

EVALUACIÓN DEL IMPACTO DEL INTERVALO DE MEDIDA EN EL CÁLCULO DE LA MEDIA Y TENDENCIAS DE LA VELOCIDAD DEL VIENTO BAJO EL FENÓMENO DEL “STILLING”

Cesar AZORÍN MOLINA^{1,2}, Sergio M. VICENTE SERRANO², Tim R. McVICAR³, Lorenzo MINOLA¹, Deliang CHEN¹, Jesús REVUELTO⁴, Juan LÓPEZ MORENO²

¹ Department of Earth Sciences, University of Gothenburg, Gothenburg, Suecia.

² Instituto Pirenaico de Ecología, Consejo Superior de Investigaciones Científicas (IPE-CSIC), Zaragoza.

³ CSIRO Land and Water, Canberra, ACT, Australia.

⁴ Université Grenoble Alpes, LTHE-CEN, CNRS, Grenoble, Francia.

cazorin@ipe.csic.es, svicen@ipe.csic.es, Tim.Mcvicar@csiro.au, lorenzo.minola@gu.se, deliang@gvc.gu.se, revuelto84@gmail.com, nlopez@ipe.csic.es

RESUMEN

Este estudio analiza por primera vez el impacto del intervalo de medida en la estimación de la media y las tendencias de la velocidad del viento, como posible causa del fenómeno “stilling” (descenso de la velocidad media del viento). Los dos intervalos de medida corresponden a la velocidad del viento obtenida a partir de: (i) 4-horas sinópticas (0000, 0700, 1300 y 1800 UTC; WS); y (ii) recorrido del viento en 24 horas (WR). Esta investigación se realizó en España utilizando la disponibilidad de series en paralelo de WS y WR para 1961-2011 (12 estaciones) y 1979-2008 (19 estaciones). Los resultados indican que la velocidad media del viento es estadísticamente 0.24 m s^{-1} mayor para la WS frente al WR, mostrando un ciclo estacional con mayores diferencias en julio (0.49 m s^{-1}) y menores en diciembre (-0.01 m s^{-1}); y que para el periodo 1979-2008 la WS ($-0.057 \text{ m s}^{-1} \text{ decada}^{-1}$) presenta una tendencia más negativa en comparación al WR ($-0.011 \text{ m s}^{-1} \text{ decada}^{-1}$), aunque muy pocas diferencias en estas tendencias entre WS y WR son estadísticamente significativas. De forma contraria, estas diferencias no son estadísticamente significativas para 1961-2011.

Palabras clave: intervalos de medida, velocidad media del viento, recorrido del viento, tendencias, “stilling”.

ABSTRACT

This study analyzes for the first time how the two most common measurement time intervals of daily mean data averaged wind speed being either: (i) 4-synoptic times (0000, 0700, 1300 and 1800 UTC; WS); or (ii) 24-hour wind run measurements (WR), can affect the estimation of wind speed averages and trends; as a potential cause of the observed land-surface stilling. This was performed across Spain for 1961-2011 (12 stations) and 1979-2008 (19 stations) where WS and WR daily wind speed observations were simultaneously recorded. Results indicate that mean wind speed is 0.24 m s^{-1} statistically greater for WS than WR measurements annually, being seasonally dependent with major differences in July (0.49 m s^{-1}) and minor in December (-0.01 m s^{-1});

that WS ($-0.057 \text{ m s}^{-1} \text{ dec}^{-1}$) shows a more negative wind speed trend when compared to WR ($-0.011 \text{ m s}^{-1} \text{ dec}^{-1}$) annually (and seasonally) for 1979-2008, but few trend differences are statistically significant. In contrast, differences are almost negligible for 1961-2011.

Key words: measurement time intervals, mean wind speed, wind run, long-term trends, stilling.

