

Tendencias en la frecuencia, intensidad y variabilidad de la velocidad del viento en Córdoba, Argentina, entre 1968 y 2018

A. de la Casa, G. Ovando y G. Díaz

RESUMEN

Las tendencias en la frecuencia, intensidad y variabilidad de la velocidad del viento (VV) se evaluaron en el territorio central de la Argentina entre 1968 y 2018 a partir de los registros de cuatro estaciones meteorológicas (Río Cuarto Aero (RC), Marcos Juárez Aero (MJ), Pilar Observatorio (PI) y Villa Dolores Aero (VD)) de la red del Servicio Meteorológico Nacional. A los efectos de analizar la tendencia temporal de los indicadores de VV se utilizaron distintos métodos paramétricos y no-paramétricos: mínimos cuadrados ordinarios (MCO), Mann-Kendall (M-K), Theil-Sen (Th-S) y una innovación recientemente propuesta por Sen (iS). Mientras que la VV media anual en RC, PI y VD no presenta evidencia de cambio, en MJ acusa una disminución significativa de $-0,028 \text{ m s}^{-1} \text{ año}^{-1}$. De manera preponderante, se observa la reducción de la intensidad del viento en la región que redundaría en una merma de la tasa de evaporación y transpiración de los cultivos. La utilización del método iS deja abierto algún interrogante. Mientras produce valores de intercepción y pendiente angular similares a los métodos clásicos, tiende a juzgar la evidencia por lo general de manera significativa y genera incertidumbre sobre su capacidad para detectar cuándo el cambio es consistente.

Palabras clave: estacionario; cambio climático; método innovativo de Sen

A. de la Casa, G. Ovando and G. Díaz, 2020. Trends in the frequency, intensity and variability of wind speed in Córdoba, Argentina, between 1968 and 2018. RADA XI: 1-16

SUMMARY

Trends in frequency, intensity and variability of wind speed (VV) in the central territory of Argentina between 1968 and 2018 were described from data of four surface meteorological stations (Río Cuarto Aero (RC), Marcos Juárez Aero (MJ), Pilar Observatorio (PI) and Villa Dolores Aero (VD)) from the Servicio Meteorológico Nacional network. Likewise, temporal trend were evaluated by different parametric and non-parametric methods: ordinary least square (MCO), Mann-Kendall test (M-K), Theil-Sen's (Th-S), and a recent innovation proposed by Sen (iS) also. While the average annual VV did not present evidence of

significant change in RC, PI and VD, in MJ it accuses a significant decrease of $-0.028 \text{ m s}^{-1}\text{y}^{-1}$. The evidence collected predominantly supports the reduction of wind intensity in the region that would result in a reduction of evaporation and crops transpiration rate. The use of iS method leaves some question open. Although it produces interception and angular slope values similar than the classical methods, iS tends to judge the evidence in a generally significant way and generates uncertainty about its ability to detect when the change is really consistent.

Key words: stationary; climatic change; innovative method of Sen

A. de la Casa, G. Ovando y G. Díaz: Facultad de Ciencias Agropecuarias, Universidad Nacional de Córdoba. Ing. Agr. Félix Aldo Marrone 746, Ciudad Universitaria. (5000) Córdoba, Argentina. Correspondencia a: delacasa@agro.unc.edu.ar

INTRODUCCIÓN

La velocidad del viento (VV) constituye una información meteorológica básica a los efectos de proyectar el aprovechamiento de energía eólica en una región (Holt and Wang, 2012) y evaluar la intensidad que puede alcanzar es necesario para analizar su capacidad erosiva, así como valorar el riesgo de ocurrencia de tormentas de arena y polvo (Qian *et al.*, 2002; WMO, 2013). Por otra parte, también ejerce una influencia relevante sobre la demanda evaporativa de la atmósfera. En este sentido, VV es una de las 4 variables fundamentales que el método de Penman-Monteith utiliza para estimar la tasa de evapotranspiración potencial (EP) o de referencia (ET_o) (Allen *et al.*, 1998; Donohue *et al.*, 2010; McVicar *et al.*, 2012, D'Andrea *et al.*, 2019).

Mientras que los estudios de cambio climático ponen énfasis en el incremento de la temperatura, el comportamiento de otras variables atmosféricas ha sido en cambio menos explorado (Turrall *et al.*, 2011). La disminución sostenida y generalizada de la VV y una mayor frecuencia de la condición de calma atmosférica se puede explicar parcialmente por la acción de gradientes de presión debilitados entre los territorios oceánicos y continentales. Esto último se atribuye al aumento de la temperatura sobre las áreas terrestres debido al incremento de la concentración de aerosoles/polvo en la capa límite atmosférica que afectan la cantidad de nubes de bajo nivel y el balance de radiación de superficie (Huang *et al.*, 2006; Trenberth *et al.*, 2007; Lau *et al.*, 2008).

Vautard *et al.* (2010) señalan tres factores principales que controlan la variación del régimen de vientos: i) la acción de los sistemas sinópticos a gran escala, ii) cambios en las condiciones

de rugosidad asociadas principalmente a la urbanización, y iii) la modificación que ha experimentado a través del tiempo la técnica de medición, el instrumental de registro y el propio entorno de la estación meteorológica. Si bien admiten que la influencia conjunta de los tres factores hace particularmente difícil resolver el problema causal e identificar al factor responsable, atribuyen el progresivo incremento de la calma atmosférica registrado en el Hemisferio Norte al aumento de la rugosidad de la superficie terrestre que asocian a la mayor cantidad de biomasa vegetal expresada a partir de registros del NDVI (Vautard *et al.*, 2010).

En distintos sectores del Hemisferio Norte la velocidad del viento en superficie ha experimentado una tendencia en general decreciente. Pryor *et al.* (2009) determinaron tendencias decrecientes de VV en el territorio continental de Estados Unidos de América. Guo *et al.* (2011), por su parte, reportaron que la mayoría de las estaciones meteorológicas en China registraron un debilitamiento significativo en los vientos medios anuales y estacionales durante el período entre 1969 y 2005. Romanić *et al.* (2015) analizaron registros meteorológicos entre 1949 y 2010 de cinco estaciones sinópticas ubicadas en Serbia y determinaron en todas ellas tendencias negativas de la velocidad anual del viento. Brázdil *et al.* (2009) también determinaron que la VV disminuyó significativamente en la República Checa durante el período de 1961 a 2005. Por su parte, Smits *et al.* (2005) observaron una disminución general de VV en los Países Bajos, especialmente de aquellos moderados y fuertes. Cardoso *et al.* (2016) examinaron en América del Sur los datos *20th Century Reanalysis V2* con pruebas estadísticas de Mann-Kendall y Sen, y establecieron que las tendencias más significativas

de reducción en la velocidad promedio del viento se limitan a algunas áreas de la parte sur del continente y a la porción del Océano Atlántico adyacente a Argentina.

McVicar *et al.* (2012) señalan que la disminución de los vientos de superficie se encuentra muy extendida en todo el mundo. Confirmaron asimismo que en general prevalecen tasas decrecientes de la demanda atmosférica de agua, y destacan la contribución que ha tenido la merma de VV en la disminución de las tasas de evaporación de tanque (Roderick *et al.*, 2009), ETo (Xu *et al.*, 2006) y EP (Donohue *et al.*, 2010). Cuando consideraron sólo los estudios que analizan más de 30 estaciones con un periodo superior a 30 años de datos, la tasa media de VV es de $-0,014 \text{ m s}^{-1} \text{ año}^{-1}$, en tanto que la disminución promedio de VV para 652 estaciones en China alcanza un valor de $-0,018 \text{ m s}^{-1} \text{ año}^{-1}$ (Guo *et al.*, 2011).

La VV presenta diferencias marcadas en la región central de la Argentina, con valores medios anuales de $4,5$ y $3,9 \text{ m s}^{-1}$ en Río Cuarto (RC) y Marcos Juárez (MJ), respectivamente, que prácticamente duplican a los registrados en Pilar (PI) y Villa Dolores (VD), si bien el régimen estacional es similar en todo el territorio, con valores mínimos en otoño y máximos en primavera (de la Casa, 2019). El cambio que experimentó la VV a lo largo del tiempo también es dispar en la región. Mientras en el periodo 1968-1991 se manifiesta una disminución significativa de la velocidad media del viento en MJ, PI y VD, este cambio de mediano término sólo en MJ se sostiene a largo plazo entre 1951 y 2010 y, con menor seguridad estadística, en VD (de la Casa, 2019).

Diversas técnicas y procedimientos de cálculo se utilizan con el fin de evaluar la tendencia temporal de series de tiempo de las variables atmosféricas. Mientras Irmak *et al.* (2012) emplearon la técnica ordinaria de mínimos cuadrados (MCO) para evaluar los cambios de largo plazo de la evapotranspiración de referencia y de sus variables determinantes en USA, otros autores han implementado procedimientos no paramétricos teniendo en cuenta su comportamiento más eficiente frente a la existencia de datos outliers que suelen contaminar las series de tiempo de variables atmosféricas y muchas veces entorpecen la determinación de las líneas de tendencia y dificultan la interpretación de los resultados. El análisis clásico de Mann-Kendall (MK) (Mann, 1945; Kendall, 1975) constituye una de estas técnicas utilizadas de manera generalizada en las últimas décadas para evaluar tendencias de variables atmosféricas, hidrológicas, climatológicas y agrícolas (Todisco and Vergni,

2008; de la Casa and Ovando, 2014; Gajbhiye *et al.*, 2015; de la Casa *et al.*, 2018).

