

Revista Argentina de Agrometeorología

ISSN 2545-8418

Editada por la
Asociación Argentina
de Agrometeorología

Revista Digital | Volumen XI | Año 2020



Revista Argentina de

AGROMETEOROLOGIA

Volumen XI. AÑO 2020



Asociación Argentina de Agrometeorología

Comisión Directiva

Presidente: Andrea Irigoyen

Vicepresidente: Olga Penalba

Secretaria: Andrea Rivarola

Secretaria de Actas: Gabriela Cruz

Tesorero: Angél Blasón

Protesorero: Roberto Zanvetto

Vocales Titulares: Antonio de la Casa

Armando Brizuela

Vocales Suplentes: Ana Llames

Martín Pardi

Revista Argentina de

AGROMETEOROLOGÍA

Director: Pedro Enrique Boletta

Comité Científico

Coordinador: Andrés C. Ravelo

Integrantes del Comité Científico

Antonio de la Casa

Patricia Figuerola

Denice Fontana

Andrea Irigoyen

Mario Murphy

Olga Penalba

Ana María Planchuelo

Andrés C. Ravelo

Rafael Rodríguez

Roberto Seiler

Paulo Senthelas

Leonardo Serio

Marta Vinocur

RADA

REVISTA ARGENTINA DE AGROMETEOROLOGÍA
Centro de Relevamiento y Evaluación de Recursos
Agrícolas y Naturales (CREAN)

Ing. Agr. Félix Aldo Marrone 746 - C.C. 509 - C.P. 5000
Ciudad de Córdoba - ARGENTINA

www.crean.unc.edu.ar/

<https://www.siteaada.org/revista-de-la-aada>

Email: pecbol@gmail.com

Revisores

Dr. Gustavo Ovando, Facultad de Ciencias Agropecuarias, Univ. Nac. de Córdoba, Argentina

Dra. Ana María Planchuelo, CREAN, CONICET, Facultad de Ciencias Agropecuarias, Univ. Nac. de Córdoba, Argentina

Ing. Guillermo Murphy, Facultad de Agronomía, Univ. De Buenos Aires, Argentina

Dr. Antonio de la Casa, Facultad de Ciencias Agropecuarias, Univ. Nac. de Córdoba, Argentina

Ing. (M. Sc.) Rafael Hurtado, Fac. de Ciencias Agrarias, Univ. Nac. de Jujuy, Argentina

Dra. Marta Vinocur, Fac. de Agronomía y Veterinaria, Univ. Nac. de Río Cuarto, Argentina.

Dr. Hugo Raúl Zerda, Fac. de Ciencias Forestales, Univ. Nac. de Santiago del Estero, Argentina

Ing. (M. Sc.) Pedro Enrique Boletta, Fac. de Ciencias Forestales, Univ. Nac. de Santiago del Estero, Argentina

Ing. (M. Sc.) Liliana Spescha, Facultad de Agronomía, Univ. De Buenos Aires, Argentina

Dra. Patricia Figuerola, Instituto de Ambiente de Montaña y Regiones Áridas, IAMRA - Universidad Nacional de Chilecito, Argentina

Ing. (M. Sc.) Angel Blason, Facultad de Ciencias Agrarias, Universidad Nacional de Lomas de Zamora, Argentina

Dra. Andrea Irigoyen, Unidad Integrada Balcarce: Facultad de Ciencias Agrarias Univ. de Mar del Plata-INTA, Argentina.

Dra. Gabriela Cruz, Centro Interdisciplinario Respuesta al Cambio y Variabilidad Climática y Facultad de Agronomía (Departamento de Sistemas Ambientales) (UDELAR). Montevideo, Uruguay

Dra. Denise Fontana, Faculdade de Agronomia/UFRGS. A.H. Junges: Fundação de pesquisa Agropecuária – FEPAGRO, Brasil

Dr. Roberto Zanvettor, Facultad de Ciencias Agropecuarias, Univ. Nac. de Córdoba, Argentina

Dr. Andrés C. Ravelo, CREAN, CONICET, Facultad de Ciencias Agropecuarias, Univ. Nac. de Córdoba, Argentina

Dra. Olga Penalba, Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, Facultad de Ciencias Exactas y Naturales, Universidad de Buenos Aires, Argentina

Nota Editorial

La edición del presente volumen coincide con la realización de la XVIII Reunión Argentina y IX Latinoamericana de Agrometeorología en *Paraná, Entre Ríos, Argentina del 23 al 27 de noviembre de 2020* en una modalidad virtual. Deseo destacar los éxitos logrados con la presentación de trabajos relevantes de investigación y, fundamentalmente, la manifestación de la unidad fraternal de la comunidad agrometeorológica.

El Volumen XI está integrado por cinco trabajos y una comunicación. Los trabajos consideran distintos aspectos de interés en la Agrometeorología, de los cuales tres se refieren a distintos aspectos de los sistemas productivos y los otros dos están relacionados indirectamente al cambio climático con la Agrometeorología. La comunicación hace referencia a la longitud embrional del mesocótilo del maíz y su aplicación en modelos de simulación de cultivos.

Se hace constar que se ha iniciado la preparación de los distintos requisitos que se deben cumplir para la indexación en el Núcleo Básico de CONICET de RADA. A comienzos del año 2020 en la nueva página Web de la AADA se ha incluido una pestaña en la cual a partir de este año además de poder consultar los Volúmenes publicados de RADA en la página Web del CREAN (<https://www.crean.unc.edu.ar/>), que nos acogió desde la aparición del primer Volumen, se puede acceder en la página Web de la AADA (<https://www.siteaada.org/revista-de-la-aada>) en una pestaña especial que posee la Revista, donde se encuentran todos los Volúmenes publicados hasta la fecha y que es de libre acceso. Desde este sitio se puede descargar el Volumen completo de RADA y los trabajos en forma individual en formato PDF y también los resúmenes en español y en inglés.

Considero importante seguir insistiendo con la solicitud a nuestra comunidad de agrometeorólogos de publicar sus investigaciones en RADA ya sean como trabajos completos, comunicaciones o notas breves. Para mantener de esta forma la continuidad de la publicación de la revista como un medio de difusión científica de los aportes de la Agrometeorología al desarrollo sustentable de nuestro país.

Ing. Ftal (M Sc.) Pedro Enrique Boletta
Director RADA

Contenido

Tendencias en la frecuencia, intensidad y variabilidad de la velocidad del viento en Córdoba, Argentina, entre 1968 y 2018 de la Casa, A.; G. Ovando y G. Díaz	1
Agua en el suelo durante el período crítico para la definición de rendimiento de maíz en el centro-sudeste bonaerense Irigoyen, A.I.; M.P. Panunzio Moscoso; M.A. Cambareri; M.E. Holzman; L. Echarte y R.E. Rivas	17
Statistical forecast of soil water storage in the rolling Pampas, Argentina Castañeda, M. E.; M.H. González; M.E. Fernández Long; A.L. Rolla y L. B. Spescha	33
Estimación de valores agroclimáticos de horas de frío en San Pedro (Provincia de Buenos Aires, Argentina) y escenario futuro Maio, S.....	45
Factibilidad agroclimática del cultivo de quinoa en Chilecito, La Rioja (Argentina), para dos fechas de siembra Veliz, A. E. ; A. C. Prósperi y L. B. Spescha	55
Comunicación Evaluación fotogramétrica de la longitud del mesocótilo de híbridos de maíz para su utilización en modelos de simulación Blasón, A.D.; A. Mollá Kralj; M.B. Barrios y R. O. Rodríguez	63
Normas para la presentación de trabajos en la Revista de la Asociación de Agrometeorología (RADA) en formato digital	71

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:

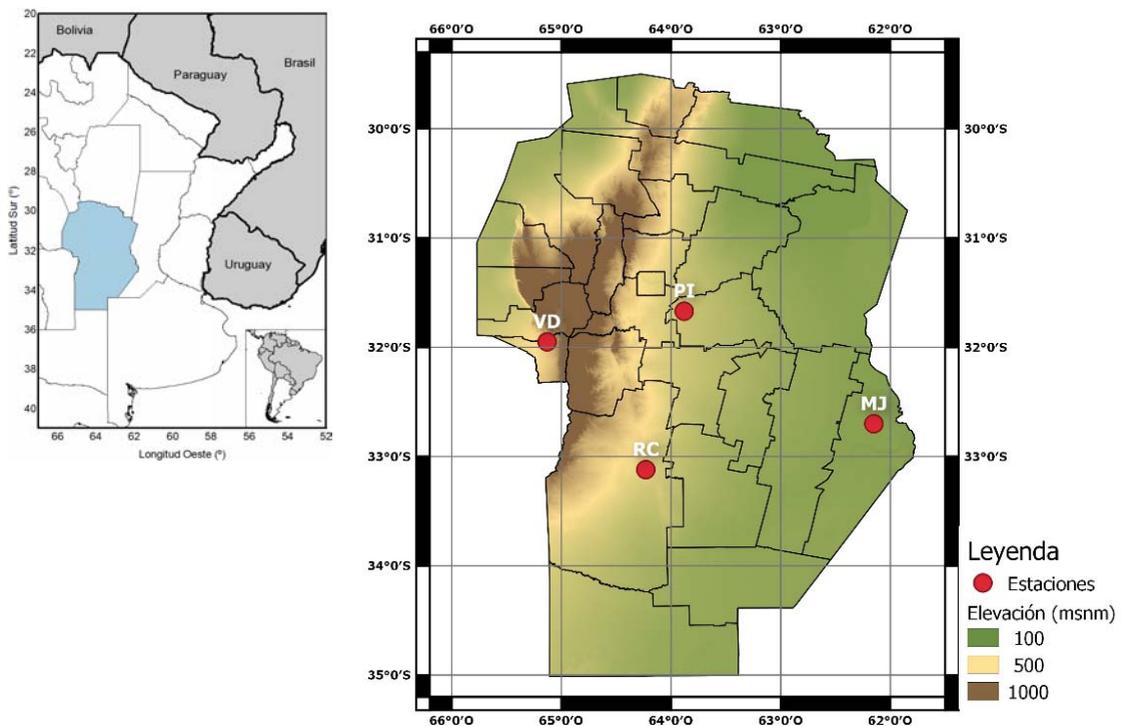


Figura 1. Ubicación geográfica de las estaciones meteorológicas utilizadas en el estudio (Río Cuarto Aero (RC), Marcos Juárez Aero (MJ), Pilar Observatorio (PI) y Villa Dolores Aero (VD)).

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
Coeficiente 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.

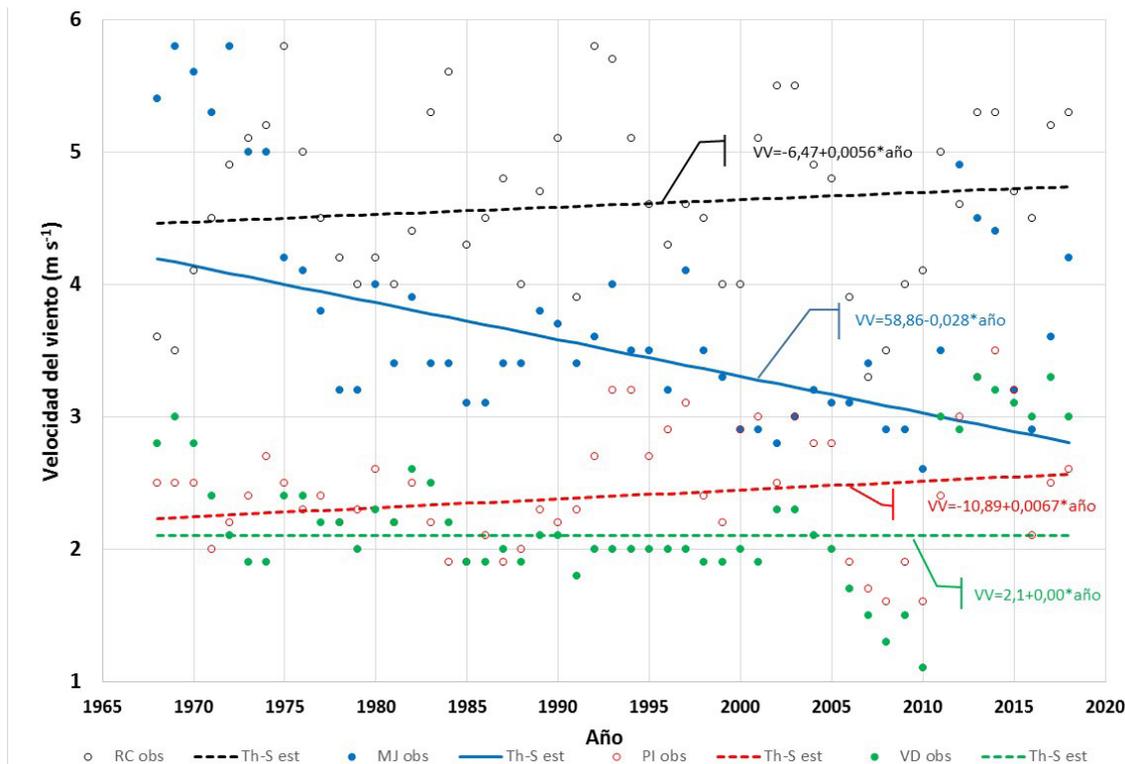


Figura 2. Velocidad del viento media anual observada en las estaciones meteorológicas de Río Cuarto Aero (RC), Marcos Juárez Aero (MJ), Pilar Observatorio (PI) y Villa Dolores Aero (VD) entre 1968 y 2018 y los respectivos valores de tendencia estimados con Theil-Sen (Th-S est). Sólo es significativa ($p < 0,05$) 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 y 3 m s^{-1} . Precisamente el rango de VV entre 1 y 3 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

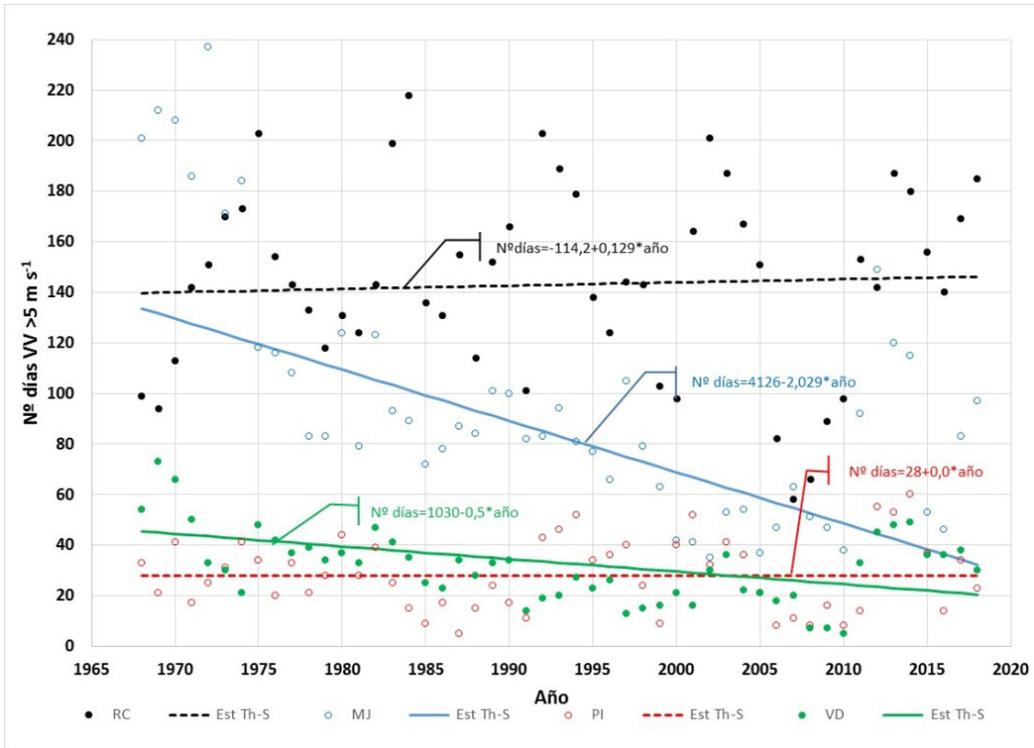


Figura 3. Variación de la velocidad del viento diaria máxima anual (arriba) y del Nº de días con $VV > 5 \text{ m s}^{-1}$ (abajo) entre 1968 y 2018 en Córdoba, y valores estimados de la tendencia lineal obtenida con el método de Theil-Sen (Th-S). Las funciones lineales de trazo continuo presentan significación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

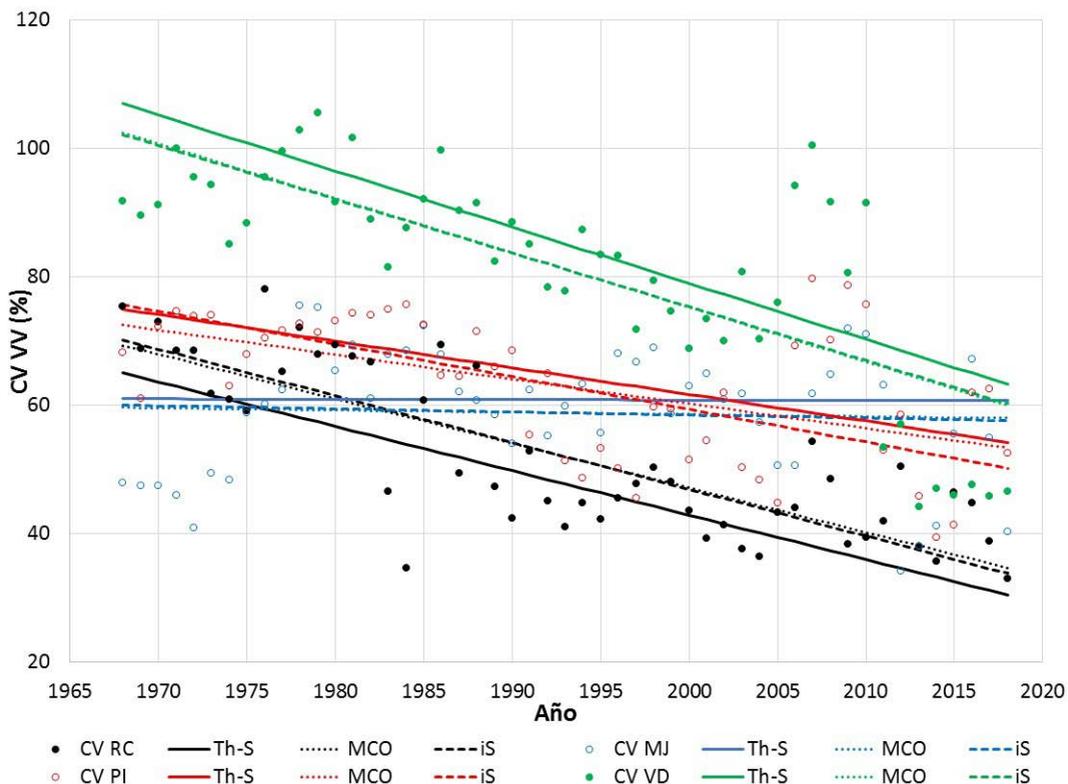


Figura 4. Coeficiente de variación de la velocidad del viento anual (CVVV) entre 1968 y 2018 de las estaciones en estudio, y valores de la tendencia lineal estimados con distintos métodos: Theil-Sen (Th-S), Mínimos cuadrados (MCO) y el método innovador de Sen (iS). Los parámetros de las respectivas funciones 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

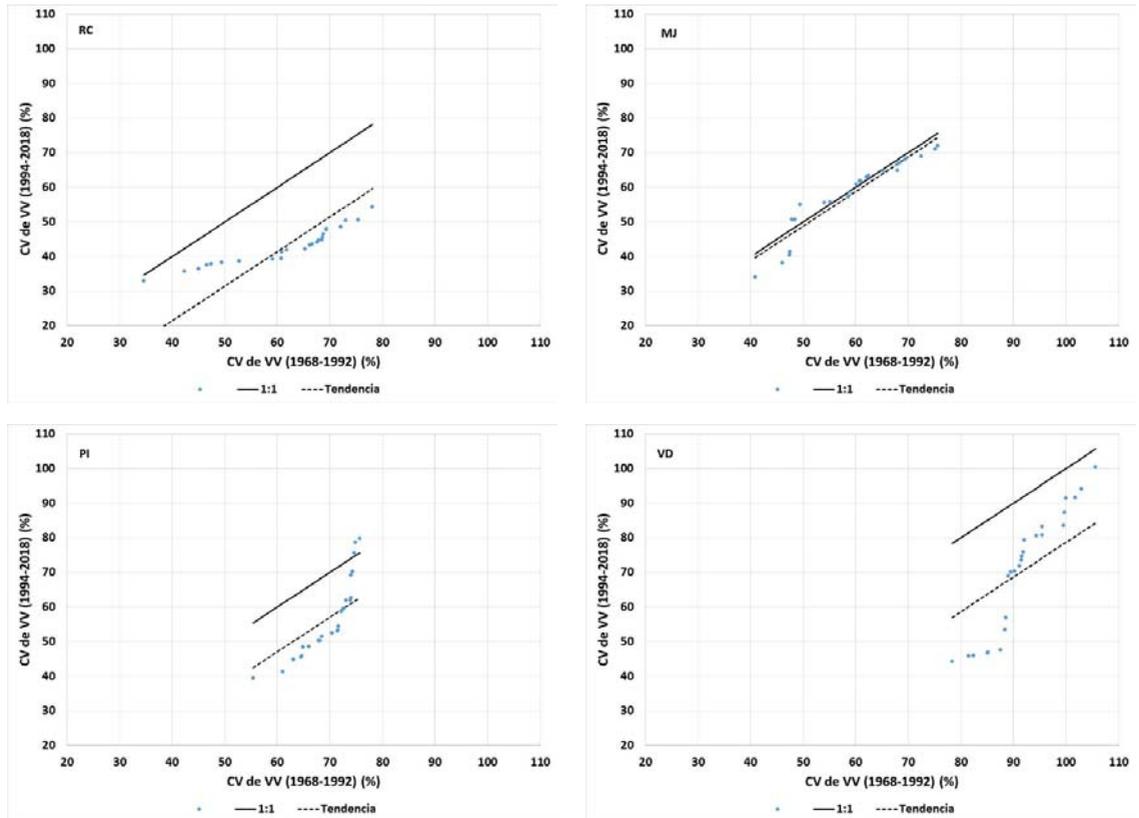


Figura 5. Resultados gráficos del método innovativo de Sen (iS) para detectar tendencia en las series de tiempo del coeficiente de variación (CV) anual de la velocidad del viento (VV) de las estaciones en estudio entre 1968 y 2018. Los valores en abscisas y ordenadas están ordenados de menor a mayor.

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.

Agua en el suelo durante el período crítico para la definición de rendimiento de maíz en el centro-sudeste bonaerense

A. I. Irigoyen, M. P. Panunzio Moscoso, M. A. Cambareri, M. E. Holzman, L. Echarte y R. E. Rivas

RESUMEN

Dada la importancia de la predicción temprana del rendimiento de maíz, se propuso, en este estudio, identificar los patrones de variación del agua en el suelo durante el período crítico para la definición de rendimiento (PC) en la región centro-sudeste de Buenos Aires, a partir de métodos simples de simulación de la fenología del cultivo y el balance de agua en el suelo. Los objetivos fueron: a) caracterizar la posición en el calendario de la ocurrencia del PC para escenarios agrícolas que combinan ciclos de madurez y fechas de siembra y b) evaluar las variaciones del agua del suelo dentro del PC. Se evaluaron seis fechas de siembra y tres cultivares con madurez contrastante en cuatro localidades. Las estaciones de crecimiento (1971-2010) se simularon utilizando grados-días como estimador. Los balances de agua se calcularon siguiendo un modelo de tipo de reservorio (paso diario). El agua en el suelo se analizó a intervalos alrededor de la floración (R1-20d, R1-10d, R1, R1+10d, R1+20d). Un patrón de la variación del agua en el suelo durante el PC (R1-20d y R1-10d > R1 y R1 > R1+10d y R1+20d) se repite en la mayoría de los escenarios agrícolas. La asociación temporal con R1 en la ventana desde R1-10d a R1+10d fue homogénea dentro de la región, a través de las fechas de siembra e independientemente del ciclo de madurez del cultivo. La posición del PC varió dentro de la región; sin embargo, el agua del suelo no fue diferente entre localidades en la mayoría de los escenarios.

Palabras clave: balance de agua, fechas de siembra, ciclos de madurez, floración, madurez fisiológica.

A. I. Irigoyen, M. P. Panunzio Moscoso, M. A. Cambareri, M. E. Holzman, L. Echarte and R. E. Rivas, 2020. Soil water during the critical period for yield definition of maize in center-southeastern of Buenos Aires. RADA XI: 17-32

SUMMARY

Because of the importance of early yield prediction, the purpose of this study was to identify the pattern of variations of soil water during the critical period for yield definition (PC) over the region center-southeastern of Buenos Aires from simple methods of simulation of crop phenology and soil water. The objectives were: a) to characterize the position in the calendar of the occurrence of the PC for agricultural scenarios that combine maturity cycles and planting dates and b) evaluate soil water variations within the PC. Six planting dates and three cultivars with contrasting maturity cycles were evaluated at four locations. The growing seasons (1971-2010) were simulated by using degree-days as estimator. Water balances were computed following a reservoir type model (daily step). Soil water was analyzed at intervals around flowering (R1-20d, R1-10d, R1, R1+10d, R1+20d). A pattern of soil water variation during PC (R1-20d and R1-10d>R1 and R1>R1+10d and R1+20d) was repeated in most agricultural scenarios. The time window from R1-10d to R1+10d showed a homogeneous association with R1 across the planting dates, regarding of maturity cycle of the crop. Position of PC varied within the region; however, soil water was not different among locations in most of scenarios.

