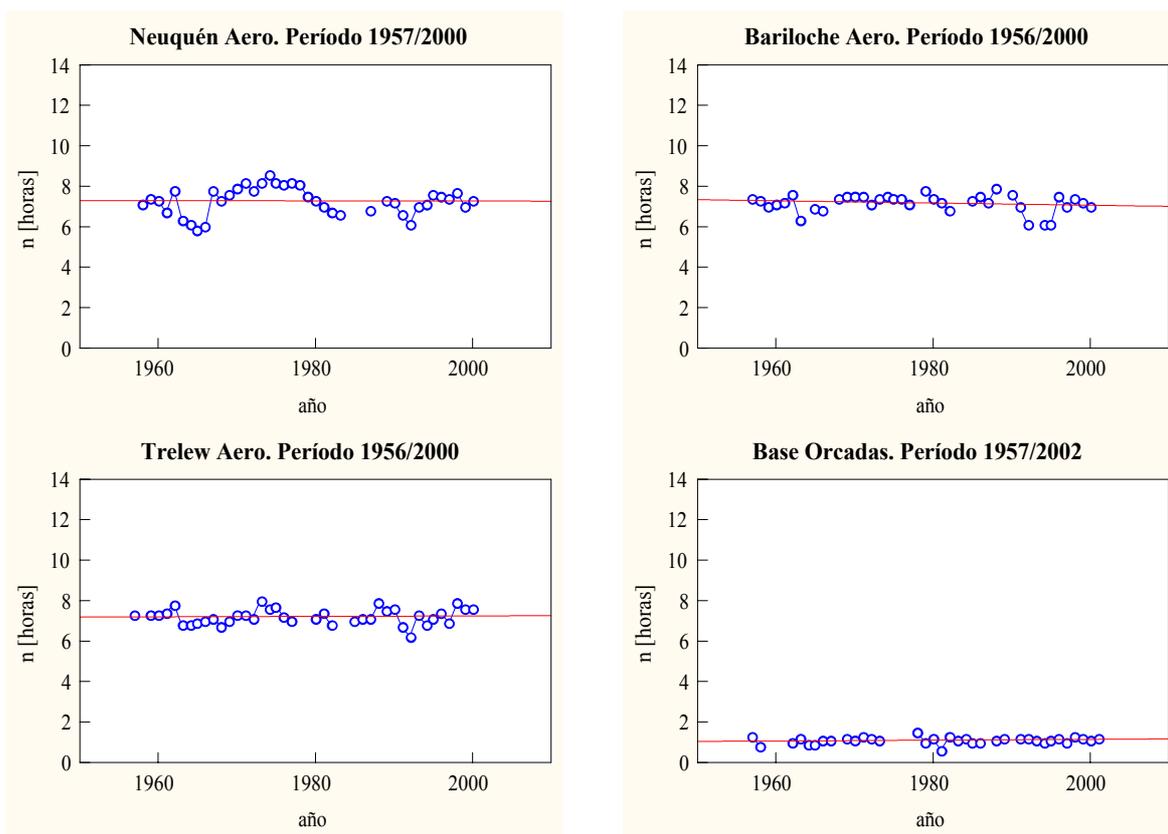


Figura 5. Variación temporal de los promedios anuales de la heliofania efectiva diaria en estaciones con destacable extensión y completitud (presentaron pendientes no significativas al 5%).

Analizando detalladamente las series que mostraron tendencias que resultaron significativas al 5%, a excepción de la de Alto Valle todas presentan comportamientos irregulares (lo que se evidencia en general por un valor elevado del coeficiente de variabilidad) que ameritarían un estudio profundo y detallado sobre su historial y sobre los registros originales: averiguar si hubo cambio de instrumental, de ubicación o de operador, o si la respuesta de las fajas sufrió modificaciones (esto último, como ya se dijo, no puede verificarse ya que los registros originales en papel fueron destruidos).

Ninguna de las estaciones analizadas que tienen buenos registros históricos, con alto grado de completitud y extensión, presentó una tendencia significativa al 5% (excepto, como ya se dijo, la del INTA Alto Valle, pero sobre 16 promedios anuales). En particular, la ubicada en las Islas Orcadas muestra una pequeña pendiente positiva no significativa, a pesar de tratarse, junto con Río Gallegos, de una de las dos estaciones argentinas en las que se detectó un incremento significativo en la temperatura ambiente a lo largo del siglo XX (Hoffmann *et al.*, 1997; Cazeneuve *et al.*, 2000), incremento cuyo origen podría ahora ser adjudicado a la influencia de las actividades humanas, como ya lo plantearon como alternativa Hoffmann *et al.* en su artículo.