Existe cierta debilidad en el procedimiento de MK debido a que supone la ausencia de correlación serial en las variables sometidas al análisis, mientras que casi todos los registros hidro-meteorológicos y climatológicos presentan correlaciones seriales significativas. Además, la gestión eficiente de los recursos energéticos, hídricos y ambientales requiere identificar tendencias no solo de carácter monótono durante un período de tiempo determinado, sino también reconocer si ocurren cambios en la tendencia a lo largo del tiempo (de la Casa y Nasello, 2010; Sen, 2012; de la Casa *et al.*, 2018). Recientemente, Sen (2017) presentó un método de base no paramétrica que no tiene ningún supuesto restrictivo, para evaluar la significancia estadística de la tendencia lineal de un procedimiento gráfico desarrollado precedentemente por este autor (Sen, 2012; 2014).

A partir de registros de la velocidad del viento disponibles en el territorio central de la Argentina, se procura establecer la variación de la velocidad del viento, la frecuencia, intensidades máximas y la variabilidad del viento a lo largo del tiempo. A tal efecto, se comparan diversas técnicas propuestas para determinar la variación temporal de los indicadores de la VV con el propósito de mostrar un espectro amplio de resultados potenciales respecto al comportamiento tanto de la tendencia como de la significación estadística alcanzada.

MATERIALES Y MÉTODOS

Datos

Se analizaron datos de velocidad (intensidad) de viento (VV) registrados en 4 estaciones meteorológicas que integran la red de superficie del Servicio Meteorológico Nacional (SMN) en la región central de la Argentina, cuya ubicación geográfica se presenta en la Figura 1. Excepto la estación de VD que está ubicada a una altitud de 569 m s.n.m al pie de la ladera occidental del cordón montañoso denominado Sierras Grandes hacia el Oeste de la región, el resto de los sitios de monitoreo se encuentran en la llanura central de la provincia de Córdoba. La región presenta una suave pendiente hacia el este, siendo la altitud de PI y RC en el centro de 338 m s.n.m y 421 m s.n.m , respectivamente, mientras que la altitud de MJ en el Este de la región alcanza sólo 114 m s.n.m . (SMN, 2010).

Esta información corresponde a una base de datos horarios y diarios, con registros disponibles

desde el 1 de enero de 1968 hasta el 31 de diciembre de 2018. De acuerdo a la rutina de observación durante este periodo, en las estaciones meteorológicas se realizaron primero 3, luego 4 y actualmente 24 lecturas por día de la VV. A partir de estos registros horarios se obtuvo el valor medio diario y estos valores diarios se promediaron a escala mensual y anual. La altura de adquisición de VV en las estaciones, siguiendo los estándares internacionales, es a 10 m sobre el terreno (Pryor *et al.*, 2009).

Se controló la calidad de la información analizada comparando los valores medios mensuales y anuales de VV calculados a partir de estas bases de datos horarios con respecto a los valores climáticos que el SMN difunde en sus estadísticas. Los periodos examinados corresponden a las décadas de 1971-1980 (SMN, 1986), 1981-1990 (SMN, 1992), 1991-2000 (SMN, 2007) y 2001-2010 (SMN, 2010). Las diferencias entre los valores publicados y los calculados fueron exiguas, con coeficientes de correlación y pendientes de la recta de regresión próximos a uno en todas las décadas y estaciones, confirmando la procedencia de los datos.

Ante la falta de disponibilidad de mediciones directas, los valores de la intensidad del viento se expresaron a partir de dos indicadores. Uno se refiere al valor máximo diario registrado en un intervalo de tiempo que, en este caso, corresponde al periodo anual (VVx). El otro se estableció, de acuerdo a Romani *et al.* (2015), contabilizando la cantidad de días al año con valores diarios de VV superiores a 5 m s^{-1} (VV>5).

El coeficiente de variación (CV) es una medida estadística que expresa la dispersión de los registros individuales con respecto al valor medio. Un valor más bajo de CV representa menor variabilidad, y viceversa (Chakraborty *et al.*, 2013). La variabilidad de VV se evaluó haciendo cada año el cociente entre la desviación estándar de los valores diarios de VV con respecto a la media anual.

Evaluación de la tendencia temporal

La tendencia lineal y la significación estadística del cambio se evaluaron a partir de diferentes procedimientos que se indican a continuación:

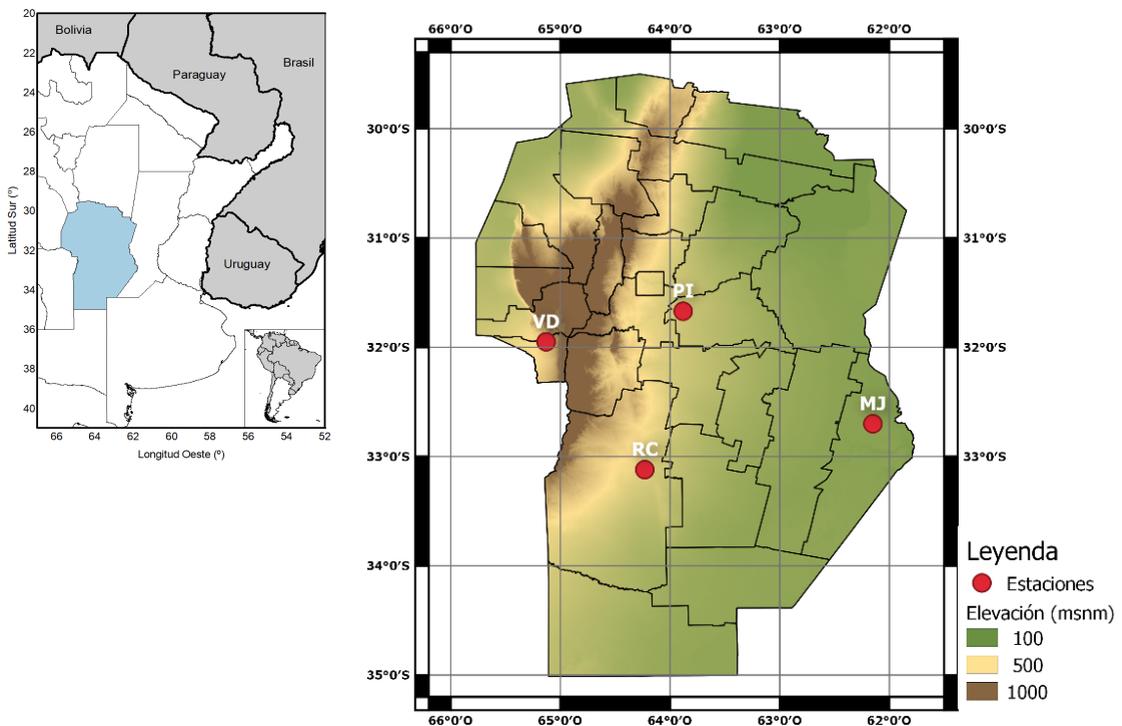


Figura 1. Ubicación geográfica de las estaciones meteorológicas utilizadas en el estudio (Río Cuarto Aero (RC), Marcos Juárez Aero (MJ), Pilar Observatorio (PI) y Villa Dolores Aero (VD)).

Prueba de Mann-Kendall

Este procedimiento ha sido empleado en hidrología y climatología para analizar el comportamiento aleatorio versus la tendencia de series de tiempo. Debido a que es un procedimiento basado en el ordenamiento de las series (ranking), es robusto a la influencia de valores extremos y una buena prueba para datos sesgados. En este trabajo se aplicó un nivel de significancia de $p < 0,05$. Mayores detalles de la técnica pueden consultarse en Pal y Al-Tabbaa (2012).

Procedimiento de Theil-Sen

El procedimiento no paramétrico de Theil-Sen (T-S) tiene un comportamiento más robusto que el de Mínimos Cuadrados Ordinarios debido a que es menos afectado por la ocurrencia de datos inusitados. Como fuera definido por Theil (1950), el estimador Theil-Sen de un conjunto de puntos bidimensionales (x_i, y_i) es la mediana m de las pendientes determinadas para todos los pares de puntos de la muestra. Sen (1968) extendió esta definición para los casos en que dos puntos tengan la misma coordenada de x . Mayores detalles sobre este procedimiento pueden consultarse en Pro UCL Version 5.1 Technical Guide (2015).

Mínimos cuadrados ordinarios y prueba de t

El método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) ha sido empleado de manera rutinaria para determinar las tendencias de incremento o disminución de la variable de respuesta (VV) sobre un período de tiempo t . Un estimador de pendiente positivo estadísticamente significativo sugiere la existencia de un pendiente creciente y, por el contrario, un estimador de pendiente negativo estadísticamente significativo sugiere la existencia de un pendiente decreciente de la serie de tiempo del viento. La significancia de los estimadores de la pendiente se determina asumiendo que la distribución de los errores es normal.

El procedimiento de MCO estima los valores de intercepción y pendiente minimizando la suma de los cuadrados de los residuos. Detalles de este procedimiento puede encontrarse en Draper and Smith (1998).