Key words: water balance, planting date, flowering, physiological maturity.

A. I. Irigoyen, M. P. Panunzio Moscoso, M. A. Cambareri y L. Echarte: Unidad Integrada Balcarce: Facultad de Ciencias Agrarias UNMdP -INTA . Ruta Nac. 226, km 73,5, Balcarce CC 276 (7620), Argentina. M. E. Holzman y R. E. Rivas: Universidad Nacional del Centro de la Provincia de Buenos Aires (UNICEN)-Instituto de Hidrología de Llanuras (IHLLA). Paraje Arroyo Seco s/n, Campus Universitario, Tandil (7000), Argentina. Correspondencia a: irigoyen.andrea@inta.gob.ar

INTRODUCCIÓN

Los sistemas agrícolas estivales predominantes en el centro-sudeste bonaerense acusan entre los efectos condicionantes más frecuentes los asociados a la variabilidad de la disponibilidad de agua para los cultivos (Della Maggiora *et al.*, 2008, Irigoyen *et al.*, 2011, Panunzio Moscoso *et al.*, 2016 a y b). En virtud de la capacidad de los modelos de desarrollo del cultivo y del uso de agua para representar el medio biofísico condicionante de la producción de granos es factible su implementación para evaluar estrategias de manejo agronómico adecuadas a la variabilidad climática regional y, por otra parte, su aplicación para el desarrollo futuro de modelos de pronóstico de rendimiento.

La evaluación agroclimática del régimen hídrico para el cultivo de maíz (Panunzio Moscoso *et al.*, 2016b) permitió describir un patrón en las deficiencias de agua para la estación de crecimiento entera, que se repite en la mayoría de las localidades de la región, sin diferencias entre las fechas de siembra (desde fines de setiembre

a mediados de noviembre) en cada ciclo de madurez (corto, intermedio y largo). En el análisis probabilístico en la región, solamente entre los ciclos corto y largo se encontraron diferencias significativas en las deficiencias acumuladas durante el período crítico (PC) de definición del rendimiento, aunque no en todas las fechas de siembra y localidades (Panunzio Moscoso *et al.*, 2016b).

El maíz manifiesta una sensibilidad diferencial a la deficiencia hídrica según la etapa fenológica considerada y la etapa más crítica para la definición del rendimiento es alrededor de la floración (Andrade y Sadras, 2002). Aún dentro de este período se distinguen subperíodos en los cuales se definen diferentes componentes del rendimiento, así mientras que antes de la floración se define el número de espigas, después de la floración se define el número de granos por espiga (Otegui y Bonhomme, 1998). Por su parte, las deficiencias que ocurran durante el período de llenado de granos tienen menor efecto sobre el rendimiento y en ese caso, afectan el peso de los granos (Andrade *et al.*, 1996).

Hernández *et al.* (2015) demostraron que el rendimiento en grano del cultivo y la evapotranspiración estacional pueden asociarse positivamente aún bajo regímenes hídricos contrastantes. Durante el transcurso del PC pueden encontrarse situaciones de severo o moderado desecamiento del suelo e incluso condiciones limitantes al inicio pueden revertirse (Poza *et al.*, 2005; Hernández *et al.*, 2015; Cambareri *et al.*, 2018; Irigoyen *et al.*, 2019). En ocasiones se llega al PC en condiciones hídricas que han limitado el desarrollo foliar (Irigoyen *et al.* 2018, 2019) y, de esa forma, se afecta la fuente. Calviño *et al.* (2003) describieron relaciones curvilíneas entre el rendimiento de maíz en Tandil y el agua en el suelo considerando ventanas de tiempo entre 40 y 50 días y centradas en floración, aunque con diferentes ajustes para suelos someros y profundos.

Cuando se evaluaron modelos de estimación anticipada de rendimiento para este cultivo a partir de la información de temperatura e índices de vegetación (8 a 12 semanas previas a cosecha) se encontró una razonable aptitud (Holzman y Rivas, 2016). Según lo sugerido, en ese trabajo, la integración completa del período crítico de definición del rendimiento puede aproximar mejor que la integración sobre períodos inferiores al mes. Cuando se evaluaron modelos basados en índices de estrés hídrico y radiación se demostró que en la zona centro-sudeste para cultivos de verano (*i.e.* maíz), el mes crítico para la definición de rendimiento fue diciembre (Holzman *et al.*, 2018).

Dada la importancia del agua en el suelo en la predicción del rendimiento, es de interés profundizar sobre las ventanas de tiempo adecuadas y si estas condicionan el ambiente hídrico en la región. En particular, es importante evaluar si la lámina de agua en el suelo en un momento dado, como el inicio del PC, resulta información suficiente para estimar lo que ocurre con la lámina de agua durante el PC completo, para cualquier escenario de manejo agrícola (fecha de siembra y ciclo de madurez) y si las variaciones detectadas (en caso de que hubiese) ocurren en forma homogénea en toda la región. A su vez, como parte de la evaluación de estrategias de manejo, interesa saber si cambiar el ciclo del cultivo o la fecha de siembra puede afectar en forma significativa la condición hídrica al momento crítico de definición del rendimiento. En ese sentido, se propone la aplicación de un modelo de predicción fenológica simple basado en temperatura sobre series históricas para identificar la ubicación del PC en el calendario y luego describir el agua en el suelo a intervalos de tiempo durante ese período.

Los objetivos del presente trabajo fueron: a)

caracterizar la ubicación en el calendario de la ocurrencia del período crítico para la definición de rendimiento dentro de la estación de crecimiento de maíz en el centro-sudeste bonaerense para escenarios que combinan ciclos de madurez y fechas de siembra y b) evaluar las variaciones del agua en el suelo dentro del período crítico.

MATERIALES Y MÉTODOS

Escenarios agrícolas obtenidos por simulación del desarrollo del cultivo

Los escenarios agrícolas evaluados en cuatro localidades de la zona centro-sudeste de Buenos Aires (Figura 1) fueron generados combinando seis fechas de siembra, desde fines de septiembre (25-09) hasta mediados de noviembre (15-11) y tres ciclos de madurez del cultivo de maíz (corto, intermedio y largo).

Las localidades se ubican sobre una transecta con clima templado húmedo a templado oceánico (Aliaga *et al.*, 2017). En la Tabla 1 se presentan las condiciones climáticas de temperatura y precipitación a escala anual y del semestre estival de las localidades bajo estudio (serie 1971-2010). Los datos meteorológicos empleados en el estudio (1971-2010) fueron proporcionados por la EEA INTA Balcarce y el Instituto de Clima y Agua de INTA Castelar.

La estación de crecimiento (EC) en cada escenario (fecha de siembra x ciclo) fue simulada para cada localidad y cada campaña agrícola (1971- 1972 a 2009-2010), mediante un modelo simple de desarrollo del cultivo basado en el concepto de tiempo térmico (Ritchie y NeSmith, 1991). Un subperíodo específico se consideró completo cuando fue alcanzada una determinada suma térmica preestablecida por encima de la temperatura base del cultivo (8 °C). Si bien existe una variedad de modelos de predicción fenológica basados en la relación entre desarrollo y temperatura (Kumudini *et al.*, 2014), la simplicidad de cálculo fue el criterio seguido para seleccionar el modelo residual. En este modelo, el tiempo térmico se determina como la sumatoria de las diferencias entre la temperatura media diaria del aire y la temperatura base.

La duración de la estación de crecimiento (EC) para cada escenario y cada campaña agrícola (1971-1972 a 2009-2010) quedó definida como el período comprendido entre la siembra (S) y la fecha estimada de madurez fisiológica (R6). Para estimar las fechas de ocurrencia de momentos claves como la floración (R1) y R6 se consideraron, en primer

lugar, los requerimientos térmicos indicados para el subperíodo S-R1 a los que se adicionaron los del subperíodo R1-R6 para la estación completa (Tabla 2) y que fueron seleccionados a partir de la información reportada para un grupo de cultivares empleados en la zona de estudio (Capristo *et al.*, 2007). Se consideró período crítico (PC) para la definición de rendimiento el período que se extiende desde 20 días antes a 20 días después de la floración (R1) atendiendo lo sugerido en la literatura (Singh and Singh, 1985; Andrade *et al.* 1996; Calviño *et al.*, 2003). Algunos autores han definido la extensión del PC desde 220°Cd antes a 100°- 200 °Cd después de R1 en función del período efectivo de crecimiento de la espiga (Otegui and Bonhomme, 1998; Maddonni, 2012). A los fines prácticos, en este trabajo, se siguió el criterio de tiempo calendario que queda definido algebraicamente (± 20 días) una vez que ha sido determinada la fecha de floración.

Tabla 1. Condiciones climáticas de temperatura y precipitación en localidades del centro-sudeste bonaerense (serie 1971-2010).

Localidad	Temperatura (°C)		Precipitación (mm)	
	Anual	Semestre cálido	Anual	Semestre cálido
Azul	14,5	18,6	944,8	607,5
Tandil	13,9	17,9	861,3	544,7
Balcarce	14,0	17,8	937,8	582,4
Mar del Plata	14,2	17,8	919,8	551,2

Tabla 2. Requerimiento térmico de los subperíodos siembr-floración (S-R1) y floración-madurez fisiológica (R1-R6) para cultivares de maíz de corto (Ciclo 1), intermedio (Ciclo 2) y largo (Ciclo 3) ciclo de madurez. Adaptado de Capristo *et al.* (2007).

Cultivar	Tiempo térmico (°Cd)	
	S-R1	R1-R6
Ciclo 1	660	840
Ciclo 2	760	870
Ciclo 3	870	860

Balance de agua en el suelo

El balance de agua en el suelo fue calculado a paso diario, siguiendo un modelo calibrado localmente (Della Maggiora *et al.*, 2002). Las variables de entrada del modelo fueron: precipitación (P), evapotranspiración de referencia (ET₀), coeficiente de cultivo (K_c), profundidad de suelo, límites máximo y mínimo de almacenaje de agua en el suelo y contenido de agua inicial.

La evapotranspiración real (ETR) fue calculada a partir de la corrección de ET₀ por el coeficiente de cultivo (K_c) para obtener la evapotranspiración máxima (ETM), cuando el agua del suelo estaba fácilmente disponible. Si el suelo se estaba secando por debajo de un umbral crítico (UC; ajustado para las condiciones locales de clima y suelo como 0,80 del agua disponible, Della Maggiora *et al.*, 2002), fue considerada una disminución lineal de la evapotranspiración relativa (ETR/ETM) en función de la fracción de agua disponible.

Los valores diarios de ET₀ fueron calculados para la serie histórica de cada localidad según Allen *et al.* (1998). Cuando no se pudo estimar



Figura 1. Ubicación geográfica de las localidades en estudio.

la ET₀ por falta de datos de radiación global se empleó un método empírico basado en la radiación teórica astronómica y el déficit de presión de vapor (Irigoyen *et al.*, 2004b). El coeficiente K_c en cada estación de crecimiento se calculó en función del tiempo térmico acumulado (Della Maggiora *et al.*, 2003) para el período comprendido entre 0,20 y 1,00 de la fracción de tiempo térmico acumulado en el total de la estación de crecimiento (ocurrencia de R6). En el período previo, desde 90 días antes de la siembra y hasta el 0,20 de la fracción de tiempo térmico acumulado, el valor de K_c se estimó siguiendo las recomendaciones de Allen *et al.* (1998). Las variaciones en la evolución del K_c de acuerdo con los escenarios agrícolas han sido discutidas en Panunzio Moscoso *et al.* (2014).

Se consideraron valores de 3,6 y 2,0 mm cm⁻¹ como límites máximo y mínimo de almacenaje de agua en el suelo, respectivamente y una profundidad de suelo de 1 m como representativos de la región, es decir 160 mm m⁻¹ de agua disponible. Los valores de límite máximo y mínimo empleados como referencia fueron obtenidos para suelos predominantes en el área bajo estudio, mediante la aplicación de funciones de pedotransferencia ajustadas para suelos del sudeste bonaerense a partir de datos de textura (Travasso y Suero, 1994). Los suelos agrícolas predominantes en la región se repiten en las localidades Azul, Tandil, Balcarce y Mar del Plata (INTA, 2016). En suelos del centro-sudeste bonaerense puede aparecer una capa de tosca que limita el desarrollo de las raíces (Pazos y Mestelán, 2002, Rubio *et al.* 2019). La profundidad (1 m) fue seleccionada a modo de testigo, considerando la variabilidad existente en la región y que, el 90 % del consumo de agua en el cultivo puede concentrarse en los primeros 0,8 m hasta la fase de 10 hojas (V10), progresando a 1 m en R1 en suelos más profundos (Gardioli *et al.*, 1997).

Se inició el balance de cada escenario 90 días antes de la primera fecha de siembra, con un valor inicial igual al límite máximo de almacenaje, criterio seguido de acuerdo con los resultados de los balances de agua seriados calculados previamente con diferentes metodologías (Irigoyen *et al.*, 2004a; Cabria *et al.*, 2006). El período de recarga del suelo es el mismo en la región y se registran, en media, entre 200 y 300 mm de precipitación durante el semestre frío que representan desde 37 a 40% del total anual.

Cabe destacar que los resultados de deficiencias de agua y rendimiento del cultivo bajo las prácticas de manejo y cada localidad han sido discutidos en Panunzio Moscoso *et al.* (2016b) y en este trabajo se focaliza el agua en

diferentes momentos del PC. Se extrajeron de la serie de valores diarios de lámina de agua en el suelo de cada escenario y campaña agrícola los correspondientes a cinco momentos (R1-20d, R1-10d, R1, R1+10d y R1+20d) centrados en la floración (R1) para evaluar la dinámica de agua en el suelo durante el período crítico de definición del rendimiento.

Análisis temporal del momento de ocurrencia de eventos fenológicos clave

Se caracterizaron: a) momento de la ocurrencia de la floración (R1) con respecto a una fecha de referencia arbitraria (31 de diciembre) y b) la duración restante de la estación de crecimiento (hasta R6) a partir del fin del período crítico (R1+20 d) en cada escenario y campaña agrícola. En el caso de a) se adoptó el criterio ($\pm d$ al 31 de diciembre) para permitir el análisis estadístico entre fechas de R1 ocurriendo entre final de un año calendario (próximos a 365) y principios del siguiente (principalmente hasta día 30). En el caso de b) se entiende que la duración de la estación de crecimiento después del período crítico representa un indicador del grado de exposición que el cultivo puede tener a factores adversos que afecten su rendimiento.

Se realizaron comparaciones para a) y b) entre los escenarios por localidad y entre las localidades por escenario. Se aplicó el test no paramétrico de Kruskal-Wallis ($p < 0,05$), por suma de rangos, para evaluar las diferencias entre grupos: a) entre las fechas de siembra para cada localidad y para cada ciclo y b) entre las localidades para cada escenario (fecha de siembra x ciclo de madurez).

El test de Tukey fue aplicado cuando se detectaron diferencias significativas entre los grupos en la distribución de frecuencias. Se representaron las curvas de probabilidad acumulada para la ocurrencia de la floración (R1) según fecha de siembra del cultivo para cada ciclo de madurez y localidad. Las frecuencias de ocurrencia (relativa y acumulada) para construir las curvas fueron calculadas para intervalos de 5 días.

Análisis del agua en el suelo durante el período crítico (PC) con relación al agua en la floración

Dado que el foco de análisis fue la lámina de agua en el suelo en momentos consecutivos (datos no independientes), se aplicó la prueba no paramétrica de suma de rangos de Wilcoxon ($p < 0,05$) que permite testear tratamientos o muestras

no independientes por pares de observaciones. En este caso, se emplearon comparaciones a una cola con momentos previos y posteriores a floración (lámina $R1 -20d > R1$, $R1 -10d > R1$, $R1 > R1+10d$ y $R1 > R1+20d$).

Además, se evaluó la asociación entre la lámina de agua en el suelo en floración ($R1$) y la lámina en otros momentos del período crítico ($R1-20d$, $R1-10d$, $R1+10d$ y $R1+20d$) mediante los coeficientes de correlación de Spearman con la finalidad de describir patrones de asociación significativa en la dinámica del agua en el suelo y la detección de ventanas de tiempo para un uso a futuro en modelización. Se representó la distribución de las correlaciones significativas ($p < 0,05$) en cada localidad y ciclo mediante un gráfico radial cuyos vértices fueron las fechas de siembra. Así, los polígonos cerrados indican que los coeficientes de correlación fueron significativos en todas las fechas de siembra, al tiempo que polígonos de mayor área indican mayor asociación para esa ventana a través de las fechas de siembra.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la región centro-sudeste bonaerense hubo diferencias significativas en la ubicación del PC dentro del calendario para los escenarios evaluados. De acuerdo con los valores medianos del momento de ocurrencia de la $R1$, en Azul siete de los 18 escenarios alcanzaron este estado clave al 31-dic, mientras que en Tandil, Balcarce y Mar del Plata solamente se alcanzó en tres o cuatro escenarios (Tabla 3). De ese modo, ya se obtiene alguna información respecto al momento de monitoreo del agua en el suelo, por ejemplo, mediados de diciembre puede indicar el inicio del PC para varios escenarios agrícolas en Azul, mientras que en otras localidades son muy pocos los escenarios que tienen ese estado fenológico. Con frecuencia, los modelos de rendimiento que están basados en la observación remota de la condición hídrica emplean indicadores promedio de un período de tiempo más extenso (Holzman *et al.*, 2018). Se podría obtener mejor ajuste si se evalúan ventanas de tiempo más localizadas según manejo agrícola del lugar y del año particular.

En cada una de las localidades, el momento de $R1$ para cada ciclo de madurez se atrasó en las siembras tardías, pero no se observaron diferencias significativas entre dos fechas de siembra consecutivas. Al comparar los escenarios (fecha de siembra x ciclo de madurez) entre las localidades se detectaron diferencias significativas

siendo anticipada para la mayoría de las fechas de siembra en las localidades de Tandil y Azul.

Con frecuencia el monitoreo de la evolución del cultivo en forma remota se realiza a intervalos periódicos en el calendario, siendo que el manejo agrícola afecta la posición del PC dentro de la estación de crecimiento, es de suma utilidad conocer la distribución probabilística dentro de la región para futuras evaluaciones y también como criterio para modelos de pronóstico anticipado de rendimiento.

En la Figura 2 se puede visualizar la probabilidad de ocurrencia de $R1$ en cada localidad y escenario para un momento calendario determinado. Se verificó un desplazamiento debido al ciclo de madurez dentro de cada localidad y dentro de cada ciclo debido a la fecha de siembra. A su vez, para cada ciclo, la secuencia entre localidades reflejó la transecta climática, siguiendo el gradiente térmico. Con esta información, es posible reconocer cuando los momentos claves (floración, inicio o fin del PC) han sido alcanzados según el manejo agronómico. El tiempo de la estación de crecimiento que resta hasta $R6$ al finalizar el período crítico ($R1+20d$) es menor en Azul que en las demás localidades, las cuales no se diferenciaron significativamente entre ellas (Tabla 4). Entre los ciclos, para cada localidad y fecha de siembra no hubo diferencias y puede explicarse porque los requerimientos térmicos desde $R1$ a $R6$ no varían significativamente (Tabla 2).

En la transecta Azul-Mar del Plata se discute, por localidad, la variación de la lámina de agua dentro del PC y los patrones de asociación entre los momentos según la correlación entre la lámina de agua en floración ($R1$) y la lámina de agua en los momentos previos y posteriores. Finalmente, se presenta el análisis comparativo de la lámina de agua en el suelo entre localidades.

En Azul, al comparar la variación del agua en el suelo entre los momentos del PC, pudo destacarse que para los ciclos de madurez corto e intermedio (Figura 3a y 3b), la lámina de agua en el suelo en $R1$ fue significativamente menor ($p < 0,05$) que la lámina de agua previa ($R1-20d$ y $R1-10d$) y a su vez, mayor ($p < 0,05$) que la lámina de agua posterior ($R1+10d$ y $R1+20d$), en cada una de las fechas de siembra evaluadas. Por su lado, se verificó la misma relación entre los momentos previos y posteriores a $R1$ para el ciclo largo (Figura 3c) solamente en las tres primeras fechas de siembra, mientras en $R1$ no se diferenció de los momentos previos ($p > 0,05$) y tuvo mayor lámina de agua en el suelo que los momentos posteriores ($R1+10d$ y $R1+20d$) en las tres últimas fechas de siembra.

Tabla 3. Valores medianos de la ocurrencia de floración (R1) en el centro-sudeste bonaerense bajo escenarios con seis fechas de siembra y tres ciclos de madurez (serie 1971-2010).

Localidad	Ciclo	Ocurrencia de R1 (días antes o después del 31-dic) Fecha de siembra					
		25-set	05-Oct	15-Oct	25-oct	05-nov	15-nov
Azul	1	-14 a A	-11 ab A	-6 bc A	-1 cd A	4 de A	10 e A
	2	-6 a A	-3 ab A	1 bc A	6 cd A	12 de A	18 e A
	3	-2 a A	5 ab A	9 bc A	14 cd A	20 cd A	26 e A
Tandil	1	-9 a AB	-6 ab AB	-2 bc AB	3 cd AB	8 de AB	14 e AB
	2	-1 a AB	2 ab B	5 bc AB	10 cd AB	16 de AB	22 e B
	3	7 a AB	10 ab AB	14 bc AB	19 cd AB	24 de AB	30 e AB
Balcarce	1	-6 a B	-4 ab B	0 bc B	4 cd B	9 de B	15 e B
	2	2 a B	3 ab B	7 bc B	12 cd B	18 de B	23 e B
	3	10 a B	12 ab B	16 bc B	21 cd B	26 de B	32 e B
Mar del Plata	1	-7 a B	-4 ab B	0 bc B	5 cd B	10 de B	16 e B
	2	1 a B	4 ab B	8 bc B	13 cd B	18 de B	24 e B
	3	9 a B	13 ab B	17 bc B	22 cd B	27 de B	33 e B

Letras minúsculas diferentes indican diferencias significativas entre las fechas de siembra ($p < 0,05$) para cada localidad y ciclo. Letras mayúsculas diferentes indican diferencias significativas entre las localidades ($p < 0,05$) para cada escenario (fecha de siembra x ciclo). La ocurrencia más temprana se indica con a o A, según corresponda. Ciclo1: ciclo corto, Ciclo 2: ciclo intermedio, Ciclo 3: ciclo largo. En sombreado se indican los escenarios con fecha de floración hasta el 31-dic (previa a 31.dic: gris claro; 31-dic: gris oscuro)

Tabla 4. Duración del período comprendido entre fin del período crítico (R1+20d) y madurez fisiológica (R6) en localidades del centro-sudeste bonaerense bajo escenarios con seis fechas de siembra y tres ciclos de madurez (serie 1971-2010).

Localidad	Ciclo	Duración del período comprendido entre fin del período crítico (R1+20d) y madurez fisiológica (días) Fecha de siembra					
		25-set	05-Oct	15-Oct	25-oct	05-nov	15-nov
Azul	1	43 b B	42 b B	42 b B	44 b B	46 ab A	48 a B
	2	45 b B	45 b B	47 b B	49 ab B	51 a B	53 a B
	3	47 d B	48 cd B	50 cd B	51 bc	54 ab B	58 a B
Tandil	1	47 b A	47 b A	48 b A	50 ab A	52 a A	54 a A
	2	52 d A	52 cd A	54 c A	56 bc A	60 ab A	63 a A
	3	54 d A	54 cd A	57 c A	61 bc A	67 ab A	77 a A
Balcarce	1	48 b A	49 b A	49 ab A	50 a A	51 a A	52 a A
	2	52 c A	53 bc A	53 bc A	54 abc A	58 ab A	64 a A
	3	53 c A	54 c A	56 c A	61 bc A	65 ab A	70 a A
Mar del Plata	1	49 b A	49 b A	50 ab A	51 ab A	53 ab A	54 a AB
	2	53 c A	54 bc A	54 bc A	57 bc A	58 ab A	62 a AB
	3	55 c A	55 c A	56 c A	58 bc A	64 ab A	67 a AB

Letras minúsculas diferentes indican diferencias significativas entre las fechas de siembra ($p < 0,05$) para cada localidad y ciclo. Letras mayúsculas diferentes indican diferencias significativas entre las localidades ($p < 0,05$) para cada escenario (fecha de siembra x ciclo). Ciclo1: ciclo corto, Ciclo 2: ciclo intermedio, Ciclo 3: ciclo largo.