1. INTRODUCCIÓN

En el marco del actual fenómeno de “stilling” (Roderick *et al.*, 2007), es decir, del descenso observado en la velocidad del viento sobre superficies continentales de latitudes medias en los últimos 30-50 años (estimado en promedio en $-0.140 \text{ m s}^{-1} \text{ década}^{-1}$; McVicar *et al.*, 2012), varias han sido las causas hipotéticas que podrían estar detrás de este fenómeno: (i) debilitamiento de la circulación atmosférica causada por la expansión de la célula de Hadley (Lu *et al.*, 2007); (ii) incremento de la rugosidad del terreno asociada a una mayor masa forestal, crecimiento urbano y otros cambios en los usos del suelo (Vautard *et al.*, 2010); (iii) problemas de instrumentación (Wan *et al.*, 2010); (iv) aumento de la estabilidad atmosférica causada por la contaminación atmosférica (Xu *et al.*, 2006); y (v) efectos astronómicos vinculados a cambios decadales en la longitud del día (Mazzarella, 2007).

Sin embargo, la causa (iii) asociada a los procedimientos de observación e instrumentación meteorológica utilizados para medir la velocidad del viento apenas ha sido abordada (Wan *et al.*, 2010) y, hasta la fecha, ninguna investigación ha cuantificado el impacto del intervalo de medida en la estimación de la velocidad media y las tendencias del viento. En este sentido, los datos diarios y mensuales de velocidad media del viento pueden ser obtenidos a partir de dos intervalos de medida, la velocidad del viento (WS de aquí en adelante) y el recorrido del viento (WR de aquí en adelante) (vid. definiciones en el apartado 2 sobre datos y metodología), dependiendo de los sistemas de observación adoptados por cada Servicio Meteorológico Nacional. De este modo, los estudios sobre tendencias y variabilidad decadal de la velocidad del viento han utilizado de forma indistinta ambos intervalos de medida (McVicar *et al.*, 2012). El objetivo de este trabajo es por tanto cuantificar por primera vez el impacto del intervalo de medida en la estimación de la media y las tendencias de la velocidad del viento como posible causa del “stilling”.

2. DATOS Y METODOLOGÍA

2.1. Velocidad (WS) y recorrido (WR) del viento

La Agencia Estatal de Meteorología (AEMET) registra los datos de velocidad del viento utilizando dos intervalos de medida: (1) observaciones de velocidad media del viento en 10-minutos (WS, en m s^{-1}) a las horas sinópticas de las 0000, 0700, 1300 y 1800 UTC; y (2) observaciones del recorrido diario del viento (WR, convertidos a m s^{-1}), es decir, la distancia total recorrida por el viento en un periodo de 24 horas, de 0000 a 2400 UTC. Ambas observaciones se obtienen con distintos tipos de anemómetros (Azorin-Molina *et al.*, 2014) a 10-metros de altura, y los valores medios mensuales se calculan a partir de aquellos días con tres o más observaciones para WS,

y para aquellos meses que tienen como mínimo 26 días de observación (para ambos WS y WR); en caso contrario, ese día o mes queda excluido y etiquetado como valor perdido. La calidad de las observaciones de WS y WR en este estudio comparativo de ambos intervalos de medida se fundamenta en el hecho de que las series se registraron en estaciones meteorológicas de primer orden, ubicadas en su mayoría en aeropuertos, con inspección diaria y escasos cambios artificiales / naturales alrededor de la estación, lo que asegura la calidad de las series. En cualquier caso, en este estudio se analizan las series homogeneizadas de WS y WR. En el caso de las series de WS, este estudio parte de las series homogeneizadas por Azorin-Molina *et al.* (2014), mientras que las series de WR fueron sometidas al robusto protocolo de homogeneización que se describe a continuación.