Método de prueba de tendencia innovativo de Sen

Este método innovativo para evaluar la tendencia presentado por Sen (2012; 2014) se basa en dividir la serie de tiempo en dos mitades y ordenarlas de manera ascendente, para luego graficar la primera mitad versus la segunda. La secuencia de valores de la variable dependiente (y_1, y_2, \dots, y_n) son empleados para la construcción de una

línea de datos. Las siguientes características son consideradas:

1) Los gráficos de las mitades de la variable dependiente caen en una línea recta denominada "Línea de Datos"

2) La línea 1:1 indica tendencia neutral (sin tendencia), y cualquier desviación de esta línea indica la existencia de una tendencia en la variable dependiente en estudio (Sen, 2012).

3) Los promedios aritméticos de las dos mitades aparecen como el punto centroide que cae en la "Línea de Datos".

4) La diferencia vertical entre las líneas de datos y la línea 1:1 está relacionada con la pendiente de la tendencia existente en la variable dependiente (Sen, 2014).

5) La distancia vertical es igual a la diferencia entre las medias aritméticas de las dos mitades.

Luego de completar los cinco pasos anteriores, la pendiente de la tendencia (s) es calculada de acuerdo a la siguiente expresión:

$$s = \frac{2(\bar{y}_2 - \bar{y}_1)}{n} \quad (1)$$

donde \bar{y}_1 e \bar{y}_2 son los promedios aritméticos de la primer y segunda mitad de la variable dependiente y n es el número de datos.

Entonces, la ordenada al origen (a) es obtenida con los promedios aritméticos de la secuencia de tiempo (\bar{t}), y de la variable dependiente \bar{y} , haciendo una sustitución de esas coordenadas y los valores de s en la línea recta:

$$a = \bar{y} - s\bar{t} \quad (2)$$

Para obtener el valor estimado de y :

$$y = \bar{y} - s(\bar{t} - t) \quad (3)$$

Dado que \bar{y}_1 e \bar{y}_2 son variables estocásticas, el momento de primer orden (esperanza) del valor de la pendiente puede obtenerse tomando la expectativa de ambos lados, llevándonos a:

$$E(s) = \frac{2}{n} [E(\bar{y}_2) - E(\bar{y}_1)] \quad (4)$$

Por otra parte, la varianza de la pendiente puede calcularse como:

$$\sigma^2_{(s)} = E(s^2) - E^2(s) \quad (5)$$

Esta expresión es igual al momento de segundo

orden de la variable pendiente (s), cuyo valor se puede obtener calculando la expectativa de ambos lados de la Ec. (7). Luego de elevar al cuadrado el resultado es:

$$\sigma^2_{(s)} = \frac{4}{n^2} [E(\bar{y}_2^2) - 2E(\bar{y}_2\bar{y}_1) + E(\bar{y}_1^2)] \quad (6)$$

Debido a que $E(\bar{y}_2^2) = E(\bar{y}_1^2)$ es posible obtener la siguiente expresión:

$$\sigma^2_{(s)} = \frac{8}{n^2} [E(\bar{y}_2\bar{y}_1) - E(\bar{y}_2)E(\bar{y}_1)] \quad (7)$$

Además, el coeficiente de correlación (r) entre dos valores medios es dado en el proceso estocástico como:

$$r_{(\bar{y}_2\bar{y}_1)} = \frac{E(\bar{y}_2\bar{y}_1) - E(\bar{y}_2)E(\bar{y}_1)}{\sigma_{\bar{y}_2}\sigma_{\bar{y}_1}} \quad (8)$$

Entonces, la consideración estocástica que para obtener:

$$\sigma^2_{(s)} = \frac{8}{n^2} \frac{\sigma^2}{n} (1 - r_{(\bar{y}_2\bar{y}_1)}) \quad (9)$$

En esta última expresión, $r_{(\bar{y}_2\bar{y}_1)}$ implica un coeficiente de correlación cruzada entre los promedios aritméticos de las dos mitades ordenadas de manera creciente. El desvío standard del valor de la pendiente del muestreo puede ser obtenido por la siguiente expresión:

$$\sigma_{(s)} = \frac{2\sqrt{2}}{n\sqrt{n}} \sigma \sqrt{1 - r_{(\bar{y}_2\bar{y}_1)}} \quad (10)$$

Finalmente, para un nivel porcentual de significancia α , los límites de confianza de una distribución de frecuencia normal con media cero y desvío estándar es s_{cri} , entonces los límites de confianza (CL) de la pendiente de la tendencia pueden ser expresados de acuerdo a la siguiente expresión:

$$CL_{(1-\alpha)} = 0 \pm s_{cri}\sigma_s \quad (11)$$

Detalles de este procedimiento puede encontrarse en Sen (2012; 2014).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Variación de la velocidad del viento media anual entre 1968 y 2018

Los valores medios anuales de la velocidad del viento registrados entre 1968 y 2018 por cuatro

estaciones meteorológicas de la región central de la Argentina se presentan en la Figura 2, que incluye, además, los valores estimados a partir de la línea de tendencia que produce el método de Theil-Sen.

Mientras el régimen medio anual de VV en RC, VD y PI presenta un comportamiento estacionario de acuerdo a M-K, Th-S y MCO, como se había puesto previamente de manifiesto en estos sitios a partir del análisis de la serie de 6 valores medios decádicos entre 1951 y 2010 (de la Casa, 2019), todos los procedimientos empleados para determinar la existencia de tendencia confirman en MJ la progresiva disminución de VV durante el periodo en estudio (Tabla 1). De acuerdo a los valores de tendencia que muestra la Figura 2, la VV anual en MJ presentaba al final de la década de 1960 valores similares a los de RC, en tanto que actualmente son semejantes a los de VD y PI, que durante todo el periodo en estudio registran alrededor de la mitad de la velocidad media de RC. Sólo el método iS evalúa las tendencias crecientes de RC y VD como significativas.

Si bien en RC y PI la VV media presenta un rasgo estacionario más evidente, tanto en MJ como en VD los registros después de 2000 son más elevados,

Tabla 1. Resultados de las pruebas de Mann-Kendall, Theil-Sen, Mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y del método innovativo de Sen utilizadas para evaluar la existencia de tendencia en las series de tiempo de la velocidad del viento media anual de las estaciones en estudio entre 1968 y 2018.

Parámetros	Estación meteorológica			
	RC	MJ	PI	VD
	M-K			
Valor de S	109	-459	150	-81
Valor estandarizado de S	0.879	-3.733	1.215	-0.655
p	0.190	9.4775E-05	0.112	0.256
	Th-S			
Intercepción	-6.47	58.86	-10.89	2.10
Pendiente	0.006	-0.028	0.007	0.000
	MCO			
Intercepción	-5.177	62.276	-10.990	0.004
Pendiente	0.005	-0.029	0.007	-6.100
	iS			
Intercepción (a)	1.910	57.030	-21.472	-0.178
Pendiente (s)	0.0014	-0.027	0.012	0.001
Coefficiente de correlación (r)	0.975	0.967	0.980	0.943
σ_s	0.0008	0.0012	0.0005	0.0009

Referencias: En cursiva y negrita los valores de S y pendiente significativos ($p < 0.05$). $\sigma(s)$: desvío estándar de la pendiente de iS.

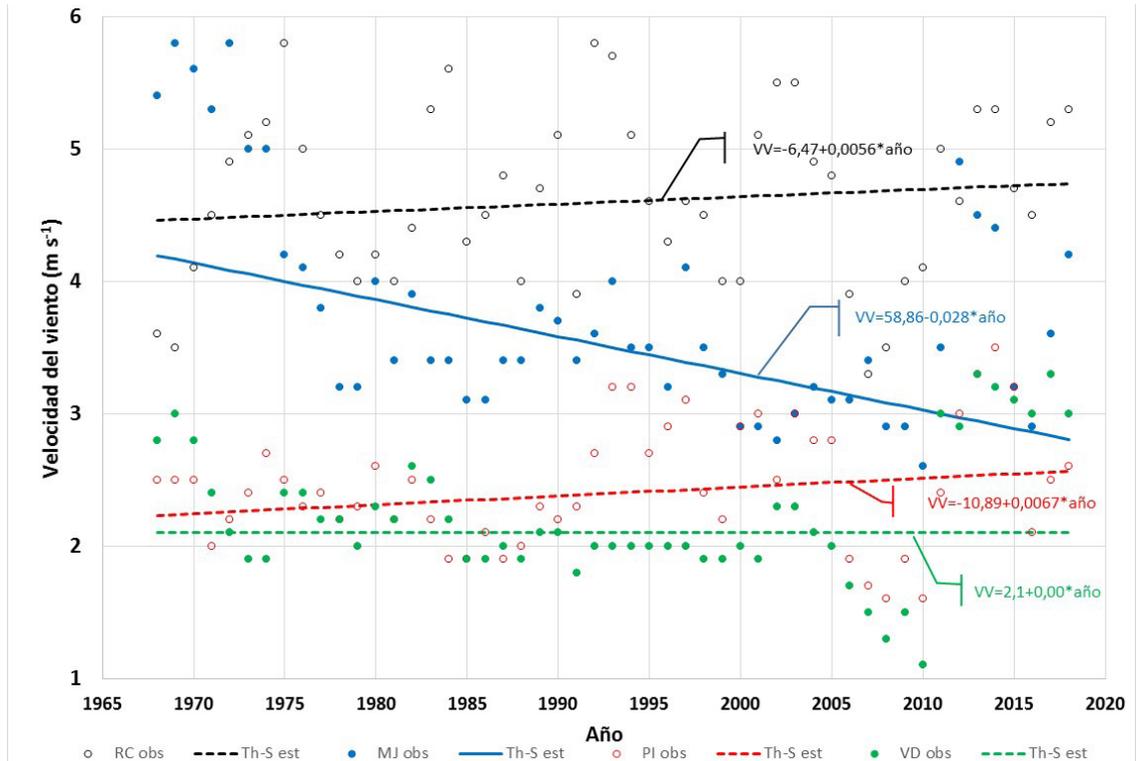


Figura 2. Velocidad del viento media anual observada en las estaciones meteorológicas de Río Cuarto Aero (RC), Marcos Juárez Aero (MJ), Pilar Observatorio (PI) y Villa Dolores Aero (VD) entre 1968 y 2018 y los respectivos valores de tendencia estimados con Theil-Sen (Th-S est). Sólo es significativa ($p < 0,05$) la línea de trazo continuo de MJ.