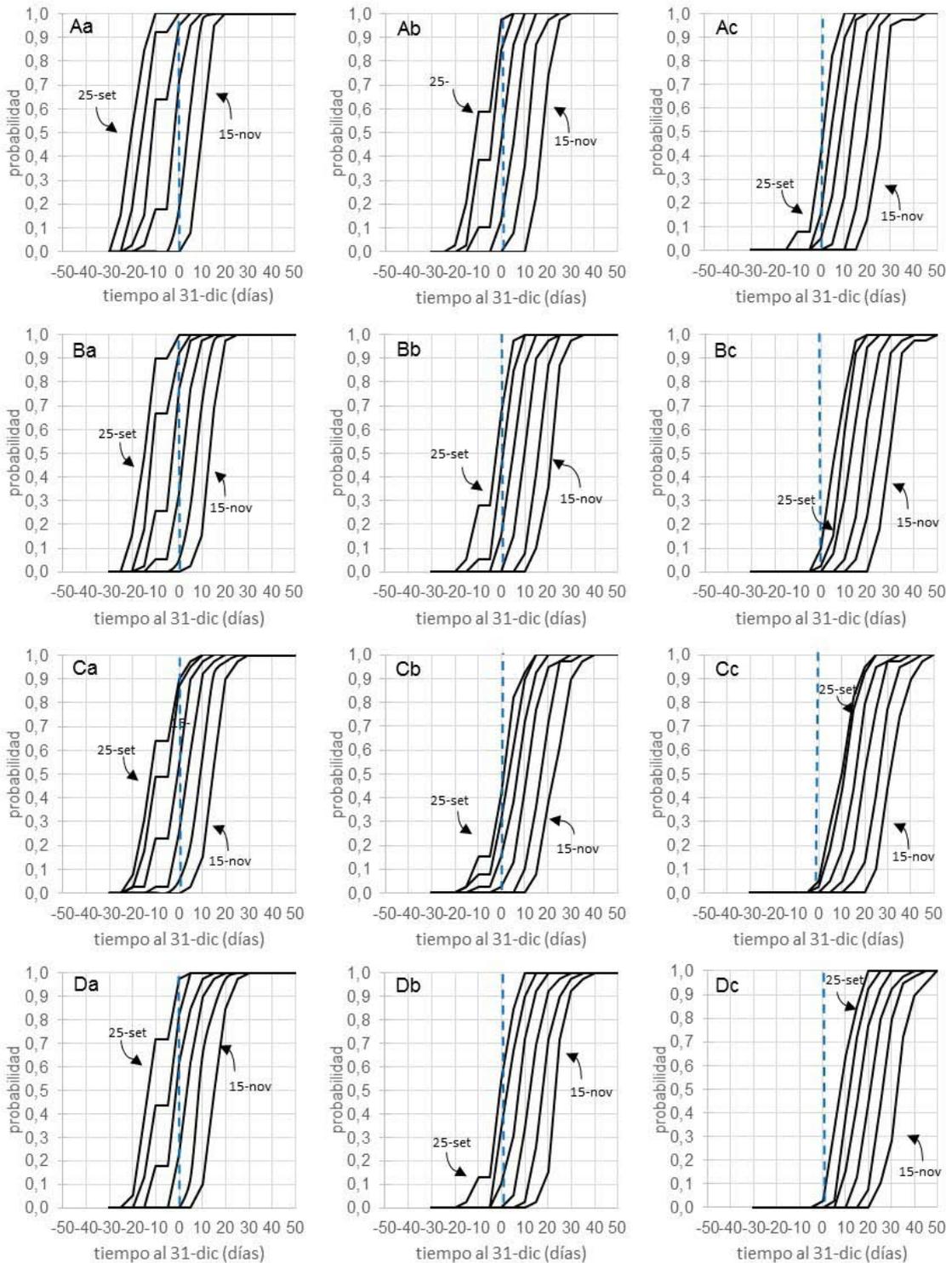


Figura 2. Curvas de probabilidad acumulada de la ocurrencia de la floración (R1) en cuatro localidades del centro-sudeste bonaerense bajo escenarios con seis fechas de siembra y tres ciclos de madurez (serie 1971-2010). Letras mayúsculas indican localidad: A, Azul; B, Tandil; C, Balcarce; D, Mar del Plata. Letras minúsculas indican ciclo de madurez: a, ciclo corto; b, ciclo intermedio; c, ciclo largo.

En esta localidad, el ciclo de madurez afectó el agua en el suelo dentro del PC en forma diferente según la fecha de siembra. La fecha de siembra 15-oct fue la única sin diferencias entre ciclos ($p>0,05$) en la condición hídrica en los cinco momentos del PC y en las fechas 5-nov y 15-nov se detectaron diferencias solamente en R1-10d ($p=0,0006$ y $p=0,0142$, respectivamente). En contraste, en la fecha temprana tuvo más impacto el ciclo y se verificó que no hubo diferencias entre ciclos solamente en uno de los momentos, R1+20d ($p=0,3616$).

En la evaluación de estrategias de manejo para esta localidad, basadas en las condiciones hídricas durante el PC, se verificaron tres aspectos claves: a) con la elección del ciclo largo en algunas fechas de siembra (25-set, 5-oct y 25-oct) se llegó con menor lámina de agua en el suelo al inicio del PC que con los otros ciclos; b) a R1 pueden llegar sin diferencias significativas todos los ciclos, excepto cuando fueron sembrados en 25-set y 25-oct (en ambas fechas menor lámina con ciclo largo) y c) no se detectaron diferencias entre ciclos al final del PC (R1+20d) cualquiera sea la fecha de siembra.

De modo general, cualquiera sea el ciclo de madurez sembrado en Azul, la lámina de agua en floración R1 se correlacionó mejor con la lámina de agua en los momentos más próximos (R1-10d y R1+10d) que con la lámina al inicio o fin del período crítico (R1-20 d y R1+20d), cuando esos coeficientes se redujeron o incluso se tornaron no significativos (Figura 4).

Por su parte, la relación entre la lámina de agua en el suelo en R1 y otros momentos del PC fue diferente para cada ciclo de madurez en Tandil. Así, para ciclo corto la lámina de agua en el suelo en floración (R1) fue significativamente ($p<0,05$) menor que la lámina de agua previa (R1-20d y R1-10d) y a su vez, mayor que la lámina posterior a R1 (R1+10d y R1+20d) en cada una de las fechas de siembra (Figura 5a), excepto para la fecha 15-oct cuando las láminas de agua en R1 y R1+10d no se diferenciaron significativamente ($p=0,07927$). Con el ciclo intermedio (Figura 5b), el patrón temporal de menor lámina en R1 que la lámina previa (R1-20d y R1-10d) se cumplió en cada fecha de siembra, excepto en 15-oct, cuando las láminas de agua en R1 y R1-10d no se diferenciaron significativamente ($p=0,07927$). A su vez, hubo en el suelo mayor lámina en R1 que en los momentos posteriores en cada una de las fechas de siembra, excepto las dos primeras, cuando las láminas en R1 y R1+10d no se diferenciaron significativamente ($p=0,17619$ y $p=0,08076$, para 25-set y 5-oct, respectivamente). Para ciclo largo (Figura 5c), la lámina de agua en el suelo

en floración (R1) fue significativamente ($p<0,05$) menor que la lámina de agua previa (R1-20d y R1-10d) y a su vez, mayor que la lámina posterior a R1 (R1+10d y R1+20d), con excepción a este patrón en las dos primeras fechas de siembra evaluadas que mostraron que las láminas de R1 y R1-10d no fueron significativamente diferentes ($p=0,19489$ y $p=0,12852$, para 25-set y 5-oct, respectivamente).

En esta localidad, el cambio de ciclo de madurez para una determinada fecha de siembra produjo menos efecto en la condición hídrica que en Azul. No se modificó al inicio del PC (R1-20d), excepto para las siembras de 25-set ($p=0,0257$) y 15-oct ($p=0,0457$), cuando el ciclo largo llegó con menor lámina de agua en el suelo. Debe indicarse, que justamente si se seleccionan ciclos largos las fechas tempranas serían las indicadas para lograr mayor productividad y evitar otros riesgos climáticos (Panunzio Moscoso *et al.*, 2016). Tampoco hubo diferencias entre ciclos en R1, excepto para la última fecha de siembra ($p=0,0083$) para la cual el ciclo largo resultó con menor lámina. Al final del PC y cualquiera sea la fecha de siembra, la condición hídrica alcanzada para los tres ciclos no fue significativamente diferente ($p>0,05$).

La lámina de agua en floración (R1), en Tandil, se correlacionó mejor a través de todas las fechas de siembra evaluadas con la lámina de agua en los momentos más próximos dentro del PC (R1-10d y R1+10d, con ciclos de cultivo corto e intermedio, respectivamente), que con la lámina al inicio o fin del período crítico (R1-20d y R1+20d), cuando esos coeficientes se redujeron o incluso se tornaron no significativos (Figura 6 a y b). La lámina al final del PC presentó coeficientes significativos para todas las fechas de siembra (polígono cerrado) solamente con ciclo largo (Figura 6 c), aunque estos fueron más bajos que al momento R1+10d.

En Balcarce, al comparar la variación del agua en el suelo entre los momentos del PC, pudo destacarse que para los ciclos de madurez corto e intermedio (Figura 7a y 7b), la lámina de agua en el suelo en R1 fue significativamente menor ($p<0,05$) que la lámina de agua previa (R1-20d y R1-10d) y a su vez, mayor ($p<0,05$) que la lámina de agua posterior (R1+10d y R1+20d), en cada una de las fechas de siembra evaluadas. Por lo tanto, se verificó el mismo patrón temporal que en Azul para los dos ciclos de madurez. Con el ciclo largo (Figura 7c) se encontró la misma relación entre los momentos previos y posteriores a R1, excepto en la primera fecha de siembra (R1=R1+10d, $p=0,08692$) y en las dos últimas fechas de siembra después de floración (R1=R1+10d, $p=0,33724$ y $p=0,13786$ para 5-nov y 15-nov, respectivamente y R1=R1+20d, $p=0,121$ y

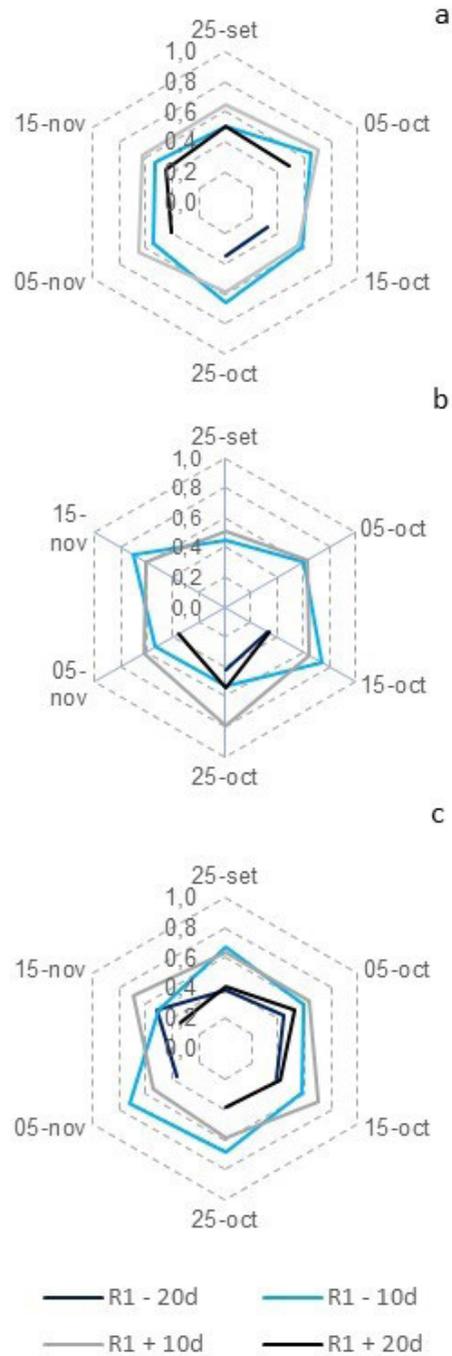
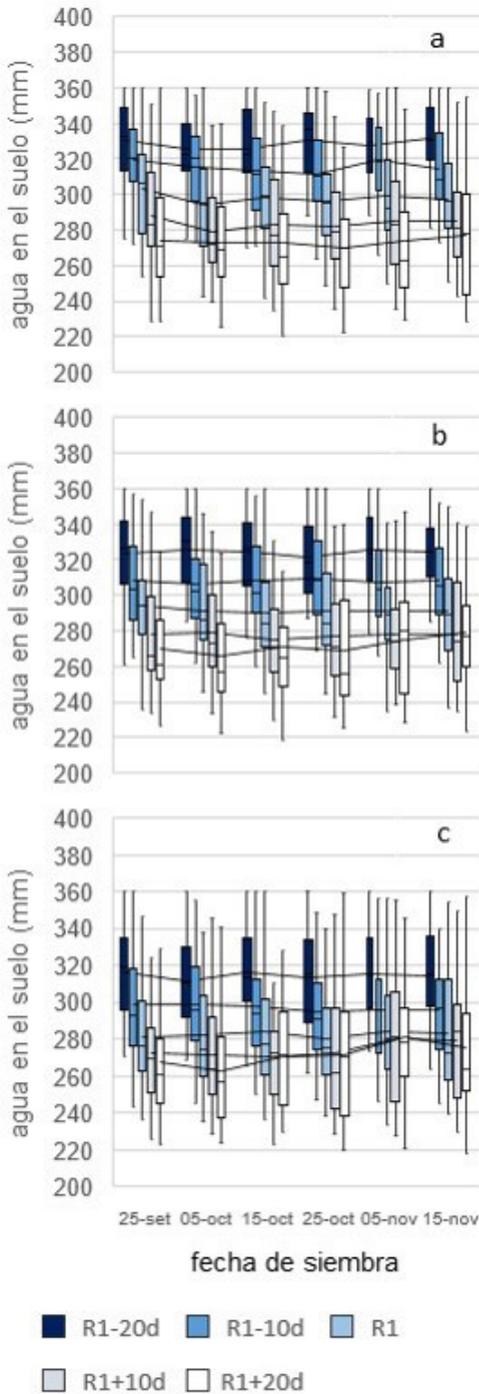


Figura 3. Variabilidad interanual de la lámina de agua en el suelo (perfil de 1 m de profundidad) durante el período crítico de maíz según ciclo de madurez y fecha de siembra en Azul (serie 1971-2010). a. ciclo corto. b. ciclo intermedio, c. ciclo largo. R1: floración. Tiempo a floración (R1): -d (días antes de floración), +d (días después de floración).

Figura 4. Coeficientes de correlación de Spearman significativos ($p < 0,05$) entre la lámina de agua en el suelo en floración (R1) y la lámina de agua en cuatro momentos durante el período crítico de maíz en Azul (serie 1971-2010). a. ciclo corto. b. ciclo intermedio, c. ciclo largo. R1: floración. Tiempo a floración (R1): -d (días antes de floración), +d (días después de floración). Polígonos cerrados indican coeficientes significativos en todas las fechas de siembra.

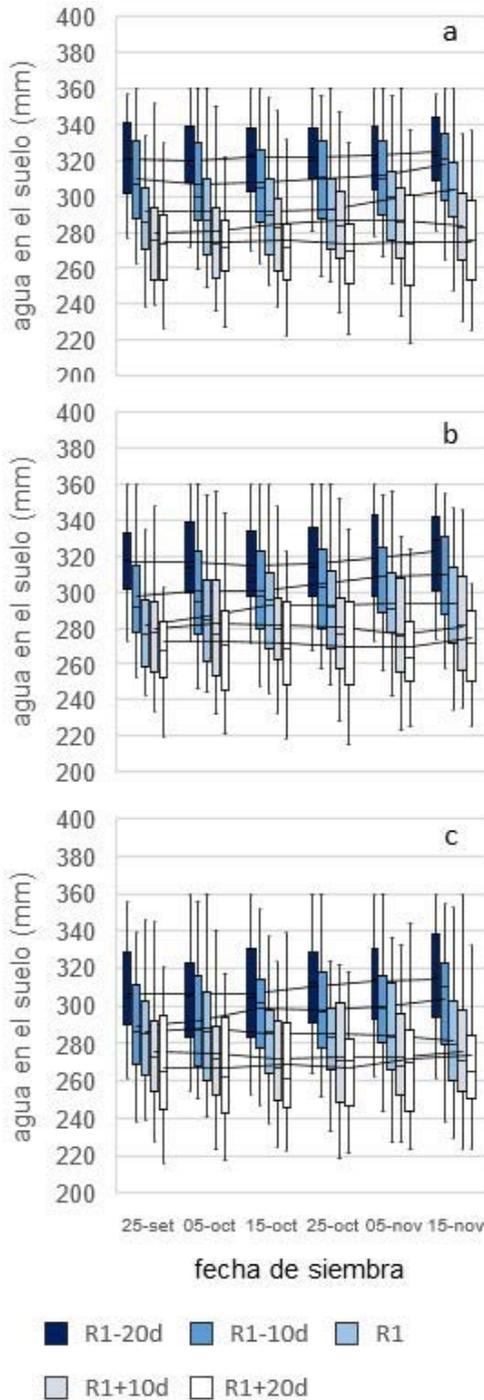


Figura 5. Variabilidad interanual de la lámina de agua en el suelo (perfil de 1 m de profundidad) durante el período crítico de maíz según ciclo de madurez y fecha de siembra en Tandil (serie 1971-2010). a. ciclo corto. b. ciclo intermedio. c. ciclo largo. R1: floración. Tiempo a floración (R1): -d (días antes de floración), +d (días después de floración).

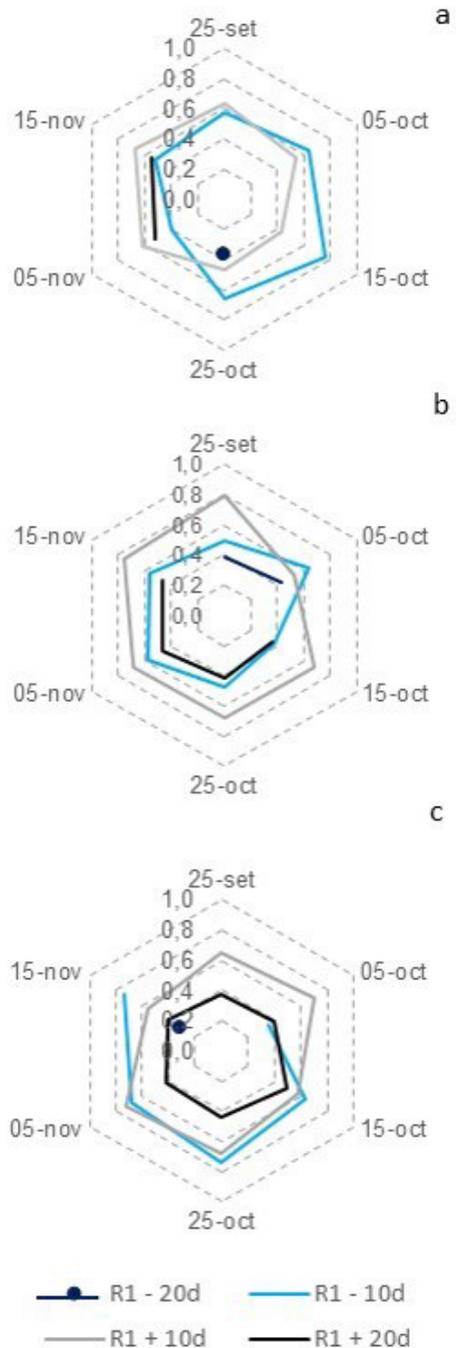


Figura 6. Coeficientes de correlación de Spearman significativos ($p < 0,05$) entre la lámina de agua en el suelo en floración (R1) y la lámina de agua en cuatro momentos durante el período crítico de maíz en Tandil (serie 1971-2010). a. ciclo corto. b. ciclo intermedio. c. ciclo largo. R1: floración. Tiempo a floración (R1): -d (días antes de floración), +d (días después de floración). Polígonos cerrados indican coeficientes significativos en todas las fechas de siembra y puntos indican una única fecha o fechas no consecutivas con coeficientes significativos.

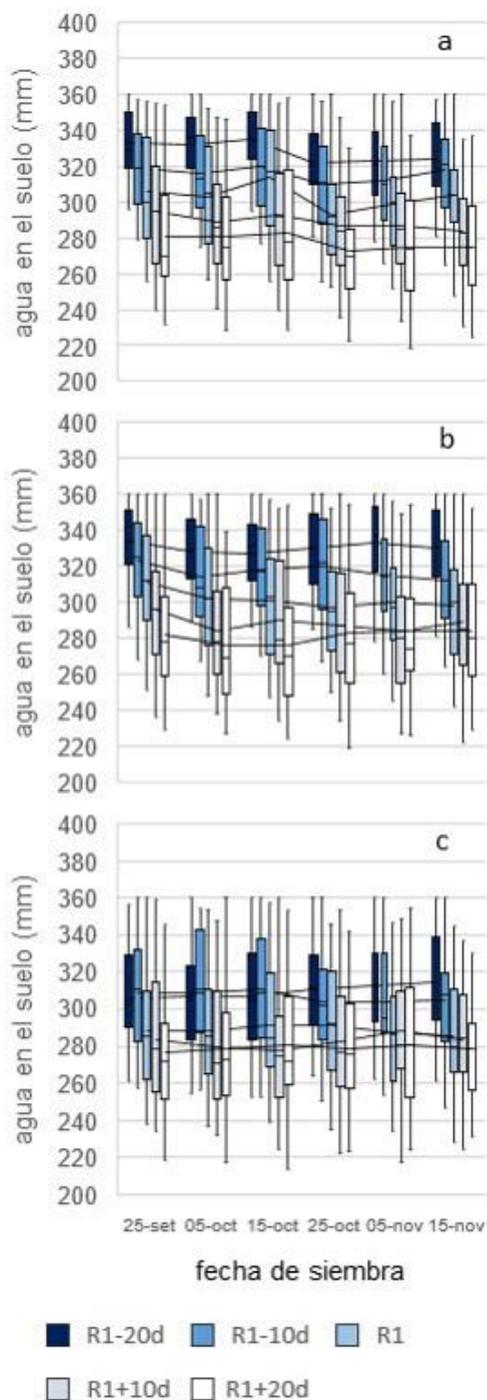


Figura 7. Variabilidad interanual de la lámina de agua en el suelo (perfil de 1 m de profundidad) durante el período crítico de maíz según ciclo de madurez y fecha de siembra en Balcarce (serie 1971-2010). a. ciclo corto. b. intermedio, c. ciclo largo. R1: floración. Tiempo a floración (R1) -d (días antes de floración), +d (días después de floración).