Apéndice. Los valores estimados para la heliofanía en el año 2005 (ver Tabla 2) con su correspondiente banda de incerteza, asumiendo una tenencia lineal, fueron calculados con las expresiones siguientes:

$$n_M = b_m + a_M \cdot \Delta t \quad n_m = b_m + a_m \cdot \Delta t \quad n_{\text{promedio}} = (n_M + n_m)/2 \quad \Delta_n = (n_M - n_m)/2$$

en donde:

n_M : valor máximo de la heliofanía	b_m : ordenada al origen máxima
n_m : valor mínimo de la heliofanía	a_m : pendiente mínima
n_{promedio} : valor promedio de la heliofanía	a_M : pendiente máxima
Δ_n : incerteza en n 2005	Δt : intervalo temporal
b_m : ordenada al origen mínima	

REFERENCIAS

- Blázquez M. L. y Grossi Gallegos H. (1996) Estudio de variables meteorológicas en la estación San Miguel, provincia de Buenos Aires. Informe de avance. *Actas de la XIX Reunión de Trabajo de la ASADES*, tomo I, pp. 04.1-04.4, Mar del Plata, Argentina.
- Blázquez M. L. y Grossi Gallegos H. (1997) Resultados del estudio del comportamiento estadístico de la radiación solar y otras variables meteorológicas asociadas. *Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente* **1** (1): 189-192.
- Cazeneuve H., Ozu R., Luccini E. y Piacentini R.D. (2000) Actividades científicas en las Bases Antárticas Argentina. I. Investigaciones sobre el medio ambiente. *Energías Renovables y Medio Ambiente* **8**: 17-28.
- Gandin L. S. (1970) *The planning of meteorological station networks*. Tech. Note No. 111, World Meteorological Organization, Geneva, Switzerland, WMO-No. 265.TP.149, 135 p.
- Grossi Gallegos H. and Lopardo R. (1988) Spatial variability of the global solar radiation obtained by the Solarimetric Network in the Argentine Pampa Humeda. *Solar Energy* **40** (5): 397-404.
- Grossi Gallegos H. y Atienza G. (1992) Análisis del comportamiento espacial de los datos de radiación solar en la Pampa Húmeda argentina. En *Memoria del IV Congreso Interamericano y I Iberoamericano de Meteorología*, Cáceres y Salamanca, España, Tomo I, pp. 216-220.
- Grossi Gallegos H. y Magrin G. (1993) Evaluación de la influencia de la calidad de los datos de radiación solar global en los pronósticos de cosecha. En *Actas del 7mo. Congreso Latinoamericano de Energía Solar - 16a. Reunión de Trabajo de la Asociación Argentina de Energías Renovables y Ambiente*, La Plata, Buenos Aires, Argentina, tomo I, pp. 243-250.
- Grossi Gallegos H. y Atienza G. (1995) Variación secular de la radiación solar global en la Argentina primeros resultados. *Actas de la 18va. Reunión de Trabajo de la ASADES*, San Luis, Argentina, tomo I, pp. 4.15-4.22.
- Grossi Gallegos H. y Righini R. (2002) Acerca de la distribución de la heliofanía en Argentina. *Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente* **6** (2): 11.37-11.41 versión CD-ROM.
- Grossi Gallegos H., Roberti A., Renzini G. y Sierra V. (2003) Algunos comentarios sobre el modelo de Suehrcke y su aplicación en Argentina. *Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente* **7**(2): 11.01-11.05 versión CD-ROM.
- Herman, J. (2002) comunicación personal.
- Hoffmann J. A. J., Núñez S. E. and Vargas W. M. (1997) Temperature, humidity and precipitation variations in Argentina and the adjacent sub-antarctic region during the present century. *Meteorol. Zeitschrift* **6**: 3-11.
- Kendall M.G. and Stuart A. (1961) *The advanced theory of statistics*, vol. 2, fourth edition. C. Griffin and Co. Ltd, London, England.
- Magrin G.O., Travasso M.I., Diaz R., Rodriguez R. (1997) Vulnerability of the agricultural systems of Argentina to climate change. *Climate Research* **9**: 31-36.
- Righini R. y Grossi Gallegos H. (2003) Aproximación a un trazado de nuevas cartas de irradiación solar para Argentina. *Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente* **7**(2): 11.07-11.11 versión CD-ROM.
- Roberti A., Renzini G., Sierra V. y Grossi Gallegos H. (2002) Primeros resultados del análisis estadístico de los datos de heliofanía en la Argentina. *Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente* **6** (2): 11.31-11.35 versión CD-ROM.

ANALYSIS OF SUNSHINE HOUR DATA IN THE SOUTH OF ARGENTINA

H. Grossi Gallegos y M. I. Spreafichi

ABSTRACT – The insufficient solar irradiation data with statistical conditions for temporal and space representativeness is the motivation for using sunshine hours to estimate them. But sunshine hours data series measured over long periods also allow to investigate the likely climatic consequences of variations related to Climate Change. In this paper we are presenting the results of the statistical analysis of sunshine hours done in Argentina for the region extended from latitude 38° to the South through the application of Mann-Kendall rank test, and discussing them taking into account measurement errors.

Key words: sunshine hours, time series, tendencies, Climate Change.