con valores que se presentan sistemáticamente por encima de la tendencia de largo plazo. De esta forma, los estudios de cambio climático enfocados sólo en procedimientos estándar para detectar la existencia de tendencia lineal, pueden resultar insuficientes en la medida que las series sean relativamente cortas o cuando las variables atmosféricas exhiben oscilaciones de mediano o largo plazo (de la Casa and Nasello, 2010; de la Casa *et al.*, 2018).

Tendencia temporal de distintas categorías de frecuencia anual de la velocidad del viento media diaria.

Un análisis más pormenorizado de los cambios que experimentó la VV media diaria a través del tiempo se efectuó computando, para el periodo anual completo, la frecuencia de VV correspondiente a distintas categorías de velocidad que se agruparon en un rango de 2 m s^{-1} (Vautard *et al.*, 2010). Estos resultados se presentan en la Tabla 2 para las estaciones meteorológicas en estudio.

En general, se observa que las clases de mayor intensidad de VV, con valores superiores a 9 m s^{-1} , presentan muy baja frecuencia en la región y, en PI y VD, sólo tienen carácter accidental. Además, las categorías de mayor velocidad (superiores a 7 m s^{-1}) presentan en general la ausencia de cambio o su tendencia es decreciente condición que, con excepción de PI, constituye el rasgo dominante en toda la región. Precisamente, la disminución de largo plazo de VV en MJ se explica por la disminución sostenida de las categorías de mayor intensidad, y el aumento significativo de las clases entre 1 y <3 y entre 3 y $<5 \text{ m s}^{-1}$, es decir de aquellos registros inferiores al valor medio. Por el contrario, la ausencia de cambios de largo plazo en RC, VD y PI se explica por la compensación entre las categorías de velocidad que aumentan y aquellas que disminuyen.

Mientras en MJ, RC y VD el comportamiento en 6 de las 7 categorías analizadas la frecuencia de VV registra una tendencia que, creciente o decreciente, alcanza significación estadística ($p < 0,05$), en PI el cambio no es tan generalizado ya que, además de la disminución de la categoría entre 7 y $<9 \text{ m s}^{-1}$, sólo se presenta un cambio

significativo en las categorías de vientos ligeros, siendo decreciente para la categoría entre calma y $<1 \text{ m s}^{-1}$, y creciente entre $1 \text{ y } 3 \text{ m s}^{-1}$. Precisamente el rango de VV entre $1 \text{ y } 3 \text{ m s}^{-1}$ corresponde a la frecuencia preponderante en esta estación, ya que se mantiene durante todo el periodo analizado con

una frecuencia entre 40% y 60% del lapso anual. Los resultados de los distintos procedimientos utilizados para evaluar el comportamiento de las series de tiempo y detectar tendencia monótonica se presentan integrados en la Tabla 2 a los efectos comparativos.

Tabla 2. Resultados de las pruebas de Mann-Kendall (M-K), Theil-Sen (Th-S), Mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y el método innovativo de Sen (iS) utilizadas para evaluar la existencia de tendencia en las series de tiempo de distintas categorías de la frecuencia anual de valores diarios de velocidad de viento para las estaciones en estudio entre 1968 y 2018.

		Categorías de Velocidad del viento (m s^{-1})						
		0<=1	1<=3	3<=5	5<=7	7<=9	9<=11	>11
		MJ						
		M-K						
S		-42	622	319	-518	-702	-525	-388
S (*)		-0.333	5.046	2.585	-4.2	-5.697	-4.268	-3.19
p		0.369	2.26E-07	0.0049	1.33E-05	6.09E-09	9.84E-06	7.11E-04
		Th-S						
a		0.49	-11.93	-2.189	5.625	3.854	1.106	0.278
b		-2.01E-04	0.00616	0.00125	-0.00274	-0.00191	-5.48E-04	-1.37E-04
		MCO						
a		0.5542	-8.3530	-3.3337	4.9124	4.5133	2.1538	0.5529
b		-0.0002	0.0044	0.0018	-0.0024	-0.0022	-0.0011	-0.0003
		iS						
a		1.3778	-9.4383	-2.9090	5.7323	4.0608	1.8358	0.3405
s		-0.0006	0.0049	0.0016	-0.0028	-0.0020	-0.0009	-0.0002
r		0.9731	0.9513	0.9407	0.9671	0.9831	0.9394	0.9352
$\sigma(s)$		0.0001	0.0002	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
		RC						
		M-K						
S		-642	-354	821	464	1	-384	-657
S (*)		-5.223	-2.867	6.663	3.762	0	-3.113	-5.357
p		8.79E-08	0.00207	1.34E-11	8.44E-05	0.5	9.25E-04	4.22E-08
		Th-S						
a		3.963	5.5	-9.382	-4.089	0.11	1.628	1.181
b		-0.00198	-0.00263	0.00487	0.00216	0	-7.99E-04	-5.87E-04
		MCO						
a		4.6597	5.1741	-9.1900	-3.2522	0.2798	1.4934	1.8353
b		-0.0023	-0.0025	0.0048	0.0017	-0.0001	-0.0007	-0.0009
		iS						
a		4.9816	4.1988	-9.9569	-2.9279	0.8899	1.8451	1.9694
s		-0.0025	-0.0020	0.0052	0.0016	-0.0004	-0.0009	-0.0010
r		0.8190	0.9397	0.8982	0.7900	0.9465	0.9211	0.9572
$\sigma(s)$		0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0001	0.0001	0.0000
		VD						
		M-K						
S		-313	541	69	-171	-449	-421	-467
S (*)		-2.535	4.387	0.553	-1.382	-3.648	-3.474	-4.217
p		0.00562	5.75E-06	0.29	0.0835	1.32E-04	2.57E-04	1.24E-05
		Th-S						
a		6.227	-6.371	-0.666	0.785	0.926	0.367	0.129

b	-0.00297	0.00342	4.11E-04	-3.65E-04	-4.57E-04	-1.83E-04	-6.49E-05
MCO							
a	7.3271	-5.4062	-3.2033	0.5275	0.9139	0.4962	0.3448
b	-0.0035	0.0029	0.0017	-0.0002	-0.0004	-0.0002	-0.0002
iS							
a	6.0711	-5.2464	-2.4348	0.7255	0.9431	0.5879	0.3535
s	-0.0029	0.0029	0.0013	-0.0003	-0.0005	-0.0003	-0.0002
r	0.9548	0.9305	0.9553	0.9832	0.9649	0.9096	0.8026
$\sigma(s)$	0.0002	0.0002	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
PI							
M-K							
S	-300	347	133	73	-233	-199	-42
S (*)	-2.429	2.812	1.073	0.585	-1.897	-1.938	-0.82
	0.00757	0.00246	0.142	0.279	0.0289	0.0263	0.206
Th-S							
a	5.638	-2.275	-1.223	-0.312	0.269	0	0
b	-0.00274	0.0014	7.25E-04	1.87E-04	-1.30E-04	0	0
MCO							
a	4.1657	-1.6866	-1.2937	-0.5568	0.3020	0.0589	0.0105
b	-0.0020	0.0011	0.0008	0.0003	-0.0001	0.0000	0.0000
iS							
a	6.4378	-1.7064	-2.7723	-1.2529	0.2155	0.0610	0.0173
s	-0.0031	0.0011	0.0015	0.0007	-0.0001	-0.0000	-0.0000
r	0.8947	0.8540	0.9063	0.9784	0.9474	0.7179	
$\sigma(s)$	0.0002	0.0001	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	

Referencias: En cursiva y negrita valores de S y pendientes significativos ($p < 0,05$). a: intercepción; b: pendiente; S: estadístico de Mann-Kendall y su valor estándar (*); a: ordenada; s: pendiente; r: coeficiente de correlación; y $\sigma(s)$: desvío estándar de la pendiente de iS.

Los resultados que compila la Tabla 2 muestran una consistencia generalizada de los 4 procedimientos para detectar la condición de tendencia y su significación estadística en los distintos sectores de la región. Sin embargo, mientras las pruebas de M-K, Th-S y MCO arrojan prácticamente el mismo diagnóstico sobre la existencia y carácter de la tendencia para las diferentes categorías de VV, sólo el procedimiento recientemente propuesto por Sen (iS) se presenta con menor capacidad discriminadora ya que considera significativa la tendencia, creciente o decreciente, de todas las clases evaluadas. Asimismo, los tres procedimientos utilizados para estimar la tendencia lineal producen valores de intersección al origen y de la pendiente angular de la recta absolutamente similares, resultado que avala la indiferencia respecto al empleo de cualquiera de ellos para expresar la variación monótona de VV a lo largo del tiempo.