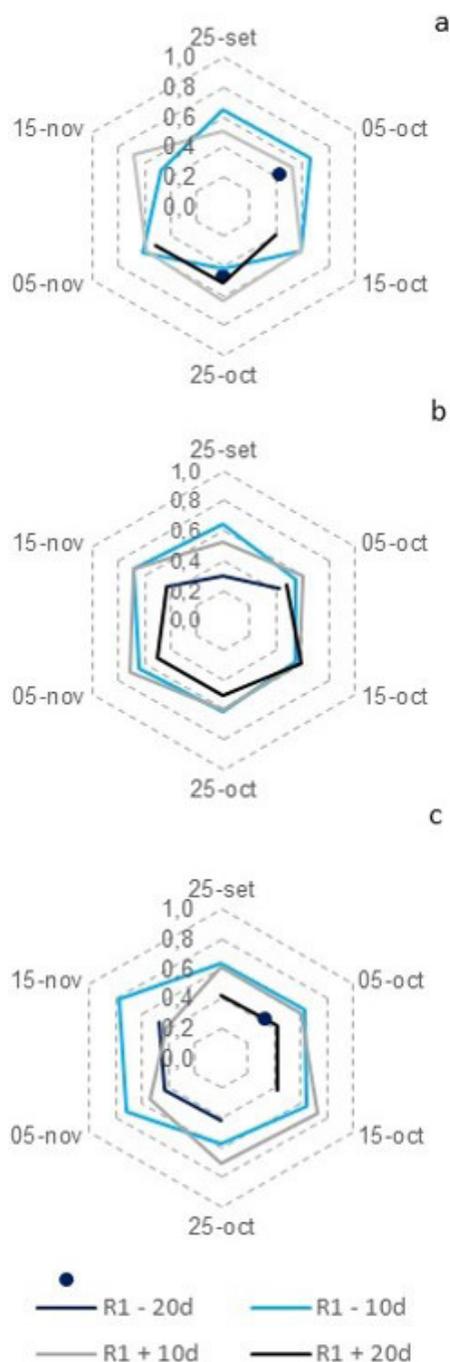
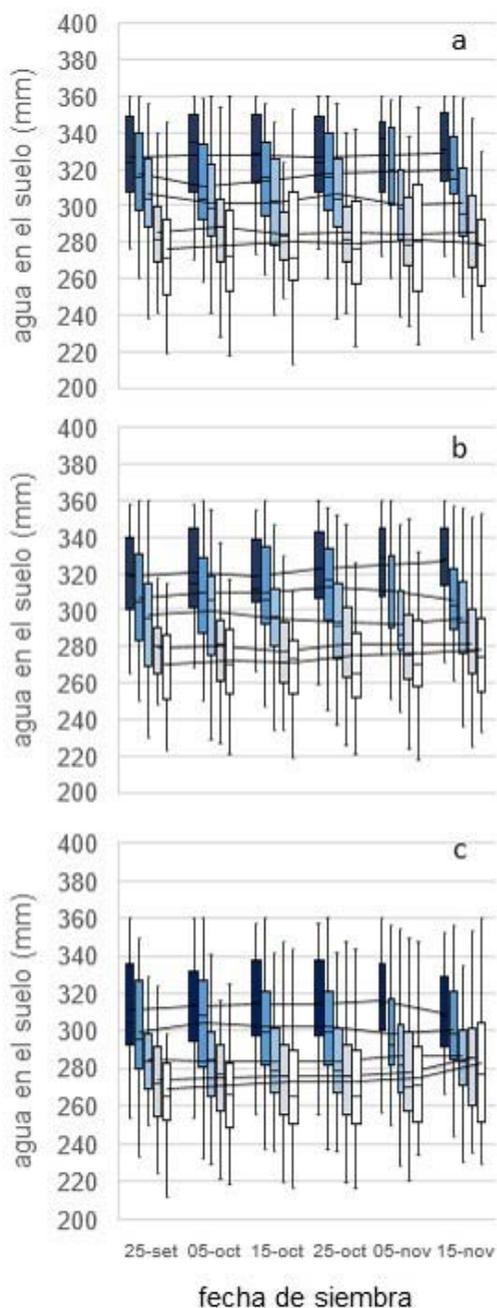
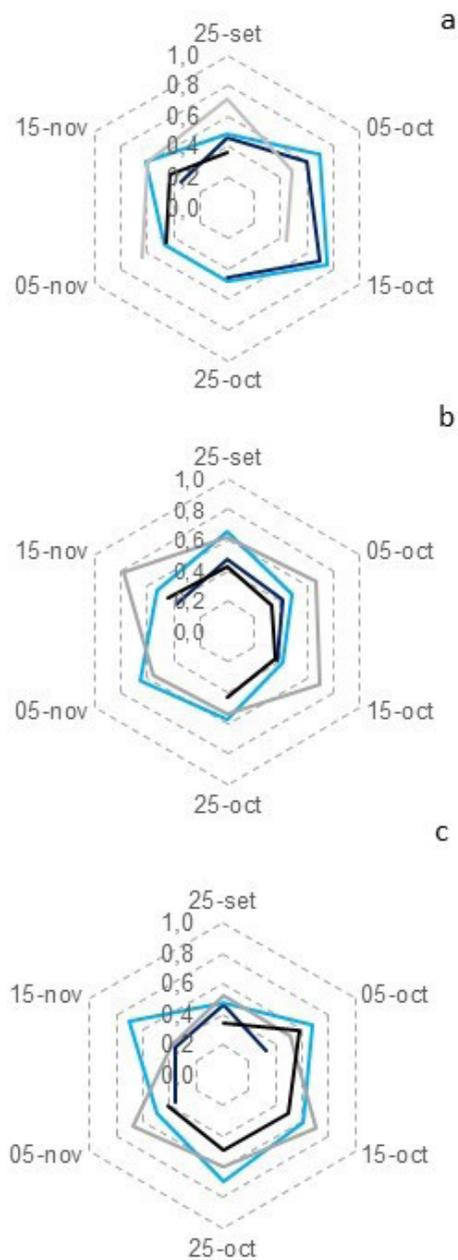


Figura 8. Coeficientes de correlación de Spearman significativos ($p < 0,05$) entre la lámina de agua en el suelo en floración (R1) y la lámina de agua en cuatro momentos durante el período crítico de maíz en Balcarce (serie 1971-2010). a. ciclo corto. b. ciclo intermedio, c. ciclo largo. R1: floración. Tiempo a floración (R1): -d (días antes de floración), +d (días después de floración). Polígonos cerrados indican coeficientes significativos en todas las fechas de siembra y puntos indican una única fecha o fechas no consecutivas con coeficientes significativos.



R1-20d
 R1-10d
 R1
 R1+10d
 R1+20d



R1 - 20d
 R1 - 10d
 R1 + 10d
 R1 + 20d

Figura 9. Variabilidad interanual de la lámina de agua en el suelo (perfil de 1 m de profundidad) durante el período crítico de maíz según ciclo de madurez y fecha de siembra en Mar del Plata (serie 1971-2010). a. ciclo corto. b. intermedio, c. ciclo largo. R1: floración. Tiempo a floración (R1): -d (días antes de floración), +d (días después de floración).

Figura 10. Coeficientes de correlación de Spearman significativos ($p < 0,05$) entre la lámina de agua en el suelo en floración (R1) y la lámina de agua en cuatro momentos durante el período crítico de maíz en Mar del Plata (serie 1971-2010). a. ciclo corto. b. ciclo intermedio, c. ciclo largo. R1: floración. Tiempo a floración (R1): -d (días antes de floración), +d (días después de floración). Polígonos cerrados indican coeficientes significativos en todas las fechas de siembra.

$p=0,11123$ para 5-nov y 15-nov, respectivamente). El ciclo de madurez no modificó el agua en el suelo al inicio del PC para los escenarios con fechas de siembra desde 05-oct a 05-nov ($p>0,05$), mientras que, para las dos fechas extremas del conjunto evaluado, 25-set ($p=0,0758$) y 15-nov ($p=0,0015$), el ciclo largo llegó a R1-20d con menor lámina de agua en el suelo. Ya en floración, se verificaron diferencias significativas entre ciclos en todas las fechas (ciclo largo con menor agua en el suelo), excepto en 05-oct ($p=0,0758$). No se detectaron diferencias significativas entre ciclos después de la floración (R1+10d y R1+20d) cualquiera sea la fecha de siembra. En esta localidad también se detectó un patrón de mayor asociación de la lámina de agua en el suelo a floración con los momentos más próximos dentro del PC (R1-10d y R1+10d) (Figura 8).

En Mar del Plata, un patrón temporal con menor lámina de agua en R1 que las láminas previas (R1-20d y R1-10d) y mayor que las láminas posteriores (R1+10d y R1+20d) se verificó para cada ciclo de madurez en cada fecha de siembra (Figura 9), excepto para el ciclo largo en la fecha de 15-nov (R1=R1+10d y R1=R1+20d, $p>0,05$). El agua en el suelo al inicio del PC (R1-20d) no se diferenció por efecto del ciclo de madurez desde 05-oct a 05-nov (al igual que en Balcarce), mientras que para las fechas extremas 25-set ($p=0,0390$) y 15-nov ($p=0,0005$) se verificó menor agua en el suelo con siembra de ciclo largo. A floración se observaron diferencias significativas entre ciclos, excepto en las fechas de 5-nov ($p=0,0598$) y 15-nov ($p=0,0620$). No se detectaron diferencias entre los ciclos al final del PC (R1+20d), excepto en la fecha de siembra temprana ($p=0,5814$), en la cual el ciclo corto mostró mejor condición hídrica. También en esta localidad, la lámina de agua en floración (R1) se correlacionó mejor a través de todas las fechas de siembra con la lámina de agua en los momentos más próximos dentro del PC que con la lámina al inicio o fin del período crítico, cuando esos coeficientes se redujeron o incluso se tornaron no significativos (Figura 10).

Si bien la ubicación del período crítico en el calendario varió dentro de la región en estudio por la fecha de ocurrencia de R1 (Tabla 3, Figura 2), la lámina de agua en el suelo no difirió entre localidades en los cinco momentos del PC para la mayoría de los escenarios de fecha de siembra y ciclo de madurez (21 en 30 combinaciones por ciclo= cinco momentos del PC x seis fechas de siembra). Se verificó que hubo diferencias en la lámina de agua en el suelo entre localidades para el ciclo corto en R1-10d con la fecha 25-oct ($p=0,00447$) y luego en R1 con las fechas 15-

oct ($p=0,0212$) y 25-oct ($p=0,0088$), en todos los casos Balcarce fue la localidad con una lámina de agua mayor en el suelo dentro de la región y no hubo diferencias entre las restantes localidades. El ciclo intermedio mostró diferencias significativas ($p<0,05$) entre localidades en la siembra de 25-set en cuatro de los momentos evaluados (solamente no hubo diferencias en R1+20d, $p=0,2623$) y en la siembra de 15-oct en R1-20d ($p=0,0383$), con menor lámina de agua en el suelo en Tandil. Por su parte, con el ciclo largo solamente hubo diferencias entre localidades en R1-10d con siembra del 25-set ($p=0,047$), con menor lámina de agua en el suelo en Tandil.

A nivel regional, la fracción de agua disponible (lámina de agua en el suelo/ agua disponible en el perfil), cuando se expresó como promedio de todos los ciclos, fechas de siembra y localidades alcanzó 0,76, 0,59 y 0,47, para R1-20d, R1 y R1+20d, respectivamente. Cabe destacar que en el análisis probabilístico solamente entre los ciclos 1 (corto) y 3 (largo) se habían encontrado diferencias significativas en las deficiencias acumuladas durante el PC, aunque no en todas las fechas de siembra y localidades y, conforme las disminuciones de rendimiento debidas a la falta de agua en toda la estación de crecimiento (EC) se habían recomendado las siembras de ciclo intermedios y largos (Panunzio Moscoso *et al.*, 2016b) bajo condiciones de secano.

La evaluación de modelos para estimar tempranamente el rendimiento del cultivo en la región proponía una ventana de 30 días de extensión promediando las condiciones del cultivo para el mes de diciembre (Holzman *et al.*, 2018). De acuerdo con los resultados obtenidos en este trabajo, se sugiere que esa ventana como indicadora del período crítico puede resultar anticipada respecto al momento de ocurrencia del PC que se ha caracterizado para varias de las combinaciones de manejo agronómico (Tabla 3), que son frecuentes en la región. De esa manera, se entiende que es plausible la evaluación del modelo atendiendo que la fecha de siembra y ciclo de madurez pueden reubicar esa ventana de tiempo.

CONCLUSIONES

En la región centro-sudeste de Buenos Aires fue posible describir un patrón de la variación del agua en el suelo durante el período crítico del cultivo de maíz que se repite en la mayoría de los escenarios agrícolas y que permite indicar que la lámina de agua en el suelo observada (o estimada por algún otro método) al inicio del PC es mayor

que la lámina de agua en la floración y que al final del período crítico.

A nivel regional, las prácticas de manejo pueden generar una condición hídrica diferente según la localidad. Así se distinguió Tandil, localidad con menor efecto del ciclo de madurez que el resto de las localidades, ya que el cambio de ciclo para una determinada fecha de siembra produjo efecto solamente en cuatro de las 30 combinaciones (5 momentos dentro del período crítico x 6 fechas de siembra). En las localidades de Azul, Balcarce y Mar del Plata, con mayores diferencias entre los ciclos (entre 10 y 12 de las 30 combinaciones) se detectó una tendencia a alcanzar menor lámina de agua en el suelo con la elección de ciclo largo.

Por su interés para la modelización, puede destacarse que la ventana de tiempo desde 10 días antes a 10 días después de floración presentó un patrón homogéneo dentro de la región en la asociación temporal, dado que los coeficientes de correlación entre la lámina de agua en floración (R_1) y la lámina de agua en los momentos previos y posteriores se mantienen a través de las fechas de siembra evaluadas, independientemente del ciclo de madurez del cultivo.

La identificación del inicio y fin del período crítico (PC) a partir del análisis probabilístico sobre un rango amplio de manejo agronómico contribuye al desarrollo y evaluación de modelos de pronóstico de rendimiento a escala regional basados en índices con ventanas de tiempo variables.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen a la Universidad Nacional de Mar del Plata (UNMdP) que ha provisto la financiación del presente trabajo en el marco del proyecto "Pronóstico anticipado de rendimiento de maíz con modelos basados en redes neuronales artificiales e índices obtenidos por satélites (UNMdP-AGR558/18). A. Irigoyen y R. Rivas son investigadores de la Comisión de Investigaciones Científicas de la Provincia de Buenos Aires (CIC). M. Holzman y L. Echarte son investigadores del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet).

BIBLIOGRAFÍA

Aliaga, V.S.; F. Ferrelli and M.C. Piccolo, 2017. Regionalization of climate over the Argentine Pampas. *Int. J. Climatol.* DOI: 10.1002/joc.5079.

Allen, R.G.; L.S. Pereira, D. Raes and M. Smith, 1998.

Crop evapotranspiration- Guidelines for computing crop water requirements. Irrigation and Drainage Paper N°56, Roma. 300pp.

- Andrade, F.; Cirilo, A.; Uhart, S.; M.E. Otegui. 1996. Ecofisiología del cultivo de maíz. Dekalb Press. 292 p.
- Andrade, F.H., and V.O. Sadras. 2002. Efectos de la sequía sobre el crecimiento y rendimiento de los cultivos. p. 175–210. In F.H. Andrade and V.O. Sadras (ed.) Bases para el manejo del maíz, el girasol y la soja. 2° edición, Balcarce, Argentina.
- Cabria, F.N.; Lhomme, F.; A.I. Irigoyen, 2006. Determinación del régimen de humedad en suelos del partido de Balcarce a partir del balance de agua diario seriado. Actas de XX Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Editadas en CD: 5 p. Salta-Jujuy (Argentina).
- Calviño, P.A.; F.H. Andrade and V.O. Sadras, 2003. Maize yield as affected by water availability, soil depth and crop management. *Agronomy Journal* 95:275–28.
- Cambareri, M.A.; A.I. Irigoyen, L. Echarte y E. Fereres, 2018. Evapotranspiración y eficiencia en el uso del agua de maíz sobre cultivo de cobertura en el sudeste bonaerense. I. Condiciones de secano. Actas de XVII Reunión Argentina de Agrometeorología. Villa de Merlo (Argentina).
- Capristo, P.; R.H. Rizzalli and F.H. Andrade, 2007. Ecophysiological yield components of maize hybrids with contrasting maturity. *Agronomy Journal* 99: 1111–1118.
- Della Maggiora, A.I.; A.I. Irigoyen, J.M. Gardiol, O. Caviglia y L. Echarte, 2002. Evaluación de un modelo de balance de agua en el suelo para el cultivo de maíz. *Revista Argentina de Agrometeorología* II (2): 167-176.
- Della Maggiora, A.I.; J.M. Gardiol y A.I. Irigoyen, 2003. Coeficiente de cultivo de maíz basado en la evapotranspiración de referencia Penman-Monteith. Congreso Brasileiro de Agrometeorología, Brasil. pp. 315–316.
- Della Maggiora, A.I.; L.C. Malena, L. Echarte y A.I. Irigoyen, 2008. Deficiencia hídrica de un cultivo de maíz ciclo intermedio en el sudeste bonaerense. En: Actas de XII Reunión Argentina de Agrometeorología. Editadas en CD: 2 p. San Salvador de Jujuy (Argentina).
- Echarte L. and M. Tollenaar, 2006. Kernel set in maize hybrids and their inbred lines exposed to stress. *Crop Sci* 46: 870-878.
- Gardiol, J.M.; A.I. Irigoyen, A.I. Della Maggiora y V. Silva. 1997. Patrón de extracción de agua de cultivos de maíz y soja en Balcarce. *Revista de la Facultad de Agronomía UBA*. Tomo 17 N° 1:137-142.
- Hernández, M.; L. Echarte, A. Della Maggiora, M. Cambareri, P. Barbieri and D. Cerrudo, 2015. Maize

- water use efficiency and evapotranspiration response to N supply under contrasting soil water availability. *Field Crops Research* 178: 8–15.
- Holzman, M.E. and R.E. Rivas, 2016. Early maize yield forecasting from remotely sensed temperature/vegetation index measurements. *IEEE J. Sel. Top. Appl. Earth Obs. Rem. Sens.* 9: 507–519.
- Holzman, M.E.; F. Carmona, R.E. Rivas and R. Niclós, 2018. Early assessment of crop yield from remotely sensed water stress and solar radiation data. *Journal of Photogrammetry and Remote Sensing* 145: 297–308.
- Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA), 2016. Cartas de Suelo de la República Argentina-Provincia de Buenos Aires. <http://anterior.inta.gov.ar/suelos/cartas/> (consultada el 10/03/2016).
- Irigoyen, A.I.; A.I. Della Maggiora y F.N. Cabria, 2004a. Balance de agua seriado para tres perfiles de suelo del ambiente geomorfológico Lomas Interserranas de Balcarce (Arg.). *Actas de X Reunión Argentina y IV Latinoamericana de Agrometeorología*. 2 p. Mar del Plata, Argentina. En CD.
- Irigoyen, A.I.; A. Della Maggiora y J.M. Gardiol. 2004b. Estimación de la evapotranspiración de referencia a partir de un modelo sencillo basado en en déficit de presión de vapor para la localidad de Balcarce (Arg.) *Actas de X Reunión Argentina y IV Latinoamericana de Agrometeorología*. 2 p. Mar del Plata, Argentina. En CD.
- Irigoyen, A.I.; A.I. Della Maggiora and L.R. Angelocci, 2011. Planning the growing season for maize based on climatic variability: I. Soil water balance. En: *Anais do V Congresso Brasileiro de Meteorologia*. Editadas en CD: 5 p. Piracicaba (Brasil).
- Irigoyen, A.I.; M.A. Cambareri, L. Echarte, M.I. Bayala y R.E. Rivas, 2018. Efectos de la cobertura de la superficie, agua y nitrógeno sobre atributos del canopeo de maíz en panojamiento. *Revista Argentina de Agrometeorología IX*: 75-84.
- Irigoyen, A.I.; M. A. Cambareri, L. Echarte y R. E. Rivas, 2019. Evolución del área foliar en canopeos de maíz creciendo sobre cultivo de cobertura y sobre barbecho limpio bajo condiciones contrastantes de agua en el suelo. *Revista Argentina de Agrometeorología X*: 25-34.
- Kumudini, S.; F. H. Andrade, K.J. Boote, G.A. Brown, K.A. Dzotsi, G.O. Edmeades, T. Gocken, M. Goodwin, A.L. Halter, G. Hammer, J.L. Hatfield, J. W. Jones, A. Kemanian, S.H. Kim, J. Kiniry, J.I. Lizaso, C. Nendel, C.R.L. Nielsen, B. Parent, C.O. Stockle, F. Tardieu, P.R. Thomison, D.J. Timlin, T.J. VYN, D. Wallach, H.S. Yang and M. Tollenaar, 2014. Predicting maize phenology: intercomparison of functions for developmental response to temperature. *Agronomy Journal* 106: 2087–2097.
- Otegui M.E. and R. Bonhomme, 1998. Grain yield components in maize: I. Ear growth and kernel set. *Field Crops Research* 56: 247–256.
- Panunzio Moscoso, M.P.; A.I. Irigoyen, A.M. Cabrera y A.I. Della Maggiora, 2014. Coeficiente de cultivo en maíz: escenarios de fechas de siembra y ciclos de madurez para Balcarce (Argentina). *Actas de Reunión Binacional Uruguay-Argentina y XV Reunión Argentina de Agrometeorología*. Piriápolis, Uruguay, pp. 77–78.
- Panunzio Moscoso, M.P.; A.I. Irigoyen, A.I. Della Maggiora y R. H. Rizzalli, 2016a. Riesgos climáticos para el cultivo de maíz en el centro-sudeste bonaerense: a. Temperaturas extremas. *Revista Argentina de Agrometeorología VII*: 41–56.
- Panunzio Moscoso, M.P.; A.I. Irigoyen, A.I. Della Maggiora y R. H. Rizzalli, 2016b. Riesgos climáticos para el cultivo de maíz en el centro-sudeste bonaerense: b. Deficiencias de agua y rendimiento. *Revista Argentina de Agrometeorología VII*: 57–71.
- Pazos, M. and S. Mestelán, 2002. Variability of depth to tosca in Udolls and soil classification, Buenos Aires Province, Argentina. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 66:1256–1264.
- Poza, F.; A.I. Irigoyen, A. Della Maggiora y O. Caviglia. 2005. Variación de agua en el suelo bajo un cultivo de maíz de ciclo intermedio a corto en condiciones de riego y secano en Balcarce (Arg.). *Anais de XIV Congresso Brasileiro de Agrometeorologia*. Editado en CD: 2 p. Campinas (Brasil).
- Ritchie, J.T. and D.S. NeSmith, 1991. Temperature and crop development. *Modeling Plant and Soil Systems*. *Agronomy Monog.* 31: 5–29.
- Rubio, G.; F.X. Pereyra and M.A. Taboada, 2019. Soils of the Pampean Region. In: G. Rubio, R. Lavado and X. Pereira. (Eds.), *The Soils of Argentina*, World Soils Book Series, Springer, Madison, USA, pp. 81–100.
- Singh, B.R. and D.P. Singh, 1995. Agronomic and physiological responses of sorghum, maize, and pearl millet to irrigation. *Field Crops Research* 42 (2-3): 57–67.
- Travasso, M.I. y E.E. Suero, 1994. Estimación de la capacidad de almacenaje de agua en suelos del sudeste bonaerense. *Boletín técnico N°125*. CERBAS INTA Balcarce. Balcarce, Argentina. 9 p.

Statistical forecast of soil water storage in the rolling pampas, Argentina

M. E. Castañeda, M. H. González, M. E. Fernández, A. L. Rolla and L. B. Spescha

SUMMARY

Establishing a seasonal forecast for soil water storage (SWS) on a smaller spatial scale is of great interest for the agricultural sector since this could reduce uncertainty and facilitate decision making. On the other hand, we should consider that variations in soil moisture are due partly to small scale influences and to soil-specific features such as the capacity of the field. The purpose of this work is to propose a statistical forecasting methodology for different soil water availability scenarios in the Pampean region. For this purpose, monthly soil water storage values were calculated SWS for the INTA meteorological station, Pergamino (Buenos Aires, Argentina). Data was gathered using the Operating Hydrological Balance for Agro (OHBA) for October, November and December during 1979-2016. Relations between SWS and climate forcing on a monthly, bimonthly and quarterly scales were analyzed. Statistical forecasting models were developed for each month using the loop regression, a modern regression technique that uses cross-validation k fold. The efficiency analysis of different models takes into account the adjusted values of square correlation coefficient (R^2_{adj}) and cross-validation coefficient (CV). These models appropriately represent the SWS values, particularly the most extreme ones.

Key words: Hydrological balance, Statistical forecasting, Climate forcing

M. E. Castañeda, M. H. González, M. E. Fernández, A. L. Rolla y L. B. Spescha 2020. Pronóstico estadístico del almacenaje del agua del suelo en la pampa ondulada, Argentina. RADA XI: 33-43

RESUMEN

En el sector agrícola, disponer de un pronóstico estacional del almacenaje del agua del suelo (AAS) a una escala espacial más pequeña es de gran interés ya que ello podría reducir la incertidumbre y facilitar la toma de decisiones. El objetivo de este trabajo fue proponer una metodología de pronóstico estadístico para los diferentes escenarios de disponibilidad de agua del suelo en la región pampeana. Para este propósito, se calcularon los valores mensuales de almacenaje de agua del suelo AAS para la estación meteorológica INTA Pergamino (Buenos Aires, Argentina). Dicha información se estimó utilizando el

Balance Hidrológico Operacional para Agro (BOHA) para los meses de octubre, noviembre y diciembre durante 1979-2016. Se analizaron las relaciones entre AAS y los forzantes climáticos en escalas mensual, bimestral y trimestral. Los modelos de pronóstico estadístico se desarrollaron para cada mes utilizando la regresión de Lasso, una técnica de regresión moderna que utiliza la validación cruzada para seleccionar los mejores predictores. El análisis de la eficiencia de diferentes modelos tiene en cuenta los valores ajustados de coeficiente de correlación cuadrado (R^2_{adj}) y coeficiente de validación cruzada (CV). Estos modelos representan adecuadamente los valores de AAS, particularmente los más extremos.

Palabras clave: Balance hídrico; Predictores meteorológicos, forzantes climáticos

M. E. Castañeda and M. H. González: Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, FCEyN, UBA. Intendente Güiraldes 2160, Ciudad Universitaria, Pabellón II, 2do. Piso, C1428 EGA, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina. Centro de Investigaciones del Mar y la Atmósfera. CIMA / CONICET-UBA. Intendente Güiraldes 2160 - Ciudad Universitaria - Pabellón II - 2do. Piso, C1428 EGA, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina. Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). M. E. Fernández and L. B. Spescha: Univesidad de Buenos Aires Facultad de Agronomía, UBA. Av. San Martín 4453, C1417 DSE, Buenos Aires, Argentina. A. L. Rolla: Centro de Investigaciones del Mar y la Atmósfera. CIMA / CONICET-UBA. Intendente Güiraldes 2160 - Ciudad Universitaria - Pabellón II - 2do. Piso, C1428 EGA, Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina. Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Correspondencia a: spescha@agro.uba.ar

INTRODUCTION

The role of climate forecasts in agricultural planning enables the mitigation of the risk of future adverse conditions or the benefit of taking advantage of them when they are favorable. However, despite a diverse and growing offer of this kind of information, its incorporation into decision-making is not yet widespread. Seasonal climate forecasts are provided by some institutions (Climate Prediction Centre, Inter-American Institute, ECMWF, CPTEC, UKMO, among others), and for Regional Climate Outlook Forums that are held in different regions of the world. They produce regional climate forecasts of monthly to quarterly precipitation and temperature. The availability of agro-climatic information, not only in real time but at the beginning of the agricultural campaign, in user-friendly formats which show the risk of occurrence of extreme events, is relevant, both for productive systems and for subsistence agriculture in large regions of the country.