2.2. Homogeneización

En este estudio aplicamos el protocolo de homogeneización definido por Azorin-Molina *et al.* (2014), para homogeneizar las series de WR y corregir inhomogeneidades causadas principalmente por la relocalización de la estación y cambios en la altura del anemómetro (Wan *et al.*, 2010). Para ello utilizamos series de referencia construidas a partir del modelo MM5 (*Pennsylvania State University / National Center for Atmospheric Research mesoscale model MM5* (Grell *et al.*, 1994; Jerez *et al.*, 2013), por su capacidad de reproducir el campo de viento y sus tendencias a largo plazo. El protocolo de homogeneización consistió en tres fases: (i) control de calidad realizado previamente por AEMET (Aguilar *et al.*, 2003) para eliminar valores erróneos; (ii) reconstrucción de una única estación (Toledo) debido a relocalización o cambio por estación meteorológica automática; y (iii) aplicación del *Standard Normal Homogeneity Test* (SNHT; Alexandersson, 1986) para detectar inhomogeneidades utilizando el software AnClim (Stepanek, 2004). El protocolo detectó 139 discontinuidades y dos series fueron descartadas debido al elevado número de inhomogeneidades que presentaban. Por último, las lagunas fueron rellenadas con los datos de MM5. Una descripción detallada del proceso de homogeneización de series medias mensuales de velocidad del viento se puede consultar en Azorin-Molina *et al.* (2014). En resumen, en este trabajo se utilizan series simultáneas y homogeneizadas de WS y WR para 12 estaciones durante el periodo 1961-2011, y 19 estaciones para el periodo 1979-2008.

2.3. Análisis de tendencias

En primer lugar, cada una de las series así como las series regionales de WS y WR construidas para toda España fueron convertidas a series de desviaciones (anomalías) respecto a la media del período 1981-2010 (para 1961-2011) y 1979-2008 (para 1979-2008). A continuación, se aplicó un análisis de regresión lineal entre la serie temporal (variable independiente) y la serie de anomalías de WS y WR (variable dependiente) a fin de calcular el signo y magnitud (en $\text{m s}^{-1} \text{decada}^{-1}$) de la tendencia de la velocidad del viento. Además, para representar mejor la variabilidad y fluctuaciones decadales de la velocidad del viento, se aplicó un filtro gaussiano de 15-años. La significación estadística de las tendencias anuales, estacionales y mensuales se obtuvo mediante el coeficiente de correlación no paramétrico de Mann-Kendall tau-b (Kendall y Gibbons, 1990), aplicando de forma previa la función de autocorrelación (von Storch, 1995)

puesto que las autocorrelaciones significativas incrementan la probabilidad de que el tau-b detecte tendencias significativas; sin encontrar una autocorrelación más allá del lag-0 al nivel de significación $p < 0.05$. Al igual que en trabajos previos (McVicar *et al.*, 2010), tres umbrales de significación estadística han sido utilizados: (i) significativas a $p < 0.05$; (ii) significativas a $p < 0.10$; y (iii) no significativas a $p < 0.10$. Por último, la significación estadística de las diferencias entre WS y WR se evaluó a partir del test de Wilcoxon-Mann-Whitney (Siegel y Castelan, 1988); y de las diferencias en las tendencias entre WS y WR con el test propuesto por Clogg *et al.* (1995). El coeficiente de correlación de Pearson (R) y el coeficiente de determinación (R^2) se utilizaron para medir la relación entre las series de anomalías de WS y WR.

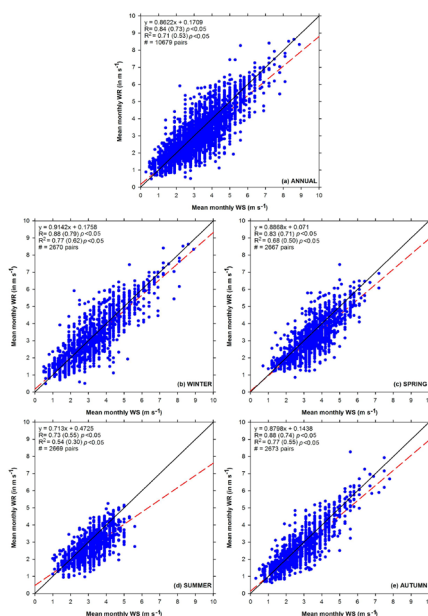


Fig. 1: Scatterplot anual y estacional de la velocidad media mensual del viento a partir de WS y WR para el conjunto de las 19 series durante 1961-2011. Ajuste perfecto (línea negra), regresión lineal (línea roja discontinua).