Cambios de la intensidad del viento entre 1968 y 2018

Habiendo determinado una disminución

generalizada de la frecuencia para las categorías de VV más elevadas, se hace evidente la merma que experimentó la intensidad del viento durante el periodo analizado. A los efectos de subsanar la falta de mediciones directas, para analizar los cambios de la intensidad del viento se emplearon un par de indicadores subrogantes. Los resultados gráficos para el valor máximo durante el año de la VV media diaria (VV_x) y de la cantidad de días con valores diarios de VV superiores a 5 m s⁻¹ (Romanić *et al.*, 2015) se presentan en la Figura 3. Los resultados del análisis de tendencia se presentan en la Tabla 3, para comparar los distintos indicadores, sitios y procedimientos.

El comportamiento de la VV diaria en su valor máximo anual revela la existencia de una disminución generalizada de la intensidad del viento en toda la región (sólo MCO y iS descartan el cambio en MJ, si bien la tasa que determinan ambos procedimientos también es negativa). Los resultados para el otro indicador, aunque más restringidos geográficamente, corroboran la disminución de la intensidad del viento en VD y MJ. Las pruebas para RC y PI, en cambio, indican tendencias no significativas para la cantidad de

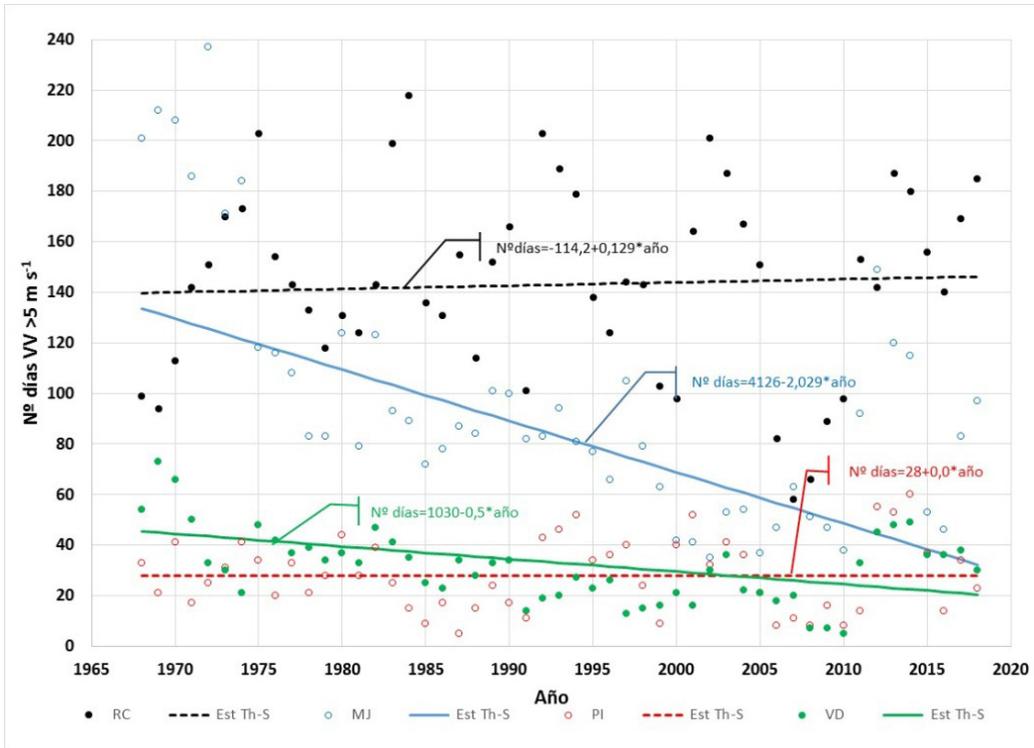
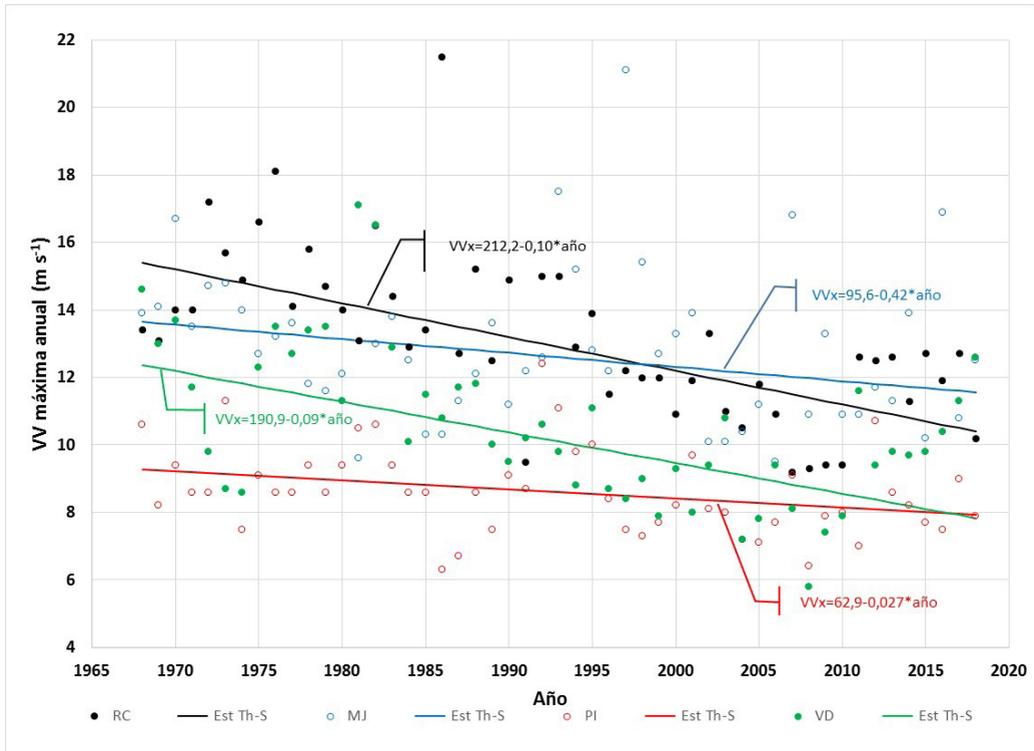


Figura 3. Variación de la velocidad del viento diaria máxima anual (arriba) y del Nº de días con $VV > 5 \text{ m s}^{-1}$ (abajo) entre 1968 y 2018 en Córdoba, y valores estimados de la tendencia lineal obtenida con el método de Theil-Sen (Th-S). Las funciones lineales de trazo continuo presentan significación estadística ($p < 0,05$).

Tabla 3. Resultados de las pruebas de Mann-Kendall (M-K), Theil-Sen (Th-S), Mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y el innovativo de Sen (iS) utilizadas para evaluar la existencia de tendencia en las series de tiempo de: i) Velocidad del viento diaria máxima anual (VVx) ii) N° de días con velocidad del viento $>5 \text{ m s}^{-1}$ (VV>5) y iii) El coeficiente de variación anual de la VV (CV), de las estaciones en estudio entre 1968 y 2018.

Variables	VVx				VV>5				CV			
	RC	MJ	PI	VD	RC	MJ	PI	VD	RC	MJ	PI	VD
Parámetros	Estaciones Meteorológicas											
	M-K											
S	-636	-259	-311	-476	53	-617	-15	-375	-735	-1	-445	-701
S estandarizado	-5.161	-2.097	-2.528	-3.86	0.423	-5.005	-0.114	-3.041	-5.962	0	-3.606	-5.686
p	1.23E-07	0.018	0.00573	5.66E-05	3.36E-01	2.79E-07	0.455	1.18E-03	1.25E-09	5.00E-01	1.55E-04	6.52E-09
	Th-S											
Intercepción	212.20	95.64	62.95	190.90	-114.20	4126.00	28.00	1030.00	1424	72.56	890.7	1827
Pendiente	-0.100	-0.042	-0.027	-0.091	0.129	-2.029	0.0	-0.50	-0.691	-0.00587	-0.414	-0.874
	MCO											
Intercepción	217.85	71.07	64.89	174.84	130.95	4432.93	-67.52	831.76	1433.0	124.3	824.4	1773.7
Pendiente	-0.103	-0.029	-0.028	-0.082	0.007	-2.176	0.048	-0.402	-0.693	-0.033	-0.382	-0.849
	iS											
Intercepción (a)	259.07	16.91	72.50	230.13	650.751	4373.410	-350.024	944.009	1501.4	155.0	1076.7	1749.2
Pendiente (s)	-0.123	-0.002	-0.032	-0.110	-0.254	-2.146	0.190	-0.458	-0.727	-0.048	-0.509	-0.837
Coefficiente de correlación (r)	0.896	0.940	0.970	0.973	0.940	0.971	0.982	0.965	0.942	0.948	0.868	0.949
σ_s	0.006	0.004	0.002	0.003	0.071	0.066	0.015	0.021	0.024	0.018	0.031	0.030

Referencias: En cursiva y negrita los valores de S y pendiente significativos ($p < 0,05$).

días con $VV > 5 \text{ m s}^{-1}$, con la excepción del método iS que, nuevamente en este caso, muestra menor capacidad de discriminación en comparación a los procedimientos clásicos.