The Pampas region (Hall *et al.*, 1992) is located in central eastern Argentina and its economic

resources are based highly on agriculture. Agricultural production depends on temperature and precipitation and the strategies adopted, which usually take into account a normal behavior of the climate variables. The physical basis of seasonal climate predictability lies in the fact that slow variations in the boundary conditions of the earth influence the atmospheric circulation. To address this issue, dynamical and statistical models are derived but there is still a great deal of uncertainty about the efficiency of dynamical models, especially in restricted areas and, in those cases, statistical forecasts seem to have the best performance. Many authors have pointed out the difficulties detected when forecasting seasonal climate (Barnston *et al.*, 2005; Leetmaa, 2003; Coelho *et al.*, 2005; Kumar, 2006) and an evaluation of seasonal climate forecast in South America has been done by some authors (Goddard, 2003; Nobre *et al.*, 2005; Barreiro, 2009).

The statistical forecasts are based on the detection of the relation between climate variables and circulation patterns previously observed. Many authors have advanced in the development

of statistical models to predict seasonal climate variables in some regions of Argentina. For example, statistical forecasts were developed for the Standardized Precipitation Index for the rainy season in the Comahue region (González and Dominguez 2012, González 2015), for seasonal rainfall in the Argentine Chaco region (González *et al.*, 2012), for the Bermejo river basin (González and Murgida, 2012), for the Patagonian region (González and Herrera, 2014) and for snow in the Central Andes in Argentina (Bisero *et al.*, 2017; Barreiro and Díaz 2011) which showed that seasonal forecast in South America can be improved if the teleconnection processes and the regional earth-atmosphere interactions are adequately represented.

Mo and Berbery (2011) noted that local factors such as the seasonal cycle, soil moisture and moisture transport provide the initial conditions for extreme events to develop and persist, but do not trigger droughts or persistent waves. The persistent nature of drought and wet periods are linked by large-scale low frequency forcing, such as sea surface temperature anomalies. In particular, soil moisture is a key variable of the earth-atmosphere system that not only reflects the soil conditions of a given region (for example, as an indicator of agricultural drought), but also has the potential to influence the atmospheric variability in controlling surface water and energy balances, from synoptic to seasonal time scales (Kanamitsu *et al.*, 2003; Seneviratne *et al.*, 2010).

The interannual variability of rainfall has a significant impact on agriculture. Reserve or storage of water in the soil is determined by the interaction between the supply of water, the infiltration and retention in the soil, and the evapotranspiration. Soil moisture is characterized by the field capacity, the permanent wilting point and the available water content. According to Allen *et al.* (1998), soil water availability concerns to the capacity of a soil to retain water available for plants. Soil water availability (SWA) is derived from two important physical-hydric properties of soils: moisture at field capacity (FC), the amount of water retained by a well-drained soil after rainfall or irrigation application and moisture at wilting point (WP), the water content at which plants will wilt. (SWA) is the difference between soil moisture at (FC) and soil moisture at (WP). Thus, actual soil water storage (SWS) can range between moisture content at WP and FC.

The aim of this paper is to develop a statistical forecast model for SWS in a location in the rolling Pampas in summer. In October and November, the soil water requirement by wheat reaches the

highest values and frequently soil water content due to rainfall is not enough. Therefore, the SWS forecast may be a good tool for decision making.

DATA AND METHODOLOGY

Data

Monthly SWS data series was calculated for Pergamino meteorological station (33 ° 56 ' S, 60 ° 33 ' W, 56 m.a.s.l.), by the Operational Hydrological Balance Model for Agro (BOHA, 2012) for the period 1979-2016. Meteorological data from the National Institute of Agricultural Technology (INTA) was used. The station is located in the Regional Center Buenos Aires North (RCBAN), which has an area of just over 11 million ha, of which approximately 5.8 million ha are lands with agricultural capacity with 2.3 million ha for livestock-agricultural and the rest are cattle and forestry lands.

The model computes the amount of water contained in the soil profile which can be absorbed by the roots, allows the growth of the crops and allows the development of water available maps in the soil. The general water balance equation in the BOHA is:

$$PP - AE - \Delta SWS - EXC = 0 \quad (1)$$

where PP is precipitation, AE is actual evapotranspiration, ΔSWS is soil water storage change and EXC is precipitated water that exceeds the maximum storage capacity of an agricultural land. Additional information on the methodology and characteristics can be found in Fernández Long *et al.* (2012).

Pergamino, representative site of the wheat area II north (Zarrilli, 1997), and the months October to December, have been considered for this study. Two relevant wheat yield components, the number of grains per spike and the 1000-grain weigh are set in October (heading/anthesis) and between October 15th and November 15th, respectively (Garcia *et al.*, 2018). In December, wheat reaches its physiological maturity. It should be noted that the crop soil water requirements are different in each month. In October and November, the soil water requirement by the crop reaches the highest values and frequently soil water content due to rainfall is not enough. Thus, it is crucial to know the soil water storage SWS to predict the soil moisture availability for the crop in Pergamino.

Under normal production conditions, all extensive crops are exposed to soil water deficiencies. This drought conditions strongly affect yield components depending on the overlapping with critical periods,

such as that determining the number of grains.

Therefore, knowing the dynamic of an agro meteorological variable such as SWS, it will be a double fold: a better crop management and the implementation of adaptation measures aimed at reducing the impacts of climate variability on agriculture activities

The ERA-Interim reanalysis of the ECMWF with a 1.25° horizontal resolution, available in a global coverage since 1979 (Dee *et al.*, 2011) was used in the present study. The linear correlations between SWS and one, two and three months lagged meteorological variables related to precipitation and temperature (González *et al.*, 2016), were calculated and the predictors were defined by taking into account the areas with significant correlation using 95% confidence level.

The variables considered were: geopotential heights of the 1000 hPa, 500 hPa and 200 hPa pressure levels (hgt1000, hgt500 and hgt200, respectively), zonal and meridional wind components at 850 hPa (u850 and v850), sea surface temperature (sst), volumetric soil moisture (vsl) available for two soil depth layers, the first from the surface to 0.07m (vsl1.1) and the second, 0.21m thick with the top in 0.07m and the bottom in 0.28m (vsl1.2) and the total column of water in the atmosphere (tcw).

Methodology

The monthly relationship is defined as the correlation between SWS for October- November-December and any selected variable from the previous month this is September-October-November, respectively); the bimonthly-correlation is defined as the correlation with any selected variable averaged for the two previous months (August-September/ September-October/October-November) and the quarterly correlation is defined as the correlation with the quarter average (July-August-September / August-September-October / September-October-November). The set of potential predictors, all physically consistent and independent from each other to avoid multi collinearity, were defined as the average value of the variables in the region where the correlation coefficients R were greater than 0.37 (significant with a confidence level of 95% using a normal test).

Statistical forecast models were developed using multiple linear regression which is a regression with a single predicted value, y , and more than one predictor (x) variables:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_p x_p \quad (2)$$

where p is the number of predictor variables.

The objective of the selection of potential predictors is to find a model that fits well with the data and, at the same time, it is simple, produces and provides robust efficiency coefficients.

A useful method in the selection of explanatory variables of the regression models is the penalized least squares. The regularized regression method used in this work is the regression called least absolute shrinkage and selection operator (LASSO). Proposed by Tibshirani (1996), LASSO minimizes the residual sum of squares to the sum of the absolute value of the coefficients if it's less than a constant value:

$$(\beta_0^{lasso}, \beta^{lasso}) = \min \left\{ \sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta_0 - \sum_j \beta_j x_{i,j} \right)^2 \right\}$$

$$\text{subject to } \sum_j |\beta_j| \leq s$$

or, equivalent

$$\min \left\{ \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \sum_j \beta_j x_{i,j})^2 + \lambda \sum_j |\beta_j| \right\} \quad (3)$$

where s and $\lambda \geq 0$ are constant parameters. The LASSO enables estimation and variable selection simultaneously in one step.

When there are many possible predictors, several models are generated and therefore it is necessary to evaluate which is the best statistical model predicting SWS. Evaluation of our predictions was done by computing the adjusted R^2 (R_{adj}^2), the leave-one-out cross-validation statistic CV and the Akaike's Information Criterion (AIC).

Adjusted R^2 is explained as the proportion of total SWS variance that the model explains, given by:

$$R_{adj}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{N - 1}{N - k - 1} \quad (4)$$

where N is the number of observations, k is the number of predictors and R^2 is the coefficient of determination. Using this improvement of R^2 , the best model will be the one with the largest value of R_{adj}^2 .

The leave-one-out cross-validation statistic CV is calculated using one subset (of $n-1$ data) as testing data and the remaining value as the training data. The CV is computed as:

$$CV = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{e_i}{(1 - h_i)} \right]^2 \quad (5)$$

where e_i is the residual obtained from fitting the model to all N observations and h_i are the diagonal values of the projection matrix of the predicted matrix. The lower the CV value is, the coefficients of the models differ slightly, and the stability is guaranteed.

Akaike's Information Criterion (AIC) offers an estimate of the relative information lost when a given model is used to represent the process that generated the data (Hyndman and Athanasopoulos, 2018). It is defined as:

$$AIC = N \log \left(\frac{SSE}{N} \right) + 2(k+2) \quad (6)$$

where N is the number of observations, k is the number of predictors and SSE is the sum of square errors. The model with the minimum value of the AIC is often the best model for forecasting.

These statistics are computed for the different models. The best models were defined as those with the lowest CV and AIC and the highest R^2_{adj} .

The skill of the best models is proved in a semi-quantitative way (Wilks, 2011). Two series were considered: the SWS derived from OHBA ("observed values") and the series resulting from the cross-validation method ("predicted values"). The observed and predicted SWS distributions were categorized in three equiprobable classes. The upper interval refers to values greater than the second tercile, labeled "above normal", the values lower than the first tercile are called "below normal", and "normal" refers to values greater than the first and lower than the second terciles. The first two categories refer to the driest and wettest soil conditions respectively.

Usually, verification data is displayed in a contingency table of absolute frequencies of the possible combinations of forecast and observation pairs (Wilks, 2011). The proposed categorization generated 3x3 contingency tables, which are converted into 2x2 tables considering the "event" and the "non-event" to evaluate the efficiency from the scalar attributes most widely used in the forecast literature. The Hit Rate (HR) index gives the proportion of events that were correctly forecasted. The probability of detection (POD) is defined as the fraction of those occasions when the forecast event occurred on the one which was also forecast. The best (POD) value is 100%. The false alarm relation (FAR) is the proportion of forecast events that fail to happen. The best (FAR) value is 0.

RESULT AND DISCUSSION

SWS average performance

The average distribution, maximum values, minimum values and the standard deviation of SWS for the period 1979-2016 are shown in Figure 1.

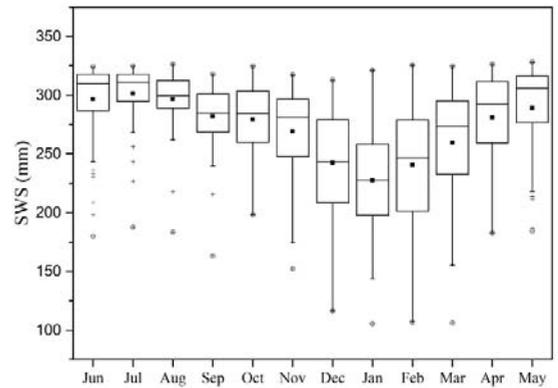


Figure 1. Seasonal soil water storage (SWS) in Pergamino. Boxplots indicate the central 50% interquartile range, the median, and the lower and upper bounds, the outliers (circles) and the mean (black square).

The average values show an annual cycle with a maximum in winter and a minimum in summer, and most of its variability takes place from November to May. The average maximum value is 322.8 mm and the average minimum value is 108.8 mm. High SWS values are detected in the 1990s and very low SWS are registered especially in two different periods: from June to September 2008 (Scarpati and Capriolo, 2013)

SWS trends are calculated using both the nonparametric Mann-Kendall test (Mann, 1945; Kendall, 1975) and the Sen method (Sen, 1968). Tests were performed for the 1979 -2016 period. Table 1 shows a positive trend

In February, trend is significant at 99% confidence level, according to the Mann-Kendall test. This significant SWS increase could be the result of a change in the management of production systems, leading farmers to replace early planted for late-planted maize. In the Pampean region, previous studies suggest that late sowing date determines a reduction in the potential corn crop yields (Otegui *et al.*, 1996; Maddonni, 2012). However, in recent years, the productivity of maize for late sowing dates has experienced a sustained growth in the region, largely sustained because of the greater availability of water in February. Also, the fact that the first frost day in the region has shown a delay

Table 1. Trends in SWS for the period 1979–2016. Trend analysis with non-parametric Mann-Kendall test (Sen's slope estimates and significance of Mann-Kendall test). *** for $p < 0.001$, ** for $p < 0.01$, * for $p < 0.05$, + for $p < 0.1$, NS for $p > 0.1$.

Month	Sen's slope estimate	Significance
January	0.597	+
February	0.886	**
March	0.692	*
April	0.341	+
May	0.221	+
June	-0.009	NS
July	-0.068	NS
August	-0.062	NS
September	-0.152	NS
October	-0.120	NS
November	0.169	NS
December	0.420	NS

(Fernández Long, *et al.*, 2013) of early frosts, which is one of the most important restrictions for late maize (Maddonni, 2012).

Selection of predictors

Monthly, bi-monthly and quarterly linear correlation fields enabled the definition of a set of predictors over the area (180° W – 40° E and 20° N – 60° S). Figures 2a to 2c resume predictors that

better estimated SWS for October, November and December.

In October (Figure 2.a), SWS is related to the hgt1000 in the Caribbean region. This result agrees with the one obtained by González and Barros (2002) when they explored the relation between the inter-annual variability of the South American monsoon and the inter-annual variability of spring precipitation in the subtropical Argentina. Vsl1.1 of the previous month in Buenos Aires province is also an important SWS predictor. Therefore, the initial state of the water contained in the first layer of the soil affects the subsequent value. The high bi-monthly correlations between SWS and tcw over the location and the neighboring ocean portion and hgt500 over the Indian Ocean and the south of Africa are used to define other predictors. Clearly, the water in the atmosphere affects the possibility of in situ precipitation and the western circulation also affects the displacement and development of the systems that move like Rossby waves.

Both hgt1000 over the Caribbean region and vsl1.1 over Buenos Aires province in the previous month are also SWS predictors in November (Figure 2.b). Besides, V850 on the Chilean coast has a positive correlation in a region associated with the South Pacific High. The bimonthly predictor included in the model is the hgt200 over the Pacific Ocean and the southern the Niño4 region, indicating the influence of the jet stream

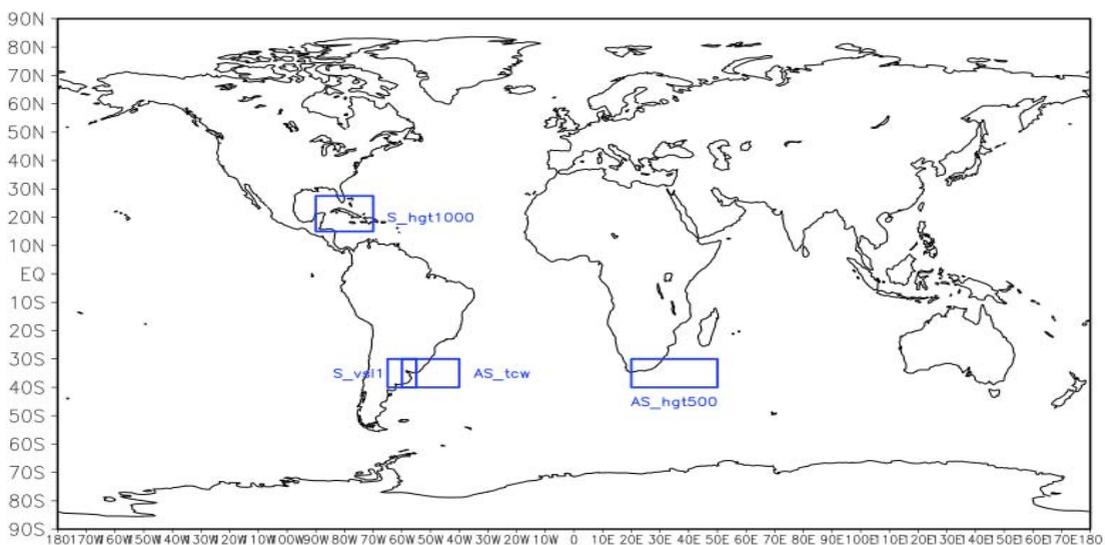


Figure 2.a. Geographic areas used to define the October predictors of Soil Water Storage. Prefix S_ indicates September, prefix AS_ denotes August and September average.

The statistical forecasting models and their efficiency

Table 2 Best model for October (SWR_Oct), November (SWR_Nov) and December (SWR_Dec) and the efficiency coefficients cross-validation (CV), the Akaike's Information Criterion (AIC), and the adjusted R-squared correlation coefficient (R^2)

Best Model	CV	AIC	R^2
$SWR_{Oct} = 0.0885 * S_{hgt1000} + 299.480 * S_{vsl1} + 0.0579 * AS_{hgt500} + 3.843 * AS_{tcw} - 3193.70$	469.08	235.60	0.523
$SWR_{Nov} = 0.266 * O_{hgt1000} - 10.171 * O_{v850} + 688.748 * O_{vsl1} + 0.106 * SO_{hgt200} + 5.605 * SO_{tcw.1} + 31.961 * SO_{sst} - 8.756 * SO_{tcw.2} + 8.175 * SO_{tcw.3} - 22986.7$	519.98	232.30	0.726
$SWR_{Dec} = -0.263 * N_{hgt200} - 0.065 * N_{hgt1000} + 39.978 * N_{sst} + 8.533 * N_{tcw} - 3.477 * N_{v850} + 0.3466 * ON_{hgt200} - 21870.42$	816.52	255.49	0.597

Table 2 shows the best forecasting models resulting from the cross-validation method for each month and their efficiency coefficients are also specified. The observed and forecast SWS time series are shown in Figure 3.

All the models show R^2_{adj} higher than 0.5 (explaining more than 50% of the SWS variance). The models explain 60% of the SWS variance in December, 73% in November and 52% in October. However, the model in October is the most stable, as CV is lower than in November and December. The AIC values are similar in the three months.

Figure 4 shows the percentage of observed and predicted values according to the categories defined. The forecasted and the observed values agree in more than 60% of the cases and the highest value (73.7%) is registered in November, the only month when cases which differ in two categories (2.6%) were registered.

The scalar attributes are summarized in Table 3. The values for the October model show the best values of POD (0.69), TS (0.60) and FAR (0.08) for below normal events. The model also exhibits good values of POD (0.69) and FAR (0.16) for the above normal category, although TS is not as high as expected. The model complies with the POD but has a very high FAR for the normal category. Emphasizing on the below/above categories, this model has the best performance on forecast extreme (driest / wettest) events.

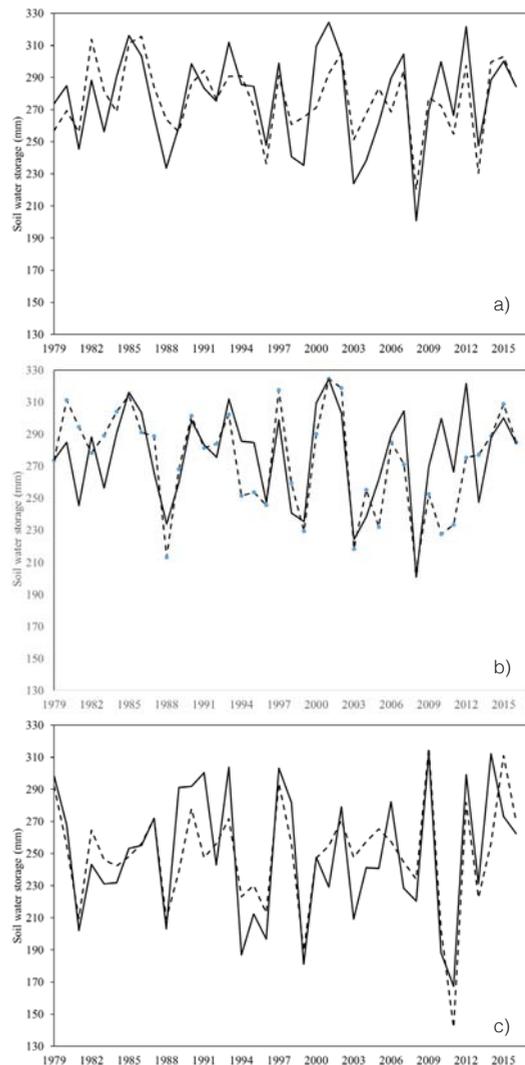


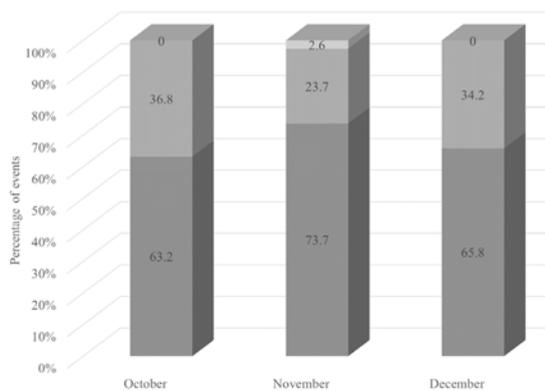
Figure 3. Observed (solid line) and forecasted (dashed line) SWS time series (a) for October, (b) for November and (c) for December.

The SWS forecasting model in November shows the highest R^2_{adj} (0.726) and lowest CV (519.98) and AIC (232.30), which suggests a great performance. For the below-normal category, the model has good POD (0.85) and FAR (0.08) attributes. For the above normal category, the model has better FAR (0.11) and worse POD than in the below normal case. In both categories the TS exceeds 0.5. No attribute is fulfilled for the normal category.

The SWS forecasting model in December shows the best R^2_{adj} (0.5970) and AIC (255.489), with low values of CV (859.3). The values of POD (0.62) and

Table 3. Statistical attributes resulting from the application of the verification contingency table (HR, POD and FAR), for events Below, Normal and Above.

Scalar Attributes		HR Hit rate	POD Probability of detection	FAR False Alarm Rate
October	Below normal	0.84	0.69	0.08
	Normal	0.63	0.50	0.31
	Above normal	0.79	0.69	0.16
November	Below normal	0.89	0.85	0.08
	Normal	0.76	0.75	0.23
	Above normal	0.82	0.62	0.08
December	Below normal	0.84	0.62	0.04
	Normal	0.66	0.92	0.46
	Above normal	0.82	0.46	0.00

**Figure 4** Shows the percentage of observed and predicted values according to the categories defined. The forecasted and observed values agree in more than 60% of the cases and the highest value (73.7%) is registered in November, the only month where cases which differ in two categories (2.6%) were registered.

FAR (0.11) for the below normal category and POD (0.42) and FAR (0) for the above normal category are good. The efficiency of the model decreases for the normal category.

CONCLUSIONS

A SWS statistical forecasting model for a location, representative of an important agriculture region, was developed for each month (October-November-December) in a typical location, using atmospheric and oceanic predictors that are usually correlated with precipitation and air temperature. Statistical forecasting models were developed for each month. Evaluation of our models was done by computing the efficiency statistics. The skill of the forecast was verified by computing some statistics like the thread score, the probability of detection

and the false alarm ratio, which showed valuable results.

Development of statistical forecasting models implies an interdisciplinary approach and the opportunity to contribute to national institutes and agencies with relevant tools for decision-making related to the improvement of agricultural practices in the region.

ACKNOWLEDGEMENTS

The meteorological information was provided by the Argentine National Weather Service (SMN) and National Institute of Agricultural Technology (INTA). This work was financially supported by UBA-PDE3-2017-2019, UBACYT 2017-2019 20020160100009BA and UBACYT Interdisciplinary 2018-2020 20620170100012BA grants.