3. RESULTADOS

3.1 Diferencias de velocidad del viento entre WS y WR

La Figura 1 muestra que la velocidad media mensual registrada como promedio de las cuatro horas sinópticas, es decir, la WS, es mayor que la medida continuamente durante 24 horas por el WR. A escala anual (Fig. 1a), el ajuste de regresión lineal muestra una relación moderada ($R^2 = 0.71$, $p < 0.01$) entre WS y WR, resultando la velocidad del viento mayor para WS. Estacionalmente, el mejor ajuste entre ambos intervalos de medida se observa en invierno (Fig. 1b) y otoño (Fig. 1e) ambos con $R^2 = 0.77$ ($p < 0.01$), seguido de primavera (Fig. 1c; $R^2 = 0.68$, $p < 0.01$), mientras que el ajuste más bajo ocurre en verano (Fig. 1d; $R^2 = 0.54$, $p < 0.01$). La Tabla 1 resume

la velocidad media del viento (en m s^{-1}) para ambos intervalos de medida a partir de todos los datos de las 19 estaciones meteorológicas durante el periodo 1961-2011. La velocidad media del viento es 0.24 m s^{-1} superior para la WS (3.03 m s^{-1}) frente al WR (2.79 m s^{-1}), siendo esta diferencia estadísticamente significativa ($p < 0.05$) según el test the Wilcoxon-Mann-Whitney. Estacionalmente, estas diferencias son mayores en primavera (0.31 m s^{-1}) y verano (0.42 m s^{-1}), y de menor grado en otoño (0.18 m s^{-1}) e invierno (0.08 m s^{-1}); siendo todas estas diferencias estadísticamente significativas al nivel de $p < 0.05$. A escala mensual se detecta un ciclo intraanual bien definido en las diferencias de velocidad del viento calculadas entre ambos intervalos de medida, con diferencias mínimas y no estadísticamente significativas en diciembre (-0.01 m s^{-1} ; $p > 0.10$), y máximas y estadísticamente significativas en junio (0.49 m s^{-1} ; $p < 0.05$) y julio (0.45 m s^{-1} ; $p < 0.05$).

Periodo	WS	WR	Dif.	Sig.	Pares de WS vs. WR.
Anual	3.03	2.79	0.24	**	10679
Invierno	2.99	2.91	0.08	**	2670
Primavera	3.34	3.03	0.31	**	2667
Verano	3.11	2.69	0.42	**	2669
Otoño	2.70	2.52	0.18	**	2673
Enero	2.99	2.87	0.12	**	889
Febrero	3.13	3.00	0.13	**	889
Marzo	3.30	3.08	0.22	**	889
Abril	3.41	3.10	0.31	**	889
Mayo	3.31	2.92	0.39	**	889
Junio	3.23	2.74	0.49	**	889
Julio	3.16	2.71	0.45	**	890
Agosto	2.95	2.61	0.34	**	890
Septiembre	2.69	2.41	0.28	**	891
Octubre	2.70	2.52	0.18	**	891
Noviembre	2.70	2.61	0.09	**	891
Diciembre	2.84	2.85	-0.01	n.s.	892

Tabla 1: Velocidad media del viento a escala anual, estacional y mensual calculada para el conjunto de pares de datos (#10679) con registros simultáneos de WS y WR. Test de Wilcoxon-Mann-Whitney: ** ($p < 0.05$), * ($p < 0.10$), y n.s. ($p > 0.10$).