Cambios en la variabilidad de la velocidad del viento entre 1968 y 2018

La modificación temporal de la variabilidad del viento en la región se evaluó a partir del coeficiente de variación anual de la VV diaria. Como presenta la Figura 4, en la región se registra una disminución muy importante de la variabilidad de VV a lo largo del tiempo, con la única excepción de MJ. En este sitio, las líneas de tendencia que estiman los diferentes métodos claramente muestran un comportamiento de carácter estacionario. La compilación de los resultados estadísticos de las diferentes pruebas empleadas para evaluar la tendencia se presenta en la Tabla 3. Mientras todos los métodos confirman la disminución significativa de la variabilidad en RC, PI y VD, sólo el método iS considera también significativo el cambio de largo plazo en MJ. Otra vez en este caso, la innovación desarrollada por Sen (2017) presenta el comportamiento manifiesto a juzgar la ocurrencia de cambio temporal de manera significativa, es decir avalando invariablemente la existencia de cambio.

Mientras la recta que produce el método iS es muy similar a la que se obtiene por regresión (en VD y MJ prácticamente quedan superpuestas), la recta que estima el método de Th-S, si bien reproduce el mismo patrón de cambio, difiere ligeramente en el valor de la ordenada. Las magnitudes de la pendiente angular, que describen y cuantifican la tasa de cambio del indicador a lo largo del tiempo en cada lugar, resultan semejantes como muestra la Figura 4.

A fin de analizar en particular el desempeño del método propuesto por Sen (iS), la Figura 5 muestra la representación gráfica de este procedimiento en las distintas estaciones aplicada a la serie de tiempo del CV anual de VV. En todos los sitios la línea de tendencia se presenta claramente por debajo de la función identidad, disposición que le confiere el carácter de negativa y, sumado a la información de la Tabla 3, establece formalmente su condición de significativa. Sin embargo, mientras en RC, PI y VD las paralelas se encuentran bien distanciadas, la diferencia en MJ es menor, de manera que los puntos de dispersión están más próximos a la función 1:1, excepto para los valores más bajos y más altos. No obstante, la valoración estadística de iS le asigna un carácter significativo a la variabilidad de VV en MJ a diferencia de los procedimientos clásicos.

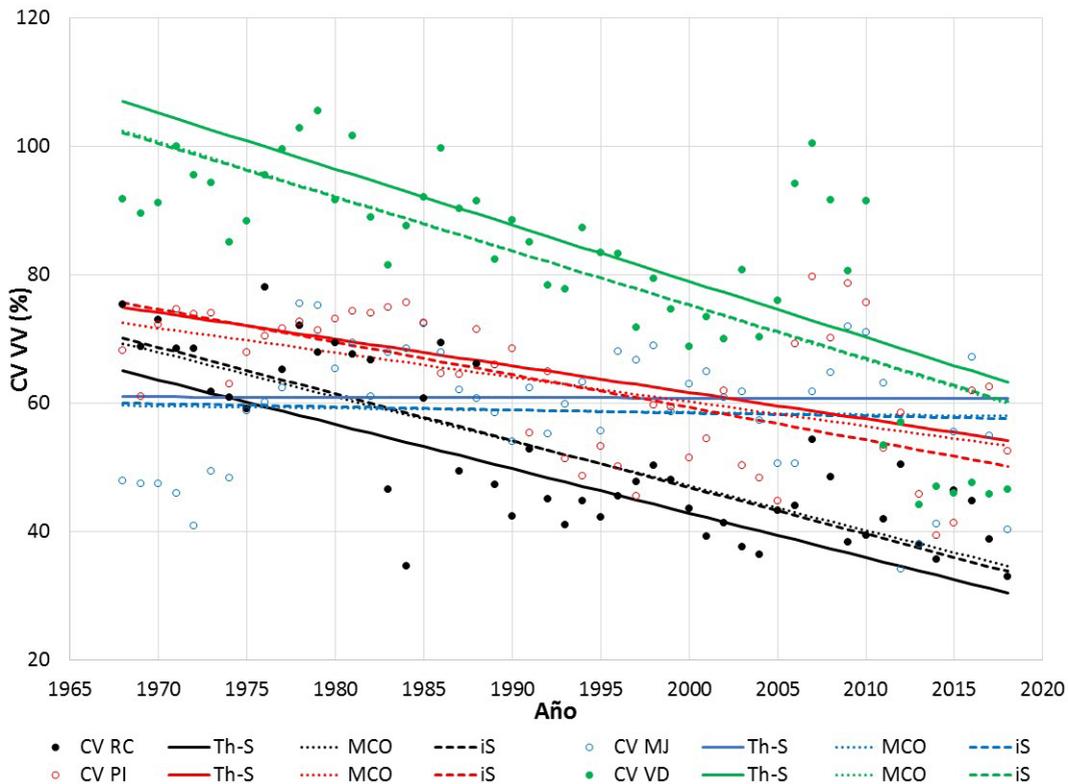


Figura 4. Coeficiente de variación de la velocidad del viento anual (CVVV) entre 1968 y 2018 de las estaciones en estudio, y valores de la tendencia lineal estimados con distintos métodos: Theil-Sen (Th-S), Mínimos cuadrados (MCO) y el método innovador de Sen (iS). Los parámetros de las respectivas funciones lineales y la significación estadística de la pendiente se presentan en la Tabla 3. Con trazo continuo la línea estimada a partir de Th-S, con puntos la estimación de MCO y con guiones los valores estimados con iS.

Este resultado en particular, junto con el resto de la información expuesta anteriormente respecto a otras características del régimen de VV en Córdoba, como así también a la información que presenta incluso el mismo autor de la metodología (Sen, 2017), con tres ejemplos cuyos resultados son invariablemente significativos, deja abierto un interrogante acerca de la capacidad efectiva de esta innovación.

Discusión

Existe un amplio consenso de que los efectos más peligrosos del cambio climático se relacionan con un aumento potencial (en frecuencia y/o intensidad) de fenómenos meteorológicos y climáticos extremos (Rusticucci, 2012). Ciertas modificaciones que experimentan las condiciones atmosféricas a lo largo del tiempo se interpretan que resultan más evidentes cuando, en lugar de

su comportamiento medio, son considerados aspectos más específicos del régimen y bajo un contexto de mayor detalle temporal (Alexander *et al.*, 2006). Mientras el régimen medio anual de VV en RC, PI y VD no expresa evidencia de un cambio monótono durante el periodo en estudio, al menos para el conjunto de los procedimientos clásicos de detección de tendencia (M-K, Th-S, MCO), el análisis de la frecuencia anual para distintas categorías de VV revela, en cambio, algún tipo de modificación en la mayoría de las estaciones de la región central de Argentina. De hecho, la existencia de tendencias significativas, positivas o negativas, constituye la norma para la región en estudio.

Desde una perspectiva climática y considerando al viento como fuente de energía eólica, es pertinente destacar en particular la disminución generalizada del viento respecto a las categorías de mayor velocidad. Este comportamiento de VV

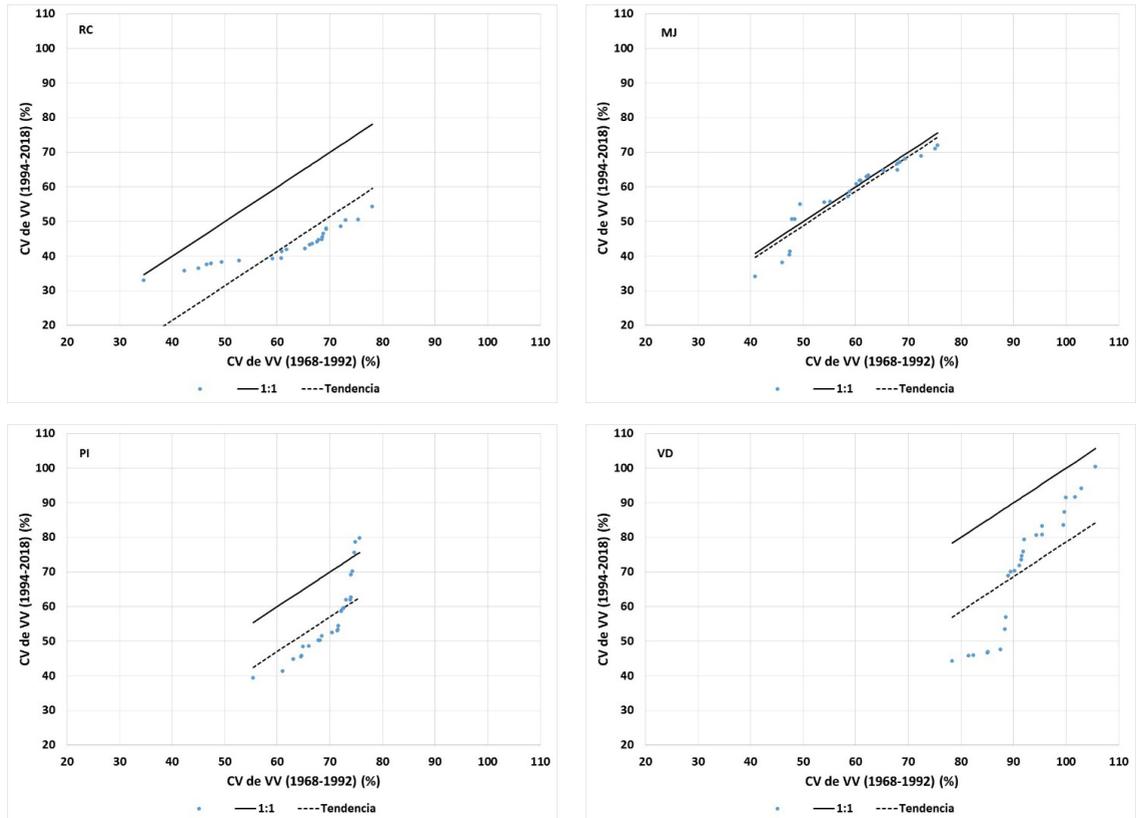


Figura 5. Resultados gráficos del método innovativo de Sen (iS) para detectar tendencia en las series de tiempo del coeficiente de variación (CV) anual de la velocidad del viento (VV) de las estaciones en estudio entre 1968 y 2018. Los valores en abscisas y ordenadas están ordenados de menor a mayor.