REFERENCES

- Allen RG., L.S. Pereira, D.Raes and M.Smith, 1998. Crop Evapotranspiration, Guidelines for Computing Crop Water Requirements; FAO Irrigation and Drainage Paper 56; FAO: Italy, Rome. 300pp
- Barreiro M., 2009, Influence of ENSO and the South Atlantic Ocean on climate predictability over South-eastern South America. *Climate Dynamics* 35:1493–1508. DOI 10.1007/s00382-009-0666-9.
- Barreiro M. and N. Díaz, 2011. Land-atmosphere coupling in El Niño influence over South America. *Atmospheric Science Letters* 12:351–355. <https://doi.org/10.1002/asl.348>.
- Barnston A., A. Kumar, L.Goddard and M. Hoerling, 2005. Improving seasonal prediction practices thorough attribution of climate variability. *Bulletin of the American Meteorological Society* 86: 59-72. <https://doi.org/10.1175/BAMS-86-1-59>

- Bisero N.K., M.H. González, M. Masiokas and S. Eslamian, 2017. Regression method for predicting snow cover in Central Andes in Argentina. *Journal of Flood Engineering* 8(2): 31–53. International Science Press, ISSN: 0976-6219. Nueva Delhi, India
- Coelho C.D., M. Stephenson, M. Balmaseda, F. Doblas Reyes and G. Oldenborge, 2005. Towards an integrated seasonal forecasting system for South America. *Journal of Climate* 19: 3704–3721. <https://doi.org/10.1175/JCLI3801.1>
- Dee D.P., S.M., A.J., Uppala, P. Simmons, P. Berrisford, P. Poli, S. Kobayashi, U. Andrae, M.A. Balmaseda, C. Balsamo, and P. Bauer, 2011. The ERA-Interim reanalysis: configuration and performance of the data assimilation system. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 137: 553–597. doi:10.1002/qj.828
- Fernández Long M.E., L. Spescha, I. Barnatan and G.M. Murphy, 2012. Modelo de balance hidrológico operativo para el agro (BHOA). *Revista Agronomía & Ambiente* 32:31–47.
- Fernández Long M. E., G.V. Müller, A. Beltrán Przekurat and O. Scarpati, 2013. Long-term and recent changes in temperature-based agroclimatic indices in Argentina. *International Journal of Climatology* 33: 1673–1686. doi:10.1002/joc.3541.
- García GA, DJ. Miralles, RA. Serrago, I. Alzueta, N. Huth and M.F. Dreccer (2018). Warm nights in the Argentine Pampas: modelling its impact on wheat and barley yield shows yield reductions. *Agricultural Systems* 162 259–268 ISBN: 978-0-12-802070-8).
- Goddard L., A. Barnston, and S. Mason, 2003. Evaluation of the IRI's "net assessment" seasonal climate forecasts 1997–2001. *Bulletin of the American Meteorological Society* 84:1761–1781. <https://doi.org/10.1175/BAMS-84-12-1761>
- González M.H., 2015. Statistical seasonal rainfall forecast in The Neuquén river basin (Comahue Region, Argentina). *Climate* 3: 349–364, ISSN 2225-1154, Suiza, Ed MDPI, <http://www.mdpi.com/2225-1154/3/2/349/pdf>
- González MH, V. and Barros, 2002. On the forecast of the onset and end of convective season in the Amazon. *Theoretical and Applied Climatology* 73:169–188. <https://doi.org/10.1007/s00704-002-0684-6>
- González M.H. and D. Dominguez, 2012. Statistical Prediction of wet and dry periods in the Comahue Region (Argentina). *Atmospheric and Climate Sciences* 2:23–31 doi:10.4236/acs.2012.21004, <http://www.scirp.org/journal/acs>, Editorial: Scientific Research. Irvine, USA. ISSN (print) 2160-0414, (online) 2160-0422.
- González M.H. and A.M. Murgida, 2012. Seasonal Summer rainfall prediction in Bermejo River Basin in Argentina, In: Hannachi A. (Ed.), *Climate Variability - Some Aspects, Challenges and Prospects*. pp. 141–160.
- González M.H., M.L. Cariaga and M. Skansy, 2012. Some factors that influence precipitation in The Argentinean Chaco. *Advances in Meteorology* vol. 2012, Article ID 359164, 13 pages, 2012. <https://doi.org/10.1155/2012/359164>.
- González M. H. and N. Herrera, 2014. Statistical prediction of Winter rainfall in Patagonia (Argentina), in: Benjamin Veress and Jozsi Szigethy, Eds. *Horizons in Earth Science Research*. 11, 7, 221–238., NOVA Publisher, NY, USA. <http://dx.doi.org/10.5772/55494> ISBN: 978-1-63321-297-8
- González M.H., E.M. Garbarini, A.L. Rolla, and S. Eslamian, 2016. Meteorological Drought Indices: Rainfall Prediction in Argentina. In: Saeid Eslamian, Ed. *Handbook of Drought and Water Scarcity: Vol. 1, Principle of Drought and Water Scarcity*, 29, 540–567, Taylor & Francis Publishing (CRC Group), doi:10.1155/AMET.
- Hall, A.J. Rebella, C.M. Ghersa, C.M. Cullot, J. Ph 1991. Field crop systems of the Pampas. In Pearson, C.J. (ed) *Field Crop Ecosystems*, a volume of the series *Ecosystems of the World*, published by Elsevier (Editor-in-chief D.W. Goodall) Vol 19 pages 413–450
- Hyndman R.J. and G. Athanasopoulos, 2018. *Forecasting: principles and practice*, second ed., OTexts, Melbourne, Australia.
- Kanamitsu M., C.H. Cheng-Hsuan, J. Schemm J. and W. Ebisuzaki, 2003. The predictability of soil moisture and near-surface temperature in hindcasts of the NCEP seasonal forecast model. *Journal of Climate* 16:510–521, doi:10.1175/1520-0442(2003)016<0510:TPOSM A.2.0.CO;2.
- Kendall M.G., 1975. *Rank Correlation Methods*. Oxford University Press: New York.
- Kumar A., 2006. On the interpretation and utility of skill information for seasonal climate predictions. *Monthly Weather Review* 135:1974–1984. <https://doi.org/10.1175/MWR3385.1>
- Leetmaa A., 2003. Seasonal Forecasting: Innovation in practice and institutions. *Bulletin of the American Meteorological Society* 84: 1686–169. DOI: 10.1175/BAMS-84-12-1686.
- Maddoni G.A., 2012. Analysis of the climatic constraints to maize production in the current agricultural region of Argentina—a probabilistic approach. *Theoretical and Applied Climatology* 107:325–345. <https://doi.org/10.1007/s00704-011-0478-9>
- Mann H.B., 1945. Non-parametric tests against trend. *Econometrica* 13: 245–259.
- Mo K.C., 2000. Relationships between low frequency variability in the Southern Hemisphere and sea

- surface temperature anomalies. *Journal of Climate* 13: 3599-3610. [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(2000\)013<3599:RBLFVI>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(2000)013<3599:RBLFVI>2.0.CO;2)
- Mo K.C. and E.H. Berbery, 2011. Drought and persistent wet spells over South America based on observations and the U. S. CLIVAR drought experiments. *Journal of Climate* 24: 1801–1820. doi:10.1175/2010JCLI3874.1.
- Nobre C., J.Marengo ,I. Cavalcanti , G. Obregon ,V. Barros , I: Camilloni, N.Campos and A: Ferreira, 2005. Seasonal-to-decadal predictability and prediction of South America Climate. *Journal of Climate* 19: 5988-6004. <https://doi.org/10.1175/JCLI3946.1>
- Otegui M.E, R.A. Ruiz RA, and D, Petruzzi, 1996. Modelling hybrid and sowing date effects on potential grain yield of maize in a humid temperate region. *Field Crops Research* 47: 167–174. [https://doi.org/10.1016/0378-4290\(96\)00031-7](https://doi.org/10.1016/0378-4290(96)00031-7)
- Scarpati O.E. and A.D. Capriolo, 2013. Sequías e inundaciones en la provincia de Buenos Aires (Argentina) y su distribución espacio-temporal (Droughts and floods in Buenos Aires province (Argentina) and their space and temporal distribution). *Investigaciones Geográficas* 82:38-51. <https://doi.org/10.14350/ig.31903>.
- Sen P.K. ,1968. Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall's Tau. *Journal of the American Statistical Association* 63:1379-1389, DOI: 10.1080/01621459.1968.10480934.
- Seneviratne, S.I.,T., E.L.Corti,E.L.Davin, M. Hirschi,E.B. Jaeger, I.Lehner, B.Orlowsky and A.J.Teuling, 2010. Investigating soil moisture–climate interactions in a changing climate: A review. *Earth-Science Reviews* 99: 125–161. doi: 10.1016/j.earscirev.2010.02.004.
- Tibshirani R., 1996. Regression Shrinkage and Selection via the Lasso. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B* 58:267-288. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1996.tb02080.x>
- Wilks D. S., 2011. *Statistical methods in the atmospheric sciences*. Academic Press.

Estimación de valores agroclimáticos de horas de frío en San Pedro (Provincia de Buenos Aires, Argentina) y escenario futuro

S. Maio

RESUMEN

Cada especie vegetal tiene exigencias climáticas y límites meteorológicos propios que condicionan su dispersión en el mundo, tanto más amplia cuanto mayor es su utilidad para la humanidad. El conjunto de tales requerimientos compone su bioclima y las disponibilidades climáticas ambientales que los satisfacen constituyen su agroclima. El conocimiento fenológico detallado de una especie agrícola particular permite conocer sus exigencias bioclimáticas, estudio básico para la determinación de regiones aptas y para la racionalización de su cultivo. En este estudio se determinará la agroclimatología de las horas de frío en San Pedro del período 1965-2018, requisito importante para el cumplimiento del desarrollo de frutales criófilos y las horas de frío sobre dos horizontes temporales, clima futuro cercano (2015-2039) y clima futuro lejano (2075-2099) según la metodología de Damario *et al.* (2008) y su comparación con los valores observados de la Estación San Pedro Inta.

Palabras clave: requerimientos bioclimáticos; horas de frío; frutales.

S. Maio, 2020. Estimation of agroclimatic values of chilling hours in San Pedro (province of Buenos Aires, Argentina) and future scenario. RADA XI: 45-53

SUMMARY

Each plant species has its own climatic requirements and meteorological limits that determine its dispersion in the world, the broader the greater its usefulness for humanity. The combination of such requirements makes up its bioclimate and the environmental climatic availabilities that satisfy them constitute its agroclimate. The detailed phenological knowledge of particular agricultural specie allows to know its bioclimatic requirements, a basic study for suitable regions determination and the streamlining cultivation. This study will determine the agroclimatology of chilling hours in San Pedro from the period 1965-2018, an important requirement for compliance with the development of cryophilic fruit trees, and the chilling hours over two time horizons, near future climate (2015-2039) and far future climate (2075-2099) according to the methodology of Damario *et al.* (2008) and its comparison with the observed values of San Pedro Inta Station.

Key words: bioclimatic requirements; chilling hours; fruit trees.

Maio, S.: Facultad de Agronomía, Cátedra de Climatología y Fenología Agrícolas (FAUBA), Universidad de Buenos Aires (UBA). Av. San Martín 4453 - C1417DSE CABA, Argentina. Correspondencia a: smaio@agro.uba.ar

INTRODUCCIÓN

Dentro de las características bioclimáticas, en este trabajo se mostrará sólo la caracterización agroclimática de las exigencias en frío en San Pedro durante el reposo invernal que requieren algunas especies, es decir las horas de frío durante los meses de mayo a agosto, en el período 1965-2018, su evolución y su proyección climática futura sobre dos horizontes temporales, clima futuro cercano (2015-2039) y lejano (2075-2099).

Entre los vegetales que el hombre siempre tiende a cultivar, hay que diferenciar dos tipos, uno perennes y el otro de siembra anual.

Entre los primeros, los más comunes son los frutales. Para que un frutal tenga excelente producción de frutos, debe existir una muy buena relación entre las exigencias biometeorológicas de la planta en sus distintos subperíodos y la marcha de los fenómenos atmosféricos en el curso del año. En efecto, durante el invierno los fríos no deben ser extremadamente rigurosos, como para que no dañen la planta en reposo, pero también, se requiere un determinado nivel de frío para las especies exigentes en este factor. Las regiones de origen y sus principales áreas de cultivo comercial de un grupo de frutales se caracterizan por disponer de un período invernal frío y una gran amplitud térmica anual. A estos frutales por preferir las regiones de inviernos fríos se los conoce con el nombre de criófilos. La lista de estos frutales caducifolios comprende, entre las especies más cultivadas a manzanos (*Malus domestica*), perales (*Pyrus communis*) y durazneros (*Prunus pérsica*). Pueden agregarse a la lista de criófilos, el membrillero (*Cydonia vulgaris*), ciruelo (*Prunus domestica*), cerezo (*Prunus avium*), guindo (*Prunus cerasus*), damasco (*Prunus armeniaca* L), almendro (*P. amygdalus*), avellano (*Corylus avellana*), castaño (*Castanea sativa*), pistachero (*Pistacia vera*) y vid (*Vitis vinifera*).

Los antecedentes en el tema son muy amplios a nivel internacional desde Geslin (1944) y Azzi (1939) (ambos, citados por Pascale y Damario,

2004). Con los antecedentes de estos dos autores se iniciaron los estudios bioclimáticos agrícolas en la Argentina, en la década del cuarenta con la propuesta de Hirschhorn se crea el Servicio Agrometeorológico del Ministerio de Agricultura para realizar ensayos "a campo" y determinar zonas aptas y marginales sobre la base del comportamiento bioclimático de los cultivos. Existen diversos autores en nuestro país que realizaron estudios del tema como los Ing. Pascale y Damario (1958 y 2004); Pascale y Ruggiero (1963); Pascale *et al.* (1997 a, 2001 y 2003), Ledesma (1950 y 1951); Burgos y Ledesma (1942); Burgos (1947); Ruggiero (1955), entre otros.

Los árboles salen de reposo o letargo en primavera cuando han logrado satisfacer sus requerimientos en frío. Se denomina "requerimiento de frío" al período de bajas temperaturas durante el cual los órganos en descanso deben estar expuestos para eliminar los inhibidores internos del crecimiento (Samish y Lavee, 1962, citado por Garza Gutierrez, 1970). El nivel térmico considerado favorable para el cumplimiento de dicho requerimiento es menos de 7,1°C. (Chandler, 1937; Boynton, 1959, Hatch y Walter, 1969, citados por Garza Gutierrez, 1970). Para evitar un retraso en el inicio de la floración se describe como ambiente favorable al promedio de la temperatura media inferior de 7°C y que diariamente no supere los 18°C, con valores de precipitación inferior a 200 mm durante los meses más fríos del año. El requerimiento en frío se cuantifica por medio de las "horas de frío" (Tabla 1) y "unidades de frío" (UF) o "unidades de enfriamiento" (UE).

La cuantificación precisa de la disponibilidad de "horas de frío" para la ruptura de la dormición es muy difícil de llevar a cabo a campo, donde la radiación solar, las fluctuaciones diarias de la temperatura, y otros factores ambientales son incontrolables (Dennis Jr., 2003, citado por Sozzi *et al.*, 2007).

La disponibilidad en frío se mide a través del número de horas con temperaturas iguales o inferiores a un umbral determinado y se denomina

Tabla 1. Requerimiento frío, expresado en "horas de frío", para la ruptura de la dormición de algunas especies frutales caducifolias.

ESPECIE	REQUERIMIENTO DE FRÍO (HF)	OBSERVACIONES
Almendro	200-500	
Cerezo	500-1300	
Ciruelo europeo	700-1600	
Ciruelo japonés	500-1000	Existen variedades con requerimientos de 200 HF
Damasco	250-900	
Duraznero	100-1100	Las variedades más difundidas requieren 600-800 HF
Manzano	200-2000	La media es de 1200 HF
Membrillero	50-500	
Peral	620-1800	
Vid	500-1400	Existen variedades con requerimientos de hasta 100 HF

Fuente: Gariglio *et al.*, en Sozzi, 2007

"hora de frío" o "unidad de dormición". Para su cómputo, se considera el nivel de 7°C, basado en las experiencias de Nightingale y Blake (1934). Para medir o cuantificar las horas de frío invernal (HF) en un área (índice agroclimático), se computa la cantidad de horas por debajo de 7°C, utilizando la faja del termógrafo o las temperaturas horarias. Por lo tanto, se utilizan métodos de estimación a través de simplificaciones basadas en relaciones de índices agrometeorológicos con otras expresiones del régimen térmico, e información climática. Uno de los métodos es el de estimación de HF acumuladas mensuales, en el cual Damario (1969) propuso una metodología gráfica, utilizando un parámetro de fácil cuantificación como es la temperatura mínima media normal de los cinco meses más fríos del año con adecuaciones posteriores Damario, *et al.*, (1995 y 1998). Otra metodología es utilizando datos de temperaturas mínimas y máximas diarias, (Alonso, *et al.*, 2001, basado en la fórmula de Parton y Logan (1981)).

En los estudios agroclimáticos sobre disponibilidad de enfriamiento invernal es importante conocer la cantidad total de "horas de frío" acumulada normalmente durante el año o durante el período de descanso vegetal. Resulta difícil establecer la fecha de comienzo y la duración del descanso, pero su ocurrencia efectiva corresponde al período de los cinco meses más fríos, es decir, los de menores temperaturas mínimas medias, de mayo a setiembre.

La aplicación de un análisis de regresión múltiple entre las HF, obtenidas mediante el sistema gráfico (Damario, 1969) y acumuladas durante los 5 meses más fríos con distintas expresiones de la temperatura mínima de localidades argentinas, permitió derivar una fórmula que hace innecesario el cálculo mensual. Se probó una serie de modelos lineales y exponenciales de distinto grado con el promedio de las mínimas medias de los 5 meses más fríos (T5) y la temperatura mínima media

anual (T12). Las regresiones múltiples obtenidas se fueron ajustando, validando los resultados por análisis de varianza hasta encontrar el error mínimo.

Se obtuvieron dos modelos, una para localidades de hasta 1000 HF y otra de hasta 2000 HF, luego del análisis de regresión múltiple (Damario *et al.*, 1998).

Se consideraron las "horas de frío efectivas" teniendo en cuenta una escala de reducción de las horas de frío totales (Tabla 2) según la cantidad de meses con temperaturas medias iguales o inferiores a 14°C ó máximas medias inferiores a 21°C, dentro de los 5 meses más fríos (Damario *et al.*, 1998).

Tabla 2 Porcentaje de reducción de las horas de frío estimadas por las fórmulas HF (1000) ó HF (2000) para transformarlas en "horas de frío efectivas" según la cantidad de meses con temperaturas favorables.

Meses con temperatura media inferior a 14°C o máxima media inferior a 21°C	Reducción porcentual media de las HF (1000) ó HF (2000) (%)
0 mes	100
1 mes	70
2 meses	45
3 meses	25
4 meses	10
5 meses	0

Posteriormente Damario *et al.* (2008) compararon las HF computadas diariamente con la fórmula de Parton y Logan (1981) considerándolas como "observadas" para distinguirlas de las "estimadas" según el procedimiento seguido. Se realizó un análisis exhaustivo mediante correlaciones y regresiones simples y múltiples entre las HF observadas y los valores térmicos, se reduce el análisis a tres parámetros que mostraron

el mayor grado de ajuste: la temperatura mínima media anual (T12) el promedio de las temperaturas mínimas medias de cuatro meses (T4) (mayo a agosto) y la temperatura media del mes de julio (Tj). Como resultado final del análisis realizado, se desarrollaron otras dos fórmulas, una para localidades de hasta 1000 horas de frío y otra para localidades superiores a 1000 HF, con las cuales se estima la cantidad de HF acumuladas durante el descanso.

En este método no se considera las HF del mes de setiembre por considerar que el aumento de las temperaturas mínimas en ese mes promueve el inicio del crecimiento vegetal. Asimismo, la eliminación del mes de setiembre para el cálculo de HF (Damario *et al.*, 2008) en el enfriamiento invernal surge de que el período de heladas se redujo, dado el incremento de la temperatura global (Bejarán y Barros, 1998; Pascale *et al.* b., 1997; Hoffman *et al.*, 1997; Camilloni y Barros, 1995). A su vez el aumento de la temperatura media del mes de setiembre, adelanta las floraciones de aquellos frutales que fueron seleccionados por su menor exigencia en frío. Esto queda en evidencia al no ser incorporadas las HF del mes de setiembre por la E.E. de San Pedro ya que antes si las consideraba en sus registros (Maio, 2012).

Con respecto a los frutales en San Pedro y su área de influencia, la superficie total cultivada es aproximadamente de unas 4500 has, de las cuales 2400 has están destinadas a los frutales de carozo. Las edades de las plantaciones varían entre menos de 5 años hasta 10 años. En la actualidad la tendencia observada es una renovación de las mismas, especialmente en durazneros, con nuevos cultivares en función de las demandas del mercado. Considerando la aptitud agroclimática de la zona existe un desarrollo tecnológico, en mejoramiento genético, riego complementario, métodos activos y pasivos en el control de heladas tardías, etc., que asegura una producción de excelente calidad y rentabilidad, compitiendo con otras zonas de producción del país (INTA, 2013).

El objetivo de este trabajo es comparar los resultados obtenidos según la fórmula para 1000 horas de frío de Damario *et al.* 2008, ya que la localidad de San Pedro posee horas de fríos inferiores a 1000, con los valores tomados en la Estación Experimental San Pedro INTA con el termohigrógrafo. Además, analizar la variabilidad anual de las HF para cada uno de los meses durante el descanso vegetativo, mayo, junio, julio y agosto y el total, considerando los datos del INTA y determinar climáticamente las horas de frío sobre dos horizontes temporales: clima futuro cercano y clima futuro lejano, de los períodos

2015-2039 y 2075-2099, respectivamente, según la metodología de Damario *et al.*, 2008, utilizando datos simulados de la Secretaría de Ambiente y Desarrollo Sustentable de la Nación, 2014.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se consideró la localidad de San Pedro cuya latitud es 33°41' Sud y longitud 59°41' Oeste y 28m s.n.m., se encuentra a 160 km al noroeste de la Ciudad de Buenos Aires, sobre la margen derecha del Río Paraná Guazú, en la provincia de Buenos Aires, Argentina (Figura 1). El suelo de la zona de San Pedro es una fracción de La Pampa Ondulada. Posee un relieve predominantemente ondulado y en partes recortado por cañadas, arroyos y ríos en sentido NE-SO. No ofrece mayores problemas de drenaje y los suelos de sedimento fino están representados por sedimentos eólicos uniformes y cohesivos, en general, de color castaño claro, rico en minerales que proveen abundantes elementos nutritivos para el crecimiento de las plantas (INTA, 1999).

La información climática consistió en variables de temperatura, mínima y máxima mensual del período 1965-2018. La misma fue informada por el INTA, 2019. Los valores medios de estas



Figura 1. Ubicación de la localidad de San Pedro (latitud 33°41' Sud y longitud 59°41' Oeste) en la provincia de Buenos Aires, Argentina.

variables se indican en la Tabla 3. La información de datos simulados de temperatura mínima y máxima mensual para determinar las horas de frío futuras para los períodos 2015-2039 y 2075-2099 corresponden a la Base de Datos Climáticos de la 3era Comunicación Nacional de la República Argentina la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre Cambio Climático y suministrados por la Secretaría de Ambiente y Desarrollo Sustentable de la Nación, 2014.

Se utilizó la Ecuación de Damario *et.al.*, 2008 para localidades de hasta 1000 horas de frío con las cuales se estima climáticamente la cantidad de HF acumuladas durante el período de descanso.

$$HF1000: 2.668,82-36,384 (T12)-58,556 (T4) -196,334 (Tj)+2,461 (T4)^2 + 6,227 (Tj)^2$$

Donde:

HF: Horas de frío

T4 (promedio de las temperaturas mínimas medias de mayo a agosto).

T12 (temperatura mínima media anual).

Tj (temperatura media del mes de julio).

Para el cálculo de las horas efectivas se aplicó la escala de reducción de las HF estimadas (Tabla 2) por las fórmulas para transformarlas en "horas de frío efectivas" según la cantidad de meses con temperaturas favorables (Pascale y Damario, 2004).

Además, se analizó la evolución temporal de las HF observadas por la EE San Pedro de cada uno de los meses del período de descanso, mayo, junio, julio y agosto y también en su totalidad para el período 1965-2018. Para la evaluación de tendencia se ha utilizado el test no paramétrico de Mann-Kendall. Por último, se calculó las HF sobre dos horizontes temporales, clima futuro cercano (2015-2039), y clima futuro lejano (2075-2099) con datos climáticos simulados obtenidos por modelos climáticos globales (MCGs) a partir de forzantes externos del clima para un escenario de concentración futura de gases de efecto invernadero (GEI) RCP 8.5 Los mismos surgen de la 3ra. Comunicación Nacional sobre el Cambio Climático. Las variables simuladas usadas fueron

la temperatura máxima, mínima y media mensual. Luego de procesar la información, se utilizó la ecuación de Damario *et al.* 2008 para determinar las HF climáticas futuras.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la Tabla 4 se han incluido las HF registradas para el período 1965-2018 en la EE San Pedro. Las estimaciones climáticas de HF según la ecuación empleada (Damario *et al.*, 2008) con valores de mayo a agosto, respectivamente, se muestran en la Tabla 5.

Los valores resultantes de HF para el período 1965-2018 (Tabla 5) pone en evidencia la mínima diferencia de la ecuación que estima las horas de frío en relación a las HF observadas por la EE San Pedro ya que es bastante aproximado con el valor normal de 584 horas. La ecuación sobreestima con una pequeña diferencia de 32 horas. Con respecto a las HF estimadas para el futuro cercano (2015-2039) y lejano (2075-2099) se observa en ambos casos valores muy por debajo de los valores observados medios, 428 y 268 HF, respectivamente. Baldochi y Wong (2008) encontraron que la acumulación anual de horas de frío en invierno está disminuyendo en las regiones de cultivo de frutas de California. En el contexto de aumento de temperatura por el cambio climático, resaltaron una notable disminución de la acumulación de horas de frío. Las tendencias observadas en el frío invernal oscilan entre -50 y -260 horas de frío por década, señalaron además, las tasas previstas de reducción de horas de frío en el período entre 1950 y 2100 están en el orden de -40 horas por década con proyecciones climáticas regionales de temperatura.

Las HF efectivas informadas (Tabla 5) son las acumuladas en los meses considerados que tienen valores inferiores a 14°C de temperatura media y de 21°C de máxima media (Damario *et al.*, 1998). En el período 1965 a 2018, no hubo reducción. En cambio, en las HF estimadas futuras, la reducción fue del 10% para el período 2015- 2039 y del 25% para el clima futuro lejano (2075- 2099) ya que las temperaturas superaron dichos valores.