3.2. Diferencias en las tendencias de velocidad del viento entre WS y WR

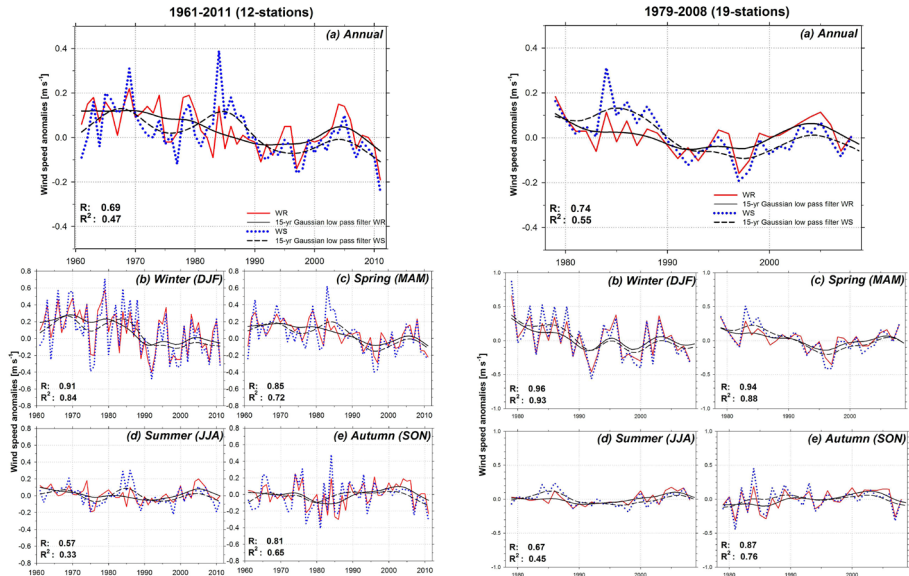
La Tabla 2 presenta las tendencias anuales y estacionales de velocidad del viento calculadas a partir de WS y WR para los dos periodos de estudio. En el caso del periodo más largo (1961-2011; 12 estaciones meteorológicas), las diferencias encontradas

en las tendencias de velocidad del viento son prácticamente descartables (no significativas al nivel $p < 0.10$) entre WS y WR, con sólo un leve sesgo hacia tendencias más negativas para WS. A escala anual, la velocidad del viento descendió $0.003 \text{ m s}^{-1} \text{ decada}^{-1}$ más para WS ($-0.036 \text{ m s}^{-1} \text{ decada}^{-1}$; $p < 0.05$) que WR ($-0.033 \text{ m s}^{-1} \text{ decada}^{-1}$; $p < 0.05$). Estacionalmente, la WS registro tendencias levemente más negativas respecto a WR, excepto en invierno donde este último intervalo de medida mostró tendencias más negativas. Asimismo, la Figura 2 muestra expresamente una variabilidad temporal (filtro gaussiano) muy similar, con escasas diferencias entre WS y WR, como así demuestra el coeficiente de determinación que es estadísticamente significativo ($p < 0.01$) para todas las escalas temporales: anual (Fig. 2a; $R^2 = 0.48$), invierno (Fig. 2b; $R^2 = 0.84$), primavera (Fig. 2c; $R^2 = 0.72$), verano (Fig. 2d; $R^2 = 0.33$) y otoño (Fig. 2e; $R^2 = 0.65$).

Periodos	1961-2011			1979-2008		
	WS	WR	WS-WR	WS	WR	WS-WR
Anual	(-0.036) ± 0.020	(-0.033) ± 0.015	-0.003	(-0.057) ± 0.038	-0.011 ± 0.031	-0.046
Invierno	(-0.072) ± 0.054	(-0.078) ± 0.043	0.006	(-0.170) ± 0.130	-0.110 ± 0.107	-0.060
Primavera	(-0.057) ± 0.036	(-0.054) ± 0.024	-0.003	(-0.085) ± 0.080	-0.038 ± 0.062	-0.047
Verano	-0.013 ± 0.020	-0.007 ± 0.017	-0.006	-0.013 ± 0.044	0.031 ± 0.034	-0.044
Otoño	0.000 ± 0.034	0.008 ± 0.027	-0.008	0.018 ± 0.076	(0.058) ± 0.059	-0.040