en Córdoba, Argentina, guarda correspondencia con la disminución que ha experimentado el viento de superficie en buena parte del planeta (Guo *et al.*, 2011; McVicar *et al.*, 2012, Romanic *et al.*, 2015) y, en particular, para la parte sur del continente sudamericano y a la porción del Océano Atlántico adyacente a Argentina (Cardoso *et al.* 2016). La significativa tasa de $-0,028 \text{ m s}^{-1} \text{ año}^{-1}$ en MJ duplica el valor reportado por Guo *et al.* (2011) de $-0,018 \text{ m s}^{-1} \text{ año}^{-1}$, para la tasa media de 652 estaciones en China, y por McVicar *et al.* (2012), que determinaron $-0,014 \text{ m s}^{-1} \text{ año}^{-1}$ para el valor medio de los estudios con más de 30 sitios y un periodo superior a 30 años de datos. Sin embargo, D'Andrea *et al.* (2019) no encontraron para Argentina tendencias significativas de VV en las localidades de PI, MJ y RC empleando la prueba de Mann-Kendall en el período 1984–2014.

Otro tanto puede decirse con respecto al cambio de la intensidad que, aunque con alguna diferencia respecto al indicador utilizado para expresarla y al procedimiento de evaluación empleado, la

evidencia recogida en la región permite sostener de manera preponderante la reducción de la intensidad del viento durante el largo periodo en análisis. La menor frecuencia de vientos fuertes en la actualidad, similar a lo informado por Vautard *et al.* (2010) para numerosas estaciones meteorológicas de latitud media en el Hemisferio Norte, estaría reduciendo, por un lado, el riesgo de erosión eólica y la probabilidad de ocurrencia de tormentas de polvo y, por el otro, se proyecta eventualmente en una merma del potencial de generación de energía eólica. Asimismo, la disminución de la intensidad de VV sería compatible con una tasa más reducida de evaporación y transpiración de los cultivos, en función al menor aporte del componente aerodinámico (Chattopadhyay and Hulme, 1997; Yin *et al.*, 2010; McVicar *et al.*, 2012).

En alguna medida, la información que se presenta confirmaría las conclusiones de McVicar *et al.* (2012) acerca de la extendida tendencia a disminuir de los vientos superficiales en buena parte del planeta, aunque en el caso en estudio,

considerando en particular la merma que han experimentado las categorías de mayor intensidad en lugar de un cambio asociado a las clases de mayor frecuencia.

Guo *et al.* (2011) observaron la disminución de la VV en China durante el período entre 1969 y 2005 que, como principal causa climática, atribuyen al debilitamiento de la fuerza del gradiente de presión en la troposfera inferior. Superpuesto a este efecto climático, señalan también la influencia de la creciente urbanización. Por su parte, Romani *et al.* (2015) determinaron en Serbia la disminución significativa en los vientos medios anuales y estacionales. En este caso, señalan la influencia de la circulación sinóptica, la temperatura del aire y al debilitamiento de la Alta Siberiana como causas probables de este comportamiento. Vautard *et al.* (2010) y Bichet *et al.* (2012), por su parte, adjudican al incremento de la rugosidad superficial la mayor responsabilidad en el debilitamiento de VV.

Con respecto a la variabilidad del viento en la región, es notable la tendencia de disminución que muestran los registros de RC, PI y VD, expresando el cambio hacia un régimen de viento más homogéneo a lo largo del año. A diferencia del comportamiento del viento en estas estaciones meteorológicas, MJ muestra un régimen de VV media que, si bien ha disminuido de manera significativa, mantiene en cambio un valor del coeficiente de variación absolutamente estable en el tiempo de entre 40 y 70%.

El debilitamiento de los gradientes de presión entre los océanos y las áreas continentales bajo el actual contexto de calentamiento global puede explicar, al menos parcialmente, la reducción de la velocidad del viento (Guo *et al.*, 2011). Si bien esta modificación no alcanzaría a alterar por completo el campo medio de VV, sería razonable asociarla con un régimen de vientos de menor intensidad y más uniforme a lo largo del tiempo, como se desprende de la información analizada para el centro de la Argentina.

El nuevo método de Sen (2017) utilizado para evaluar la tendencia de distintas series de tiempo de VV, presentó valores de ordenada al origen y pendiente angular de la recta muy similares a los que producen los métodos clásicos de MCO y Th-S. En este sentido, excepto por su simpleza y facilidad de cálculo, no ofrece nada nuevo para destacar. Sin embargo, empleado para analizar la significancia estadística de los diferentes indicadores del régimen de viento en la región, se observa que, a diferencia de los procedimientos clásicos, este método tiende a producir resultados sistemáticamente significativos, generando

incertidumbre sobre su aptitud para discriminar si un cambio es efectivo.

CONCLUSIONES

El análisis del comportamiento de VV a lo largo del tiempo, que se efectuó a partir de series de tiempo continuas con una extensión mayor a 50 años de datos y procedentes de una fuente confiable, en virtud de su elevado estándar de observación y registro, permite avalar la consistencia de la información presentada en este estudio de cambio climático ocurrido en Córdoba, Argentina.

La VV media anual no presenta evidencias de tendencias significativas de incremento o disminución entre 1968 y 2018 en RC, PI y VD. Únicamente MJ acusa una disminución monotonía de carácter significativa durante el periodo analizado. De esta forma, sólo en este lugar se verifica el comportamiento generalizado de disminución de la velocidad de los vientos superficiales a nivel mundial. Por su parte, la evaluación de esta información considerando la frecuencia anual de distintas categorías de VV muestra un comportamiento de cambio extendido en toda la región, con tendencias positivas para algunas categorías y negativas para otras.

La evidencia recogida avala la existencia de un régimen del viento más moderado actualmente por la disminución de las categorías de VV de mayor intensidad. Además, esto se confirma a partir del análisis de indicadores específicos de la intensidad del viento. El valor máximo anual de la VV diaria acusa una tendencia negativa de carácter significativa en todas las estaciones objeto de estudio y de acuerdo a la mayoría de los procedimientos utilizados para evaluarla.

Otro aspecto a resaltar es la merma que experimentó la variabilidad del viento anual a lo largo de los años representada a través de la tendencia negativa del coeficiente de variación anual de VV en VD, PI y RC. Esto concuerda con la mayor homogeneidad que presenta en la actualidad el movimiento de la atmósfera.

Desde una perspectiva metodológica, en la medida que la evidencia que proveen las pruebas clásicas no paramétricas de Mann-Kendal y Theil-Sen y el método paramétrico de MCO es análoga, la tendencia temporal de las series de tiempo de distintos indicadores de VV de escala anual se considera consistente. De acuerdo a los resultados de esta investigación, el método innovativo de Sen no parece mostrar un desempeño particularmente

idóneo para identificar la condición de la tendencia. Si bien produce funciones lineales de estimación similares a la de los procedimientos clásicos, presenta una marcada propensión a producir resultados de carácter significativo de una manera sistemática.

En correspondencia a la condición climática actual, con vientos que han disminuido su intensidad y presentan una menor fluctuación anual, la región de Córdoba, Argentina, debería exhibir relativamente un potencial erosivo del aire más bajo, un peligro de tormentas de tierra más reducido, como así también la disminución del poder evaporativo de la atmósfera. Estos aspectos, de innegable interés ambiental y productivo, deben ser objeto de un estudio particular y detallado.