Tabla 3. Valores climáticos y agroclimáticos de la E. E. San Pedro del período 1965-2018. (INTA, 2019)

	ene	feb	mar	abr	may	jun	jul	ago	set	oct	nov	dic	año
T.	24	22,8	20,7	17,2	13,8	10,8	10,3	11,8	14	17,1	20,1	22,8	17,1
T. Mín.(°C)	17,6	16,9	15	11,7	8,7	5,9	5,4	6,2	8,1	11,2	13,8	16,4	11,4
T.Máx.(°C)	30,3	28,8	26,7	23	19,3	15,9	15,5	17,7	20	22,9	26	28,9	22,9
HF obs.					72	169	199	143					584

En la Figura 2 se observa la variación anual de las HF totales del período 1965-2018 durante los meses de la etapa de descanso, pudiéndose observar que casi no existe variación hasta fines de los 80 y a partir de la década siguiente una leve tendencia en disminución no significativa (Tabla 6) siendo el año 2017 con el menor valor de 299 HF. Coincidiendo estos resultados con los hallados por El Yaacoubi *et al.*, (2014) sobre el calentamiento marcado desde fines de los 80 en Francia y comienzo de los 90 en Italia y Marruecos, resultando una floración precoz por la disminución de las horas de frío. Otros estudios muestran aumentos de la temperatura en todo el mundo (Bradley and Bertrand, 2008; Rebelez and Reinhard, 2008; Cordero *et al.*, 2011; Marengo and Camargo, 2008).

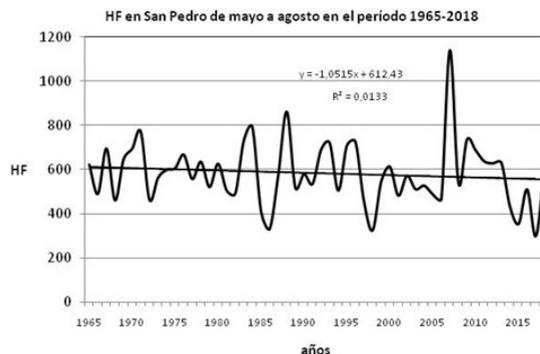


Figura 2. Horas de frío de los meses de mayo a agosto durante el período 1965-2018.

Tabla 4. Horas de Frío observadas en la E. E. San Pedro durante el período 1965-2018

Año	mayo	junio	julio	agosto	total anual mayo-agosto	Año	mayo	junio	julio	agosto	total anual mayo-agosto
1965	133	27	296	167	623	1993	118	159	273	171	721
1966	33	94	131	233	491	1994	38	110	228	130	506
1967	2	335	230	129	696	1995	79	198	230	202	709
1968	192	103	72	95	462	1996	78	282	280	86	726
1969	30	173	182	263	648	1997	68	114	159	115	456
1970	68	207	223	197	695	1998	26	130	56	114	326
1971	167	333	136	135	771	1999	58	147	213	129	547
1972	22	67	218	158	465	2000	18	119	328	149	614
1973	67	121	193	182	563	2001	71	156	215	41	483
1974	14	217	144	224	599	2002	28	255	149	141	573
1975	35	103	293	176	607	2003	38	72	226	176	512
1976	56	245	243	124	668	2004	119	111	203	95	528
1977	105	175	139	139	558	2005	81	79	197	132	489
1978	135	203	91	207	636	2006	101	85	98	183	467
1979	93	234	136	59	522	2007	198	274	364	304	1140
1980	54	171	265	137	627	2008	129	201	47	163	540
1981	10	188	204	104	506	2009	77	240	287	133	737
1982	47	158	161	126	492	2010	78	95	270	245	688
1983	47	272	278	135	732	2011	54	156	234	194	638
1984	102	256	237	196	791	2012	24	189	348	68	629
1985	43	107	136	127	413	2013	67	178	183	203	631
1986	62	54	101	115	332	2014	41	165	136	91	433
1987	160	168	94	151	573	2015	28	156	149	22	355
1988	188	262	248	164	862	2016	58	219	166	68	511
1989	96	132	227	64	519	2017	12	151	85	51	299
1990	68	220	232	61	581	2018	26	222	170	175	593
1991	34	145	224	133	536	PROMEDIO	72	169	199	143	584
1992	101	97	334	159	691	DESVIO	49	70	76	57	143

Tabla 5. Horas de frío observadas en San Pedro durante el período 1965-2018 y horas de frío estimadas y efectivas para los períodos 1965-2018, 2015-2039 y 2075-2099.

HF estimadas 1965-2018	HF efectivas 1965-2018	HF observadas 1965-2018	HF estimadas 2015-2039	HF efectivas 2015-2039	HF estimadas 2075-2099	HF efectivas 2075-2099
616	616	584	428	385	268	201

Las Figuras 3 (a, b, c y d) muestran la variación anual de las HF mensuales: mayo, junio, julio y agosto registradas durante la serie de años considerados en la E.E. San Pedro. Observando la evolución anual de las mismas, mayo y agosto tienen tendencias negativas, en cambio junio no tiene tendencia y julio levemente positiva. Estas

tendencias no son estadísticamente significativas según el test de Mann Kendall (Salmi et al., 2002) (Tabla 6). Sin embargo, Baldochi y Wong (2008) encontraron tendencias negativas significativas en la acumulación de frío invernal en California, y proyectan que continúen en el futuro cercano y lejano.

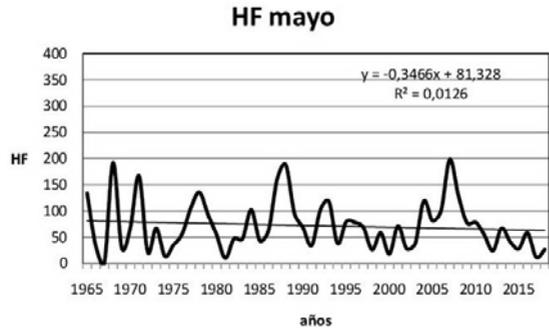


Figura 3a. Variación anual de las HF del mes de mayo durante el período 1965-2018.

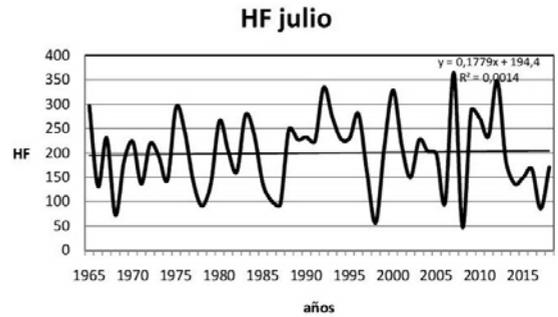


Figura 3c. Variación anual de las HF del mes de julio durante el período 1965-2018.

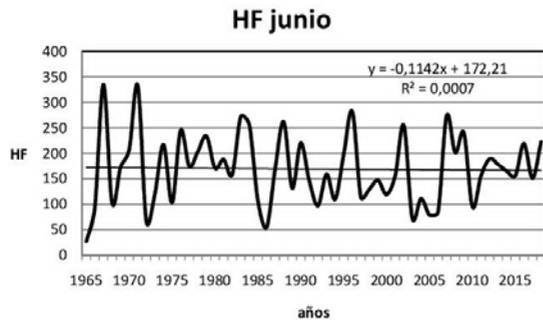


Figura 3b. Variación anual de las HF del mes de junio durante el período 1965-2018.

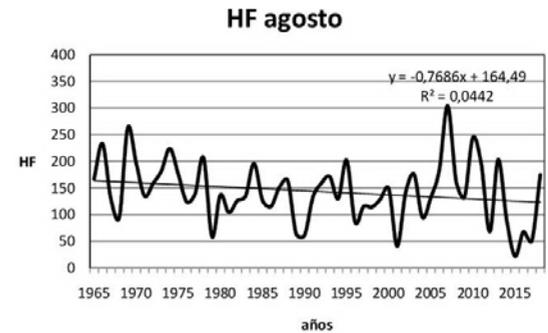


Figura 3d. Variación anual de las HF del mes de agosto durante el período 1965-2018.

Tabla 6. Tendencia de la serie de Horas de Frío (HF) total y mensual según el Test de Mann-Kendall

Time series	First year	Last Year	n	Test Z	Signific.	Q
HF	1965	2018	54	-1,18		-1,489
mayo	1965	2018	54	-0,64		-0,250
junio	1965	2018	54	0,00		0,000
julio	1965	2018	54	0,06		0,023
agosto	1965	2018	54	-1,47		-0,818

CONCLUSIONES

Las conclusiones que se obtuvieron a través del desarrollo de este trabajo fueron: la intensidad del frío durante el período de descanso de los frutales criófilos en función de las HF indicó que San Pedro computó un promedio de 584 HF para el período 1965-2018. La ecuación utilizada para estimar las

horas de frío para verificar el valor observado, se aplica muy bien ya que se puede observar una mínima diferencia.

El año 2007 fue el más frío de la serie con un valor de 1140 HF duplicando el valor promedio, mientras que el año 2017 fue el de menor valor con 299 HF. La evolución temporal de las horas de frío en el período 1965-2018 no registra tendencia hasta fines de los 80 mientras que posteriormente predomina una leve tendencia negativa no significativa.

Con respecto a la estimación de horas de frío para el clima futuro cercano (2015-2039) y el clima futuro lejano (2075-2099) de 385 y 201 horas de frío efectivas, respectivamente, éstos valores son muy inferiores al valor normal lo que estaría indicando un aumento de la temperatura mínima confirmativo del calentamiento invernal. Este incremento sería perjudicial al desarrollo de los frutales criófilos

actuales de San Pedro por el no cumplimiento del requerimiento bioclimático, requisito fundamental para romper el descanso vegetativo y dar inicio a la floración. Comportamiento por el cual se debería considerar en un futuro la utilización de cultivares con menor exigencia de frío o desarrollar nuevos que requieran menos frío invernal.

AGRADECIMIENTOS

“Se agradece al CIMA/CONICET-UBA por la provisión de los datos climáticos de la 3ra. Comunicación Nacional sobre Cambio Climático.”

BIBLIOGRAFÍA

- Alonso, M.R.; R.O. Rodríguez y S.G. Gomez, 2001. Estimación de la disponibilidad de horas de frío utilizando temperaturas máxima y mínima diarias. *Rev. Facultad de Agronomía*, 21(3): 261-264.
- Baldocchi D. & S. Wong, 2008. Accumulated winter chill is decreasing in the fruit growing regions of California. *Climatic Change*, 87: 153-166.
- Bejaran A. y V. BARROS, 1998. Sobre el aumento de la temperatura en los meses de otoño en Argentina Subtropical. *Meteorológica*. Vol 23 (1 y 2): 15-26.
- Bradley, M. & T. Bertrand, 2008. A Review of Recent Climate Variability and Climate Change in Southeastern Australia. *International Journal of Climatology*. 28. 859 - 879. 10.1002/joc.1627.
- Burgos, J.J., y N.R. Ledesma, 1942. Anomalías fenológicas en los árboles frutales durante el año 1939. *Rev. Arg. Agr.*, 9:295-309. Buenos Aires.
- Burgos, J.J., 1947. A cryokindynoscopic index useful in agroclimática researches, Servicio Meteorológico Nacional, Buenos Aires CIR/IMOT/T/305. C.A.M., Doc. N° 30. Toronto, Mimeg.
- Camiloni I. y V. Barros, 1995. Influencia de la isla urbana de calor en la estimación de las tendencias seculares de la temperatura en Argentina subtropical. *Geofísica Internacional*, 34 (2): 161-170.
- Cordero, E.; W. Kessomkiat, J. Abatzoglou & S. Mauget, 2009. The identification of distinct patterns in California temperature trends. *Clim. Change*. 108. 357-382. 10.1007/s10584-011-0023-y.
- Damario, E.A., 1969. Carta estimada de horas de frío de la República Argentina. *Rev. Fac. de Agr. y Vet.* La Plata. 17(2): 25-38.
- Damario, E.A. y A.J. Pascale, 1995. Nueva carta agroclimática de horas de frío en la Argentina. *Rev. Facultad de Agronomía*. 15 (2-3):219-225.
- Damario, E.A.; A.J. Pascale y C.A. Bustos, 1998. Método simplificado para la estimación agroclimática de “horas de frío” anuales. *Rev. Facultad de Agronomía*, 18 (1-2): 93-98.
- Damario, E.A.; A.J. Pascale y R.O. Rodríguez, 2008. Nueva fórmula para la estimación agroclimática de las horas de frío. *Rev. Facultad de Agronomía*, 28 (2-3): 139-144.
- El Yaacoubi, A.; G. Malagi, A. Oukabli, M. Hafidi, & J. Legave, 2014. Global warming impact on floral phenology of fruit tree species in Mediterranean region. *Scientia Horticulturae*. 180. 10.1016/j.scienta.2014.10.041.
- Gariglio, N.F.; R. A. Pilatti y M. Agusti Fonfría, 2007. Requerimientos ecofisiológicos de los árboles frutales. En *Árboles Frutales: ecología, cultivo y aprovechamiento*. Editor Gabriel O. Sozzi p. 85-103. Editorial Facultad de Agronomía, 1ª Edición 849 pp.
- Garza Gutierrez, R., 1970. Descripción e importancia del descanso y letargo en árboles frutales caducifolios. *Fitotécnica Latinoamericana*. 7(1):35-55.
- INTA, 1999. Instituto de Economía y Sociología. Informe del Partido de San Pedro, 25 pp.
- INTA, 2013. Relevamiento de la actividad frutihortícola en el noreste de la Provincia de Buenos Aires. Antonio Ángel; Fernando López Serrano; Yanina Paggi. EEA San Pedro.
- INTA, 2019. Valores promedios de la serie histórica 1965-2018. Tec. Agr. Raúl H. Uviedo. Agrometeorología. Ing. Agr. Mg. Carlos Zanek. Agrometeorología. Ministerio de Agroindustria. Presidencia de la Nación.
- Ledesma, N.R., 1950. Frío invernal insuficiente en los árboles de follaje caduco. *Revista Facultad de Agronomía de La Plata*. 27: 5-20.
- Ledesma, N.R., 1951. La floración del duraznero y su relación con las temperaturas de invierno y primavera. *Meteoros*, 1(1):73-90.
- Maio, S., 2012. La influencia de la temperatura invierno-primaveral en el crecimiento y desarrollo de los frutales criófilos. Tesis de maestría, Universidad de Buenos Aires, Buenos Aires. Argentina.
- Marengo, J. & C. Camargo, 2008. Surface air temperature trends in Southern Brazil for 1960–2002. *International Journal of Climatology*. 28. 893 - 904. 10.1002/joc.1584.
- Nightingale, G.T. and M.A. Blake, 1934. Effects of temperature on the growth and composition of Stayman and Baldwin apple tree. *N.J. Agr. Exp. Sta. Bull* 566.
- Parton, H.J. y J.A. Logan, 1981. A model for diurnal variation in soil and air temperatures. *Agric. Met.* 23: 205-216.
- Pascale, A.J. y E. A. Damario, 1958. Fecha de floración en frutales y probabilidad de daño por heladas. Congreso Frutícola Argentino. *Actas*: 103-118. Cipolletti, Río Negro.

- Pascale, A.J. y R. A. Ruggiero, 1963. Exigencia en bajas temperaturas durante el período de descanso de los ciruelos cultivados en Buenos Aires. *IDIA*, 184:35-45.
- Pascale, A.J.; E. A. Damario y C.A. Bustos, 1997. Índice de peligrosidad de heladas primaverales en frutales según fecha de floración. *Rev. Facultad de Agronomía*, 17(1): 25-30.
- Pascale, A.J.; E. A. Damario y C.A. Bustos, 1997. b) Aumento de las temperaturas mínimas invierno-primaverales en el Alto Valle del Río Negro en los últimos 90 años. *Rev. Facultad de Agronomía*, 17(1):127-131.
- Pascale, A.J.; E. A. Damario y S. Maio, 2001. Reducido riesgo de daño por heladas primaverales en dos zonas frutícolas del sur de Brasil. *Revista Brasileira de Agrometeorología*, 9(2): 325-332.
- Pascale, A.J.; E. A. Damario y J. Gastiazoro Bletter, 2003. Aptitud Agroclimática Actual de Cinco Saltos (Río Negro, Argentina) para el cultivo del manzano. XIII Congreso Brasileiro de Agrometeorología, Santa Maria RS, Brasil. *Anais* (1): 567-568.
- Pascale, A.J. y E. A. Damario, 2004. Bioclimatología agrícola y agroclimatología. *Ed. Facultad de Agronomía*, UBA. 550 pp.
- Rebetez, M. & M. Reinhard, 2008. Monthly air temperature trends in Switzerland 1901–2000 and 1975–2004. *Theoretical and Applied Climatology*. 91. 27-34. 10.1007/s00704-007-0296-2.
- Ruggiero, R.A., 1955. La floración del manzano y su relación con las temperaturas invernales en el Alto Valle del Río Negro. *Meteoro*, año 5 n° 3, Buenos Aires.
- Salmi, T.; A. Määttä, P. Anttila, T. Ruoho-Airola & T. Amnell, 2002. Detecting trends of annual values of atmospheric pollutants by the Mann-Kendall test and Sen's slope estimates –the Excel template application MAKESENS. Publications on Air Quality. No 31.
- Secretaría de Ambiente y Desarrollo Sustentable de la Nación, 2014. Tercera Comunicación Nacional sobre Cambio Climático. "Cambio Climático en Argentina; Tendencias y Proyecciones" (Centro de Investigaciones del Mar y la Atmósfera). Buenos Aires, Argentina.
- Sozzi, G.O.; N.F. Gariglio y M.I. Figueroa De Orell, 2007. Dormición en árboles frutales de hojas caducas. En *Árboles Frutales: ecología, cultivo y aprovechamiento*. Editor Gabriel O. Sozzi p. 85-103. Editorial Facultad de Agronomía, 1ª Edición 849 pp.

Factibilidad agroclimática del cultivo de quinoa en Chilecito, La Rioja (Argentina), para dos fechas de siembra

A. E. Veliz, A. C. Prósperi y L. B. Spescha

RESUMEN

La quinoa (o quinua), *Chenopodium quinoa Willd.*, cultivo ancestral de las comunidades andinas sudamericanas, de la familia Chenopodiaceae, es una especie con alto valor nutricional destinada al autoconsumo, principalmente en la Puna, aunque con reducida difusión en el resto del país. La Administración Nacional de Medicamentos, Alimentos y Tecnología Médica (ANMAT) incorporó las especificaciones de la quinoa en el Código Alimentario Nacional. En este contexto, productores y técnicos están evaluando la posibilidad de incorporar la quinoa variedad Real Blanca entre las producciones de la economía familiar en Chilecito, provincia de La Rioja. El objetivo de este análisis fue realizar una caracterización agroclimática de Chilecito con el fin de evaluar la posibilidad del cultivo de quinoa en dos fechas de siembra; se evaluaron la precipitación, las temperaturas, las heladas y la disponibilidad de agua del suelo. Del análisis de las disponibilidades agroclimáticas en función de las exigencias bioclimáticas del cultivo en las distintas fechas de siembra –marzo y diciembre–, se observa que la fecha de siembra de diciembre, con período crítico de floración en marzo, con provisión de riego suplementario podría ser una buena alternativa de manejo para una producción aceptable, aunque sea destinada para el auto consumo.

Palabras clave: *Chenopodium*; adversidades; agroclima.

A. E. Veliz, A. C. Prósperi and L. B. Spescha, 2020. Agroclimatic feasibility of quinoa cultivation in Chilecito, La Rioja (Argentina), for two dates of planting. RADA XI: 55-61

SUMMARY

Quinoa or quinua, *Chenopodium quinoa Willd.*, ancestral crop of the Andean communities of South America, belonging to the Chenopodiaceae family, is a species with high nutritional value destined for self-consumption, mainly in the Puna, although with reduced diffusion in the rest of the country. The National Administration of Drug, Food and Medical Technology (ANMAT) incorporated the specifications of quinoa into the National Food Code. In this context,

producers and technicians are evaluating the possibility of incorporating the Real Blanca quinoa variety among the productions of the family economy in Chilecito, province of La Rioja. The objective of this analysis was to carry out an agro-climatic characterization of Chilecito in order to evaluate the possibility of cultivating quinoa on two sowing dates; rainfall, temperatures, frosts and soil water availability were evaluated. From the analysis of the agroclimatic availabilities based on the bioclimatic requirements of the crop in the different sowing dates –March and December–, it is observed that the sowing date of December, with a critical flowering period in March, with provision of supplementary irrigation, could be a good management alternative for an acceptable production, even if it is intended for self-consumption.

Key words: *Chenopodium*; adversities; agroclimate.

A. E. Veliz y L. B. Spescha: Universidad de Buenos Aires. Facultad de Agronomía. Departamento de Recursos Naturales y Ambiente. Cátedra de Climatología y Fenología Agrícolas. Av. San Martín 4453, CABA (C1417DSE), Argentina. A. C. Prósperi: Ministerio de Agricultura Ganadería y Pesca de la Nación. Secretaría de Agricultura Familiar, Campesina e Indígena. San Nicolás de Bari oeste 956 - 1er. Piso, La Rioja (F5300), Argentina. Correspondencia a: veliz@agro.uba.ar

INTRODUCCIÓN

En Argentina, la quinoa es un cultivo endémico de la Puna jujeña, aún incipiente en su carácter comercial, aunque existen experiencias registradas en varias provincias del norte del país y en algunas localidades de Buenos Aires, San Juan y la Patagonia (Braude y Caminetsky, 2015).

Existen en el país diversos grupos de técnicos pertenecientes a organismos oficiales como la Secretaría de Agricultura Familiar, Campesina e Indígena, INTA o Cambio Rural que, en su trabajo de extensión, asesoran a productores de pequeña escala, relacionados a la agricultura familiar, en la recuperación e incorporación en la dieta de cultivos propios de alto valor nutricional, como la quinoa, con el objetivo de promocionar la autoproducción de alimentos en el marco de la soberanía alimentaria.

En La Rioja se está tratando de introducir este cultivo diversificando así las producciones de los pequeños productores. Las producciones familiares de Chilecito dependen del riego. Los sistemas de riego aplicados en la zona corresponden a riego por surco y melgas, de baja eficiencia (Miguel, 2018), considerando que en verano este recurso se destina principalmente a la vid, olivo, frutales, forrajes y hortalizas (Boiry, 2008). Se utiliza principalmente riego superficial por gravedad, con sistematización basada en la experiencia del productor.

En Guandacol, al sur de La Rioja, se realizaron ensayos con fecha de siembra 3 de diciembre

aplicando riego por surco cada 8 días en promedio, aunque se redujo a 5 en tiempos de alta evapotranspiración (Cuello *et al.*, 2015).

Existen también antecedentes sobre ensayos realizados en Maimara, provincia de Jujuy, con tres fechas de siembra - 1 de octubre, 20 de noviembre y 23 de enero- (Agüero *et al.*, 2018), que indican que, a medida que se atrasa la fecha de siembra, disminuye el consumo de agua. Mientras que en Abrapampa, Puna jujeña, para proveer humedad suficiente en el perfil del suelo, se aplicó riego por goteo 30 días antes de la siembra, lo que permitió mantener el suelo del cultivo a capacidad de campo.

En Catamarca se realizaron ensayos con fechas de siembra en noviembre y enero (Brizuela *et al.*, 2015).

En los años 2009 y 2010 se realizaron ensayos de diversas variedades en localidades de las provincias de Jujuy y Salta, en tres fechas de siembra: temprana en julio de 2009, convencional en octubre de 2009 y tardía en enero de 2010 (Curti *et al.*, 2016).

A pesar de ser la quinoa una especie tolerante a la falta de agua en el suelo, al inicio del cultivo tiene que asegurarse un contenido mínimo de humedad edáfica que permita una germinación y emergencia pareja del cultivo, no obstante, un período prolongado de sequía puede causar la pérdida total de la plantación.

Otra adversidad importante de evaluar es la probabilidad de ocurrencia de heladas durante las etapas de mayor sensibilidad, floración y llenado

de grano, por lo que este período crítico debe transcurrir durante el período libre de heladas.

El objetivo de este análisis fue realizar es realizar una caracterización agro climática de Chilecito con el fin de evaluar la posibilidad del cultivo de quinoa en dos fechas de siembra.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se utilizaron datos diarios de precipitación y temperatura para el periodo 1983-2018 de la estación Chilecito Aero (29°S, 67°W, 945m snm), perteneciente al Servicio Meteorológico Nacional (SMN).

Los datos fenológicos del cultivo corresponden a una experiencia piloto de siembra de la Var. Real Blanca realizada en marzo y diciembre de 2013, en cuatro localidades del Departamento de Chilecito, provincia de La Rioja, Sañogasta, Anguinán, Guanchín y Tilimuqui (Veliz *et al.*, 2015), cuya ubicación se observa en la Figura 1. El siguiente año, en el marco de experiencias productivas en el oeste de La Rioja, nuevamente se realizó un ensayo con fecha de siembra en diciembre y en marzo por trasplante a partir de almácigos (Dávila y Calahorra, 2015).