Tabla 2: Tendencias anuales y estacionales de la velocidad del viento (en $\text{m s}^{-1} \text{ decada}^{-1}$) y errores (\pm) asociados con la estimación de la tendencias, promediados para WS y WR durante 1961-2011 (12 estaciones) y 1979-2008 (19 estaciones). La significación estadística de las diferencias (WS-WR) se evalúa a partir del test de Clogg *et al.* (1995): $p < 0.05$ (en negrita y paréntesis) y $p < 0.10$ (en negrita)

En contraposición a estas leves diferencias, las tendencias de la velocidad del viento son estadísticamente diferentes para el periodo 1979-2008, resultando más negativas para WS frente a WR como resume la Tabla 2. A escala anual, la velocidad del viento descendió $0.046 \text{ m s}^{-1} \text{ decada}^{-1}$ ($p < 0.10$) más para WS ($-0.057 \text{ m s}^{-1} \text{ decada}^{-1}$; $p < 0.05$) que WR ($-0.011 \text{ m s}^{-1} \text{ decada}^{-1}$; $p > 0.10$), patrón que también se observa estacionalmente. Así, la WS registro tendencias más negativas en todas las estaciones frente a las obtenidas utilizando el WR. En cuanto a la variabilidad decadal de la velocidad del viento ésta es muy similar entre ambos intervalos de medida como muestra la Figura 3, con coeficientes de determinación elevados a escala anual (Fig. 3a; $R^2 = 0.55$), invierno (Fig. 3b; $R^2 = 0.93$), primavera (Fig. 3c; $R^2 = 0.88$), y otoño (Fig. 3e; $R^2 = 0.76$), con la excepción del verano que ofrece el peor ajuste (Fig. 3d; $R^2 = 0.45$)



Figs. 2 (izquierda) y 3 (derecha): Anomalías medias anuales y estacionales de la velocidad del viento ($m s^{-1}$) para WS (línea azul punteada) y WR (línea roja continua) para 1961-2011 (izquierda) y 1979-2008 (derecha). El filtro gaussiano de paso bajo (15-años) se dibuja en trazo discontinuo para WS y continuo para WR.

Para concluir, la Figura 4 muestra un diagrama de caja y bigotes que resume las tendencias de la velocidad del viento calculadas a partir de los datos de WS y WR, comprobándose que a partir del intervalo de medida de WS se obtienen tendencias más negativas a escala anual, estacional (excepto en invierno para 1961-2011) y mensual (excepto abril, agosto, septiembre y diciembre de 1961-2011). Estas diferencias entre WS y WR son más marcadas para el periodo 1979-2008, de forma particular entre enero y marzo. Sin embargo, como muestra la Tabla 2 pocas de estas diferencias sobre estadísticamente significativas ($p < 0.10$) y los errores asociados con la estimación de las tendencias son siempre más pequeños para WR frente a WS.

4. CONCLUSIONES

En resumen, las principales conclusiones de este estudio son las siguientes:

- (1) La velocidad media del viento es estadísticamente $0.24 m s^{-1}$ mayor para el intervalo de media construido a partir de 4 observaciones sinópticas al día, es decir la velocidad media del viento (WS), frente a aquel obtenido a partir de registros continuos de velocidad del viento durante 24 horas, es decir el recorrido del viento (WR). Estas diferencias en la velocidad media del viento tienen un ciclo estacional, siendo mayores en julio ($0.49 m s^{-1}$) y menores en diciembre ($-0.01 m s^{-1}$).
- (2) La WS ($-0.057 m s^{-1} decada^{-1}$) muestra una tendencia significativa y más marcada de descenso de la velocidad del viento que la WR ($-0.011 m s^{-1} decada^{-1}$) a escala anual (y estacional) para el periodo 1979-2008; sin embargo, pocas de estas di-

ferencias son estadísticamente significativas, y resultan prácticamente despreciables en el caso del periodo más largo 1961-2011.

- (3) Se puede concluir que el WR obtenido a partir de registros continuos durante 24 horas es más fiable frente a la WS obtenida a partir de 4 registros sinópticos al día para la estimación de las tendencias de la velocidad del viento. Estos resultados son importantes por cuanto en la bibliografía científica se han utilizado ambos intervalos de medida sin distinción.