REFERENCIAS

- Alexander, L.; X. Zhang, T.C. Peterson, J. Caesar, B. Gleason, A. Klein Tank, M. Haylock, D. Collins, B. Trewin, F. Rahimzadeh, A. Tagipour, P. Ambenje, K. Rupa Kumar, J. Revadekar, G. Griffiths, L. Vincent, D. Stephenson, J. Burn, E. Aguilar, M. Brunet, M. Taylor, M. New, P. Zhai, M. Rusticucci y J.L. Vazquez-Aguirre, 2006. Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. *J. Geophys. Res.* 111, D05109.
- Allen, R.G.; L.S. Pereira, D. Raes y M. Smith, 1998. *Crop Evapotranspiration - Guidelines for Computing Crop Water Requirements*. FAO Irrigation and Drainage Paper 56, Rome, Italy.
- Bichet, A.; M. Wild, D. Folini y C. Schär, 2012. Causes for decadal variations of wind speed over land: Sensitivity studies with a global climate model. *Geophys. Res. Lett.*, 39, L11701.
- Brázdil, R.; K. Chromá, P. Dobrovolny y R. Tolasz, 2009. Climate fluctuations in the Czech Republic during the period 1961–2005. *Int. J. Climatol.* 29: 223–242.
- Cardoso, L.F.N.; W. Luiz Silva y M.G.A. Justi da Silva, 2016. Long-term trends in near-surface wind speed over the Southern Hemisphere: A preliminary analysis. *International Journal of Geosciences*, 7, 938–943.
- Chakraborty, S.; R.P. Pandey, U.C. Chaube y S.K. Mishra, 2013. Trend and variability analysis of rainfall series at Seonath River Basin, Chhattisgarh (India). *Int. Journal of Applied Sciences and Engineering Research*, 2(4), 425–434.
- Chattopadhyay, N. y M. Hulme, 1997. Evaporation and potential evapotranspiration in India under conditions of recent and future climate change. *Agric. For. Meteorol.* 87 (1), 55–73.
- D'Andrea, M.F.; A.N. Rousseau, Y. Bigah, N.N. Gattinoni y J.C. Brodeur, 2019. Trends in reference evapotranspiration and associated climate variables over the last 30 years (1984–2014) in the Pampa region of Argentina. *Theoretical and Applied Climatology*, 136 (3–4), 1371–1386.
- de la Casa, A.C. y O.B. Nasello, 2010. Breakpoints in annual rainfall trends over Córdoba, Argentina. *Atmos. Res.* 95, 419–427.
- de la Casa, A.C. y G.G. Ovando, 2014. Climate change and its impact on agricultural potential in the central region of Argentina between 1941 and 2010. *Agric. For. Meteorol.* 195–196, 1–11.
- de la Casa, A.C., G.G. Ovando y G.J. Díaz, 2018. Secular variation of rainfall regime in the central region of Argentina. *Atmos. Res.* 213, 196–210.
- de la Casa, A.C., 2019. Evaluación de los cambios de la velocidad del viento en Córdoba, Argentina, entre 1951 y 2010. Congreso Internacional de Cambio Climático. Córdoba, Argentina, junio de 2019.
- Donohue, R.J.; T.R. McVicar y M.L. Roderick, 2010. Assessing the ability of potential evaporation formulations to capture the dynamics in evaporative demand within a changing climate. *J. Hydrol.* 386(1–4), 186–197.
- Draper, N.R. y H. Smith, 1998. *Applied Regression Analysis* (3rd Edition). New York: John Wiley & Sons.
- Gajbhiye, S.; C. Meshram, R. Mirabbasi y S.K. Sharma, 2015. Trend analysis of rainfall time series for Sindh river basin in India. *Theor. Appl. Climatol.* doi 10.1007/s00704-015-1529-4.
- Guo, H.; M. Xu y Q. Hu, 2011. Changes in near-surface wind speed in China: 1969–2005. *Int. J. Climatol.* 31: 349–358.
- Holt, E. y J. Wang, 2012. Trends in wind speed at wind turbine height of 80m over the contiguous United States using the North American regional reanalysis (NARR). *J. Appl. Meteorol. Climatol.* 51:2188–2202.
- Huang, J.; P. Minnis, B. Lin, T. Wang, Y. Yi, Y. Hu, S. Sun-Marck y K. Ayers, 2006. Possible influences of Asian dust aerosols on cloud properties and radiative forcing observed from MODIS and CERES. *Geophysical Research Letters* 33: L06824
- Irmak, S.; I. Kabenge, K.E. Skaggs y D. Mutibwa, 2012. Trend and magnitude of changes in climate variables and reference evapotranspiration over 116-yr period in the Platte River basin, central Nebraska, USA. *J. Hydrol.* 420 (4), 228–244.
- Kendall, M.G.; 1975. *Rank correlation methods*. Oxford University Press, New York.
- Lau, K.M.; V. Ramanathan, G. Wu, Z. Li, S.C. Tsay, C. Hsu, R. Sikka, B. Holben, D. Lu, G. Tartari, M. Chin, P. Koudelova, H. Chen, Y. Ma, J. Huang, K. Taniguchi y R. Zhang, 2008. The joint aerosol-monsoon experiment

- A new challenge for monsoon climate research. *Bulletin of the American Meteorological Society* 3, 369–383.
- Mann, H.B.; 1945. Nonparametric tests against trend. *Econometrica* 13, 245–259.
- McVicar, T.R.; M.L. Roderick, R.J. Donohue, L.T. Li, T.G. Van Niel, A. Thomas, J. Grieser, D. Jhajharia, Y. Himri, N.M. Mahowald, A.V. Mescherskaya, A.C. Kruger, S. Rehman y Y. Dinpashoh, 2012. Global review and synthesis of trends in observed terrestrial near-surface wind speeds: Implications for evaporation. *Journal of Hydrology* 416-417, 182-205.
- Pal, I. y A. Al-Tabbaa, 2011. Assessing seasonal precipitation trends in India using parametric and non-parametric statistical techniques. *Theor. Appl. Climatol.* 103, 1–11.
- ProUCL Version 5.1 Technical Guide, 2015. Statistical software for environmental applications for data sets with and without non detect observations. U.S. Environmental Protection Agency. Office of Research and Development.
- Pryor, S.C.; R.J. Barthelmie, D.T. Young, E.S. Takle, R.W. Arritt, D. Flory, W.J. Gutowski Jr., A. Nunes y J. Roads, 2009. Wind speed trends over the contiguous United States. *J. Geophys. Res.* 114, D14105.
- Qian, W.; L. Quan y S. Shi, 2002. Variations of the dust storm in China and its climatic control. *Journal of Climate* 15, 1216–1229, DOI:10.1175/1520-0442.
- Roderick, M.L.; M.T. Hobbins y G.D. Farquhar, 2009. Pan evaporation trends and the terrestrial water balance II. Energy balance and interpretation. *Geogr. Compass* 3(2), 761–780.
- Romanić D, Ćurć M, Jovičić I, Lompar M. 2015. Long-term trends of the 'Koshava' wind during the period 1949–2010. *International Journal of Climatology* 35(2): 288-302. DOI: 10.1002/joc.3981. ISSN: 1097-0088.
- Rusticucci, M., 2012. Observed and simulated variability of extreme temperature events over South America. *Atmospheric Research* 106, 1–17.
- Sen, P.K., 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's Tau. *Journal of the American Statistical Association* 63(324), 1379–1389.
- Sen, Z., 2012. Innovative trend analysis methodology. *J. Hydrol. Eng.* 17(9), 1042–1046.
- Sen, Z., 2014. Trend identification simulation and application. *J. Hydrol. Eng.* 19(3), 635–642.
- Sen, Z., 2017. Hydrological trend analysis with innovative and over whitening procedures. *Hydrol. Sci. J.* 62(2), 294–305.
- Smits, A.; A.M.G. Klein-Tank y G.P. Können, 2005. Trends in storminess over the Netherlands, 1962-2002. *Int. J. Climatol.* 25, 1331-1344.
- SMN, 1986. *Estadísticas Meteorológicas 1971-1980*. Publicación B, N° 36.
- SMN, 1992. *Estadísticas Climatológicas 1981-1990*. Publicación B, N° 37.
- SMN, 2007. *Estadísticas Climatológicas 1991-2000*. Publicado en formato digital.
- SMN, 2010. *Estadísticas Climatológicas 2001-2010*. Publicado en formato digital.
- Theil, H.; 1950. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis. I, II, III. *Nederl. Akad. Wetensch. Proc.*, 53:386–392, 521–525, 1397–1412.
- Todisco, F. y L. Vergni, 2008. Climatic changes in Central Italy and their potential effects on corn water consumption. *Agric. For. Meteorol.* 148, 1–11.
- Trenberth, K.E.; P.D. Jones, P. Ambenje, R. Bojariu, D. Easterling, A. Klein Tank, D. Parker, F. Rahimzadeh, J.A. Renwick, M. Rusticucci, B. Soden y P.Zhai, 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 KB, Tignor M., Miller H.L. (eds.) Cambridge University Press: Cambridge, United Kingdom and New York, 237–336.
- Turrall, H.; J. Burke y J.-M. Faurès, 2011. Climate change, water and food security. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), ISSN 1020-1203, 36.
- Vautard, R.; J. Cattiaux, P. Yiou, J.N. Thépaut y P. Ciais, 2010. Northern Hemisphere atmospheric stilling partly attributed to an increase in surface roughness. *Nat. Geosci.* 3, 756–761, DOI: 10.1038/ngeo979.
- World Meteorological Organization, 2013. Establishing a WMO sand and dust storm warning advisory and assessment system regional node for West Asia: Current Capabilities and Needs. Technical Report. WMO-N° 1121.
- Xu, C.Y.; L. Gong, T. Jiang, D. Chen y V. P. Singh, 2006. Analysis of spatial distribution and temporal trend of reference evapotranspiration and pan evaporation in Changjiang (Yangtze River) catchment. *J. Hydrol.* 327 (1–2), 81–93.
- Yin, Y.; S. Wu, G. Chen y E. Dai, 2010. Attribution analyses of potential evapotranspiration changes in China since the 1960s. *Theor. Appl. Climatol.* 101 (1–2), 19–28.