El impacto de utilizar uno u otro intervalo de medida a partir del cual calcular la velocidad media o las tendencias del viento puede tener directas implicaciones para muchos campos como lo son la agricultura, la hidrología, o los recursos de energía eólica, entre otros muchos.

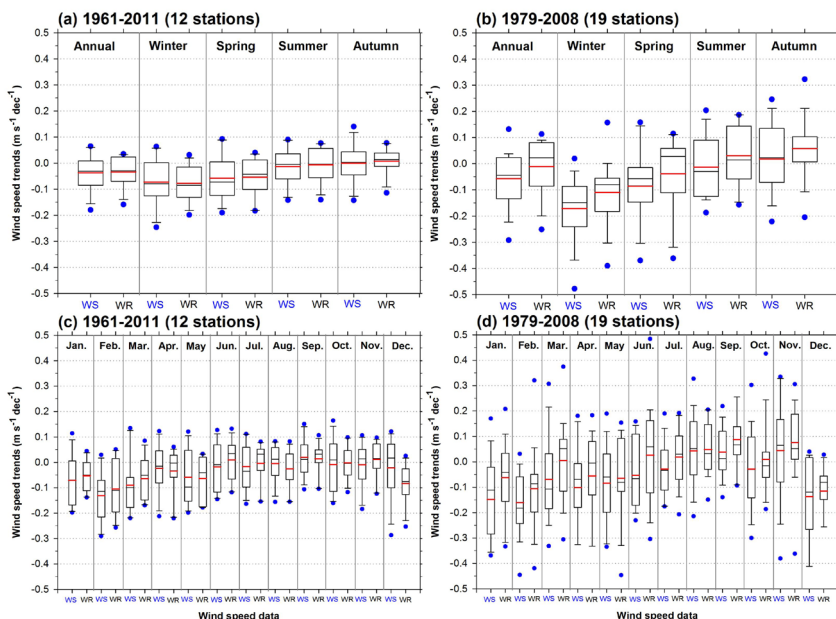


Fig. 4: Diagrama de caja y bigotes de las tendencias de la velocidad del viento para WS y WR durante 1961-2011 y 1979-2008. En el se representa la media (línea roja), mediana (línea negra), el rango intercuartílico (cuartiles 25% y 75%; caja), los percentiles 10% y 90% (bigotes), y los valores máximos y mínimos (puntos azules)

AGRADECIMIENTOS

Este estudio fue financiado por el contrato JCI-2011-10263 y los proyectos CGL2011-27574-C02-02, CGL2011-27536/HID, CGL2011-29263-C02-01 y CGL2014-517221-REDT (Red RECLIM) financiados por el Ministerio de Economía y Competitividad. Los autores desean agradecer a la AEMET por la cesión de los datos de viento; a Ptr Stepanek por el uso del software AnClim; y a Raquel Lorente-Plazas y Juan Pedro Montávez (Departamento de Física de la Universidad de Murcia) por las series simuladas de velocidad del viento.

REFERENCIAS

- Aguilar, E., Auer, I., Brunet, M., Peterson, T.C., y Wieringa, J. (2003) *Guidelines on Climate Metadata and Homogenization*. World Meteorological Organization.
- Alexandersson, H. (1986) "A homogeneity test to precipitation data". *International Journal of Climatology*, 6 (6), pp. 661-675, doi: 10.1002/joc.3370060607.
- Azorin-Molina, C., Vicente-Serrano, S.M., McVicar, T.R., Jerez, S., Sanchez-Lorenzo, A., López-Moreno, J.I., Revuelto, J., Trigo, R. M., Lopez-Bustins, J.A., y Espirito-Santo, F. (2014). "Homogenization and assessment of observed near-surface wind speed trends over Spain and Portugal, 1961-2011." *Journal of Climate*, 27 (10), pp. 3692-3712, doi: <http://dx.doi.org/10.1175/JCLI-D-13-00652.1>.
- Clogg, C.C., Petkova, E., y Haritou, A. (1995). "Statistical methods for comparing regression coefficients between models". *American Journal of Sociology*, 100(5), pp. 1261-1293, doi: 10.1086/230638.
- Grell, G.A., Dudhia, J., y Stauffer, D.R. (1994) *A description of the fifth-generation Penn State/NCAR Mesoscale Model (MM5)*. NCAR Tech. Note 398+STR, Natl. Cent. For Atmos. Res, Boulder, Colorado.
- Jerez, S., Trigo, R.M., Vicente-Serrano, S.M., Pozo-Vázquez, D., Lorente-Plazas, R., Lorenzo-Lacruz, J., Santos-Alamillos, F., y Montávez, J.P. (2013). "The impact of the North Atlantic Oscillation on the renewable energy resources in southwestern Europe". *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 52(10), pp. 2204-2225, doi: <http://dx.doi.org/10.1175/JAMC-D-12-0257.1>.
- Kendall, M.G., y Gibbons, J.D. (1990). *Rank Correlation Methods*. Oxford University Press.
- Lu, J., Vecchi, G.A., y Reichler, T. (2007). "Expansion of the Hadley cell under global warming". *Geophysical Research Letters*, 34 (6), L06805, doi:10.1029/2006GL028443.
- Mazzarella, A. (2007) "The 60-year solar modulation of global air temperature: the Earth's rotation and atmospheric circulation connection". *Theoretical and Applied Climatology*, 88 (3-4), pp. 193-199, doi: 10.1007/s00704-005-0219-z.
- McVicar, T.R., Van Niel, T.G., Roderick, M.L., Li, L.T., Mo, X.G., Zimmermann, N.E., y Schmatz, D.R. (2010) "Observational evidence from two mountainous regions that near-surface wind speeds are declining more rapidly at higher elevations than lower elevations: 1960-2006". *Geophysical Research Letters*, 37 (6), L06402, doi:10.1029/2009GL042255.
- McVicar, T.R., Roderick, M.L., Donohue, R.J., Li, L.T., Van Niel, T.G., Thomas, A., Grieser, J., Jhajharia, D., Himri, Y., Mahowald, N.M., Mescherskaya, A.V., Kruger, A.C., Rehman, S., y Dinpashoh, Y. (2012). "Global review and synthesis of trends in observed terrestrial near-surface wind speeds: Implications for evaporation". *Journal of Hydrology*, 416-417, pp.182-205.
- Roderick, M.L., Rotstayn, L.D., Farquhar, G.D., y Hobbins, M.T. (2007). "On the attribution of changing pan evaporation". *Geophysical Research Letters*, 34 (17), L17403, doi:10.1029/2007GL031166.
- Siegel, S., y Castelan, N.J. (1988). *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*. McGraw-Hill - New York.

- Stepanek, P. (2004) “AnClim- software for time series analysis (for windows)”. Department of Geography, Faculty of Natural Sciences. Masaryk University: Brno, 1.47 MB.
- Vautard, R., Cattiaux, J., Yiou, P., Thépaut, J.-N., y Ciais, P. (2010) “Northern Hemisphere atmospheric stilling partly attributed to an increase in surface roughness”. *Nature Geoscience*, 3 (11), pp. 756-761.
- von Storch, H. (1995). *Misuses of statistical analysis in climate research*. En: von Storch, H., y Navarra, A. (Eds.). *Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques*, Springer, pp. 11-26.
- Wan, H., Xiaolan, L.W., y Swail, V.R. (2010). “Homogenization and trend analysis of Canadian near-surface wind speeds”. *Journal of Climate*, 23 (5), pp. 1209-1225, doi: <http://dx.doi.org/10.1175/2009JCLI3200.1>.
- Xu, M., Chang, C.P., Fu, C., Qi, Y., Robock, A., Robinson, D., y Zhang, H. (2006). “Steady decline of East Asian Monsoon winds, 1969-2000: evidence from direct ground measurements of wind speed”. *Journal of Geophysical Research - Atmospheres*, 111 (D24), D24111, doi:10.1029/2006JD007337.