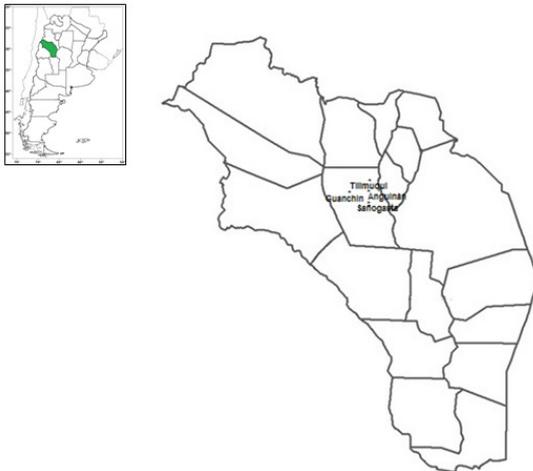


Figura 1: Localidades donde se realizaron los ensayos en el Departamento de Chilecito, La Rioja.

Se realizó la caracterización agroclimática de la precipitación, computándose los siguientes índices meteorológicos: precipitaciones mensuales de cada año de la serie, precipitaciones anuales, los índices climáticos: precipitaciones mensuales medias, con lo cual se establece el régimen, y la precipitación anual media.

Se calculó el balance hidrológico diario para el período 1983-2018 mediante el software BOHA (Fernández Long *et al.*, 2012). Se estimó la evapotranspiración potencial diaria (ETP) con la metodología desarrollada por Frère (1972).

Se calculó la evapotranspiración del cultivo ETC (Ecuación 1) teniendo en cuenta el coeficiente del cultivo (kc) (Allen *et al.*, 1998).

$$ETC = ETP * kc \text{ (Ec. 1)}$$

Las necesidades de agua de los cultivos, generalmente, se estiman a partir del coeficiente de cultivo y de la evapotranspiración potencial, el primero de los cuales es un valor morfo-fisiológico propio de cada cultivo, y el segundo una variable que depende del clima de una zona (Choquecallata *et al.*, 1991). De acuerdo a los ensayos correspondientes a las dos fechas de siembra, una en marzo y la otra en diciembre, se simularon los kc para el ciclo del cultivo teniendo en cuenta la fenología de la quinoa (Mujica y Canahua, 1989), la información bibliográfica y los datos de los ensayos (García *et al.*, 1999), (Geerts *et al.*, 2008) y tomando un valor de kc 1,09 en el período crítico de floración (Choquecallata *et al.*, 1991).

Con respecto a los coeficientes hídricos, se consideró capacidad de campo (CC) 200 mm hasta un metro de profundidad y punto de marchitez permanente (PMP) 135 mm, valores correspondientes a suelos Torriorthent característicos de Chilecito.

Se calcularon las variables hídricas de humedad del suelo determinado el nivel de sequía absoluta (NSA) menor al PMP, y el nivel de sequía condicional (NSC), que corresponde al 50% del agua útil (Forte Lay y Spescha, 2000), de 167 mm. En función de los resultados del balance hidrológico se determinó la probabilidad de las situaciones hídricas obtenidas para los meses de ambas fechas tanto de siembra y como de floración. Si bien la quinoa es una planta eficiente en el uso del agua a pesar de ser una planta C3, con mecanismos que le permiten no solo escapar al déficit hídrico sino tolerar y resistir la sequía, es necesario que la humedad del suelo alcance el 75% del agua útil para su cultivo. Es por ello que se obtiene una mejor producción en años y lugares secos que en húmedos (García *et al.*, 1999).

También se calculó el régimen agroclimático de heladas meteorológicas y agrometeorológicas.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La marcha anual de la temperatura media en Chilecito (Figura 2) muestra que, para ambas fechas de siembra –diciembre y marzo- la quinoa

se comporta como una especie paratermocíclica (Burgos, 1952). La temperatura media adecuada para la quinoa está alrededor de 15-20 °C, sin embargo, se ha observado que con temperaturas medias de 10°C se desarrolla perfectamente el cultivo, así mismo ocurre con temperaturas medias y altas de hasta 25°C, prosperando adecuadamente (Gómez Pando y Aguilar Castellanos, 2016). Por lo tanto en Chilecito no se presentan limitaciones.

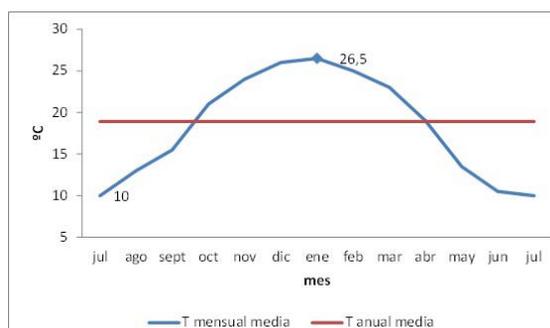


Figura 2: Marcha anual de la temperatura mensual media en Chilecito período 1983-2018.

En la época de floración la quinoa es sensible a las heladas (Mujica y Canahua, 1989). La caracterización agroclimática de las heladas meteorológicas y agrometeorológicas (definidas con un umbral térmico de 3°C) en Chilecito para el período 1989-2013 se resume en la Tabla 1.

Considerando tanto las fechas medias de primera helada meteorológica (27/5) como agrometeorológica (7/5) y sus respectivos desvíos (18,5 y 14,5 días), si la siembra se realiza en diciembre, la floración, fase extremadamente sensible a esta adversidad, se cumpliría a comienzos de marzo, con casi nula probabilidad de ser afectada; en cambio el riesgo es elevado si se siembra a principios de marzo, ya que la floración se produciría promediando el otoño: la probabilidad

Tabla 1: Caracterización agroclimática de las heladas meteorológicas y agrometeorológicas.

VARIABLE	FPH*	FUH*	PLH*	FREC*
	Agro Met	Agro Met	Agro Met	Agro Met
Valores medios	7/5	27/5	22/9	29/8
Desvío estándar	14,8	18,5	16,8	14,8
Extremos	11/4	8/11	21/9	
Año de ocurrencia	1995	2004	1989	

*FPH: fecha de primera helada; *FUH: fecha de última helada;

*PLH: período libre de heladas; *FREC: frecuencia de días con heladas anuales.

de ocurrencia de helada meteorológica para esa fecha es del 52% y aumenta al 85% si se consideran las heladas agrometeorológicas.

En las Figura 3 se observan la precipitación anual a través de las precipitaciones durante los semestres cálido y frío desde 1983 a 2018, la precipitación anual media y la tendencia decreciente de la serie analizada, lo que indica una disminución progresiva de las precipitaciones a través de los años. Ello se debe a la disminución de las lluvias en el semestre cálido, a pesar que se mantienen prácticamente constantes durante el semestre frío. También puede observarse que durante el mismo período el número de días con precipitación (pp diaria mayor o igual a 0,1 mm) también disminuye (Figura 4).

La caracterización climática de la precipitación para el período (1983-2018) indica que la precipitación media anual es de 183 mm. El 66% de la precipitación ocurre en verano, el 21 % en otoño y el 13% restante en primavera e invierno (Tabla 2).

En la Figura 5 se observa el régimen de precipitaciones con su marcada estacionalidad en los meses cálidos, con un promedio de 120 mm acumulado durante el trimestre estival y con casi 7 mm en invierno.

Durante el trimestre anterior a la fecha de siembra de marzo, las precipitaciones acumuladas promedian los 120 mm y durante el trimestre anterior a la segunda fecha, 18,3 mm.

El cultivo requiere 200 mm (Choquecallata *et al.*, 1991) para completar su ciclo y es muy sensible al déficit hídrico al comienzo de floración, por lo tanto con una precipitación media anual de 183 mm y con un régimen de tan marcada estacionalidad se infiere que el cultivo de quinoa debería regarse.

En la Figura 6 se observa la simulación del kc para ambas a fechas de siembra. En las Figuras 7 y 8 se presenta la marcha anual del almacenaje medio resultado del balance de agua en el suelo para el período 1983-2018 para los ciclos del cultivo sembrado en diciembre y en marzo; puede observarse que el almacenaje nunca supera la CC, ni siquiera en períodos de corta duración, y generalmente se mantiene por debajo del NSC.

Tabla 2: Distribución estacional de las precipitaciones.

ESTACIÓN	Pp (mm)	Pp (%)
VERANO	119,5	65,4
OTOÑO	38,3	21,0
PRIMAVERA	18,3	10,0
INVIERNO	6,3	3,6

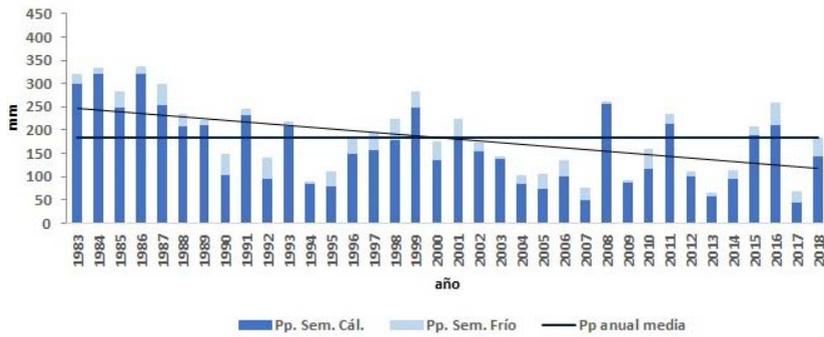


Figura 3: Precipitaciones en los semestres cálido y frío (precipitación anual) y precipitación anual media en Chilecito (La Rioja).



Figura 4: Días con precipitación mayor o igual a 0,1 mm.

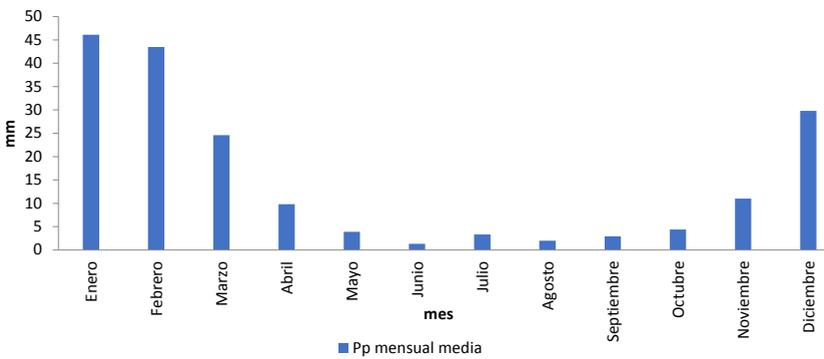


Figura 5: Precipitación mensual media en Chilecito (La Rioja).

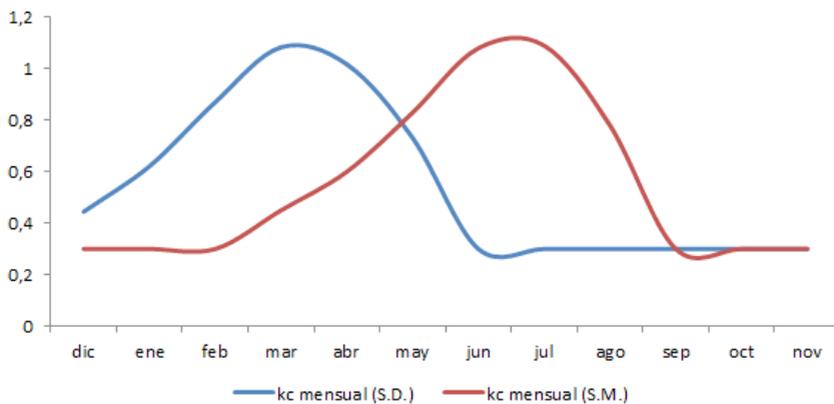


Figura 6: Curvas kc para fechas de siembra diciembre y marzo.

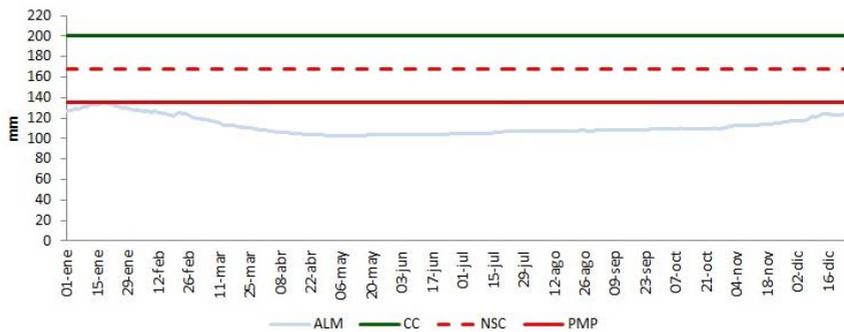


Figura 7: Balance de agua en el suelo para ciclo cultivo diciembre-mayo.

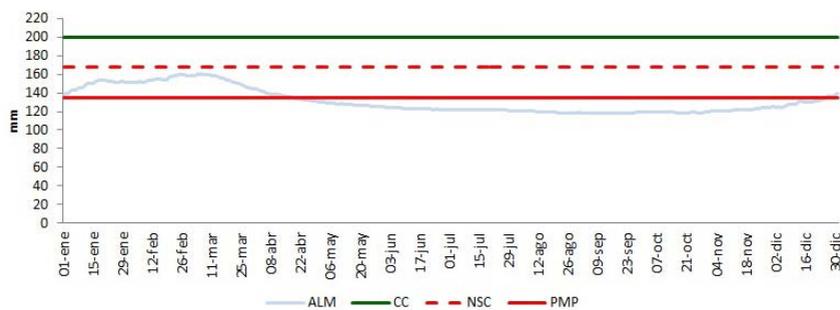


Figura 8: Balance de agua en el suelo para ciclo cultivo marzo-agosto.

Por lo tanto, una de las decisiones más importantes que debe tomar un productor es cuándo regar y cuánta agua aplicar al cultivo. Los productores en La Rioja toman estas decisiones de acuerdo con su criterio por lo tanto es de fundamental importancia desarrollar una técnica objetiva que permita la programación del riego.

Para ello se evalúan los meses de marzo y mayo, que son las fechas estimadas de floración para cultivos sembrados en diciembre y marzo, respectivamente. Se observa que si se empieza a regar hasta que el almacenaje alcance el NSC, se debería aplicar 48 mm o 42 mm, lo que equivale a 48 y 42 L/m² respectivamente, en las fechas medias de floración analizadas. Sin embargo, aunque la lámina de riego necesaria sea levemente menor para el cultivo que florece en mayo, hay que tener en cuenta que existe una probabilidad de 52% de helada meteorológica y 85% de helada agrometeorológica en la fecha media de floración, lo que configura un altísimo riesgo. Por el contrario no hay riesgo de ocurrencia de esta adversidad para los cultivos sembrados en diciembre y con fecha de floración en marzo.

CONCLUSIONES

A partir de los resultados obtenidos se puede concluir que, a pesar de tratarse de una especie rústica y con buena adaptación a diferentes condiciones ambientales, la quinoa no prosperará adecuadamente para su cultivo en Chilecito, si no se tienen en cuenta en la floración el riego suplementario y las heladas.

Por lo tanto de acuerdo al análisis a realizado se sugiere sembrar en diciembre y aplicar 48 mm lo que equivale a 48l/m² en el mes de la floración.

Se descarta la siembra de marzo pues si bien la disponibilidad de agua es mejor, la floración ocurriría en mayo, mes con alta probabilidad de heladas.

Por lo tanto, la fecha de siembra de diciembre, con período crítico de floración en marzo, con provisión de riego suplementario podría ser una buena alternativa de manejo para una producción aceptable, aunque sea destinada para el auto consumo.

BIBLIOGRAFÍA

- Agüero, J.J.; M.M. Acreche y J.M. Aguiar, 2018. Manejo del cultivo de la quinua en la Quebrada de Humahuaca, Jujuy, Argentina: fecha de siembra y marco de plantación. En Producción Institucional Proyecto regional «Fortalecimiento de los procesos de desarrollo territorial de la Quebrada de Humahuaca y los valles de altura de Salta y Jujuy». INTA Ediciones. Salta, Argentina. pp. 98-106.
- Allen, R.G.; L.S. Pereira, D. Raes and M. Smith, 1998. Crop evapotranspiration - Guidelines for computing crop water requirements. Irrigation and Drainage Paper N°56, Roma. 300 pp.
- Boiry, L., 2008. Informe final del estudio de impacto ambiental. ESTUDIO: 1. EE. 209. Programa de Readecuación de los Sistemas de Riego Superficiales y de Intensificación Productiva. Provincia de La Rioja. PROSAP-IICA (OEA). SAGPYA. Ministerio de Economía y Producción. Rca. Argentina. 111 pp.
- Braude, H. L. y J. Caminetsky, 2015. ¿Hacia dónde va la quinua en Argentina? Escenarios, estrategias de desarrollo y desafíos de la política pública en base a las experiencias de Bolivia y Perú. Libro Final V Congreso mundial de quinoa y II Simposio de granos andinos. San Salvador de Jujuy, Argentina. p. 31.
- Brizuela, L.; P. Yapura y R. Saracho, 2015. La quinua en Cóndor Huasi. Libro Final V Congreso mundial de quinoa y II Simposio de granos andinos. San Salvador de Jujuy, Argentina. p. 58.
- Burgos, J. J., 1952. El termoperiodismo como factor bioclimático en el desarrollo de los vegetales. Meteoros. Año II, N° 3/4.
- Choquecallata, J.; J. Vacher; T. Fellmann, y E. Imaña, 1991. Evapotranspiración máxima del cultivo de la quinua por lisimetría y su relación con la evapotranspiración potencial en el Altiplano boliviano. Actas del II Congreso de cultivos andinos. La Paz, Bolivia.
- Cuello S.; L. Brac; R. Soulé y V. Calbo, 2015. Seguimiento del comportamiento agronómico de un cultivar de quinua en el Valle del Bermejo, La Rioja, Argentina. Libro Final V Congreso mundial de quinoa y II Simposio de granos andinos. San Salvador de Jujuy, Argentina. p. 66.
- Curti, R.; A. de la Vega; A. Andrade; S. Bramardi and H. Bertero, 2016. Adaptive responses of quinoa to diverse agro-ecological environments along an altitudinal gradient in North West Argentina. Field Crop Research, vol. 189: 10 – 18.
- Dávila Cruz, G. y M. A. Calahorra, 2015. Experiencia productiva de quinoa en la zona oeste de la provincia de La Rioja. Libro Final V Congreso mundial de quinoa y II Simposio de granos andinos. San Salvador de Jujuy, Argentina. p. 67.
- Fernández Long, M.E.; L. Spescha; I. Barnatán y G. M. Murphy, 2012. Modelo de balance hidrológico operativo para el agro (BHOA). Revista Agronomía y Ambiente. FAUBA. 32(1-2): 31-47
- Forte Lay, J.A. y L. Spescha. 2000. Método para la estimación de la climatología del agua edáfica en las provincias pampeanas de la Argentina. Revista Argentina de Agrometeorología 1(1): 67-75.
- Frère, M., 1972. "A method for the practical application of the Penman formula for the estimation of potential evapotranspiration and evaporation from free water surfaces". FAO - AGP: AS/1972/2, Roma.
- García, M.; D. Raes and S. Jacobsen, 1999. Análisis de la evapotranspiración de referencia en el Altiplano Boliviano y Determinación de los Requerimientos de Riego de Quinoa (*Chenopodium Quinoa Willd*). En Fernández, J., A. Mujica, S. Jacobsen, J. Marathee y C. Morón (Eds.): Memorias Primer Taller Internacional en Quinoa: Recursos Genéticos y Sistemas de Producción. FAO. La Molina, Lima, Perú.
- Geerts, S; D. Raes; M. García; O. Condori; J. Mamani; R. Miranda; J. Cusicanqui; C. Taboada; E. Yucra y J. Vacher, 2008. Could deficit irrigation be a sustainable practice for quinoa (*Chenopodium quinoa Willd.*) in the Southern Bolivian Altiplano. Agricultural Water Management 95 (8): 909-917.
- Gómez Pando, L y Aguilar Castellanos, E., 2016. Guía del cultivo de la quinua. 2da edición. ISBN 978-92-5-309069-3 FAO. Edición Universidad Nacional Agraria La Molina. Lima, Perú. 130 pp.
- Miguel, R. E., 2018. Explotación intensiva de agua subterránea, producción agropecuaria y dependencia energética. El caso del valle central de la Cuenca Antinaco-Los Colorados, Argentina. En: Diálogo Regional Político-Técnico sobre el Nexa entre el Agua, la Energía y la Alimentación. CEPAL.
- Mujica, A. y A. Canahua., 1989. Fases fenológicas del cultivo de la quinua (*Chenopodium quinoa Willdenow*). En: Curso Taller, Fenología de cultivos andinos y uso de la información agrometeorológica. Salcedo, 7-10 agosto, INIAA, EEZA-ILLPA, PICA, PISA. Puno, Perú. pp: 23-27.
- Veliz, A.; L. Spescha y A. Prósperi, 2015. Oportunidad de siembra de quinoa en Chilecito: La problemática hídrica. Libro Final V Congreso mundial de quinoa y II Simposio de granos andinos. San Salvador de Jujuy, Argentina. p. 126.

Evaluación fotogramétrica de la longitud del mesocótilo de híbridos de maíz para su utilización en modelos de simulación

A. D. Blasón, A. Mollá Kralj, M. B. Barrios y R. O. Rodríguez

RESUMEN

Durante la germinación del maíz (*Zea mays* L.) la porción media del embrión, conocida como mesocótilo, es la encargada de elevar al coleoptilo a la superficie. Para modelar este proceso durante el subperiodo germinación-emergencia es necesario asumir que la plántula incrementa el largo del mesocótilo en función de la temperatura, la humedad del medio y de su longitud previa antes de agotar sus reservas. El objetivo planteado es conocer si la longitud embrional del mesocótilo del maíz, o longitud inicial de modelado, presenta diferencias significativas intra e inter híbridos comerciales, en procura de mejorar el modelamiento de la etapa inicial del cultivo. Se indagó sobre la población de híbridos comerciales en Argentina durante el periodo 1964 al 2019, tomando aleatoriamente una muestra representativa sobre la que se realizó el estudio de la longitud mediante una técnica fotogramétrica. Resultó destacable que la longitud embrional del mesocótilo del maíz puede considerarse como una magnitud significativamente invariable de 1,78 mm (+/- DE = 0,01). Emplear una longitud de mesocótilo seminal constante simplifica su aplicación en modelos de simulación de cultivos, y evita incorporar la información particular de cada híbrido.

Palabras clave: Embrión, medición, modelamiento, fotografía digital.

A. D. Blasón, A. Mollá Kralj, M. B. Barrios and R. O. Rodríguez, 2020. Photogrammetric assessment of the mesocotyl length of corn hybrids for use in simulation models. RADA XI: 63-70

SUMMARY

During the germination of corn (*Zea mays* L.) the middle portion of the embryo, known as mesocotyle, is responsible for raising the coleoptyle to the land surface. To model the germination-emergence sub-period process, it is necessary to assume that a seedling increases its elongation as a function of temperature, humidity of the medium and its previous length before it exhausted its reserves. The aim of this investigation is to know if the embryonic length of the maize mesocotyle, or initial modeling length, presents significant differences between intra and inter commercial hybrids, in view of improve over the initial modeling of the crop. The population of commercial hybrids in Argentina was investigated during the period 1964 to 2019, taking from it a representative random sample on which the length study was carried out using

a photogrammetric technique. The embryonic length of the maize mesocotyle can be considered as a significantly invariant magnitude of 1.78 mm (\pm SD = 0,01). Using this value as a constant in crop simulation models simplifies its application, avoiding the incorporation of this particular information for each hybrid.

Key words: Mesocotyle, length, hybrids, modeling, photogrammetry.

A. D. Blasón y R. O. Rodríguez: *Cátedra de Agrometeorología, Facultad de Ciencias Agrarias, Universidad Nacional de Lomas de Zamora. Ruta 4, km. 2, Llavallol (1836), Lomas de Zamora, Buenos Aires, Argentina. Tel. 0114 2826263/7905.* A. Mollá Kralj: *Cátedra de Ecología y Fitogeografía.* M. B. Barrios: *Cátedra de Edafología. Correspondencia a: adblason@yahoo.com*

El maíz (*Zea mays* L.) presenta un alto potencial de crecimiento y rendimiento, pero con restringida elasticidad frente a factores ambientales de estrés. Por este motivo, el cultivo cuenta con una gran capacidad de respuesta biológica a un manejo adecuado, como el riego y la aplicación de fertilizantes e insumos en general (Andrade, 1996).

El grano de maíz, botánicamente considerado cariopse, presenta formas variadas dependiendo de su ubicación en la espiga y a la raza a la cual pertenezca. A pesar de esto, en todos los frutos de una misma inflorescencia, el embrión no muestra variaciones en su tamaño (Andrade, 1996). En la porción media del embrión y coincidente en longitud al espacio entre escotaduras, encontramos al mesocótilo (Figura 1); órgano encargado, al momento de la germinación, de elevar al coleoptilo a la superficie.

El alargamiento del mesocótilo desde germinación a emergencia, es dependiente de su tasa de elongación; la cual se ve influenciada principalmente por su desarrollo previo y por la condición de temperatura y humedad del suelo en que transcurre.

Del ambiente térmico a nivel de energía bioquímica como cofactor de procesos, en tanto que la nueva plántula responde en función de la temperatura circundante (Blasón *et al.*, 2002/03), para su modelamiento se puede considerar mediante un índice en relación a las temperaturas cardinales del cultivar y del propio medio de siembra.

La influencia de naturaleza hídrica resulta del contenido de agua disponible del suelo circundante a las raíces y pelos absorbentes de la plántula, por

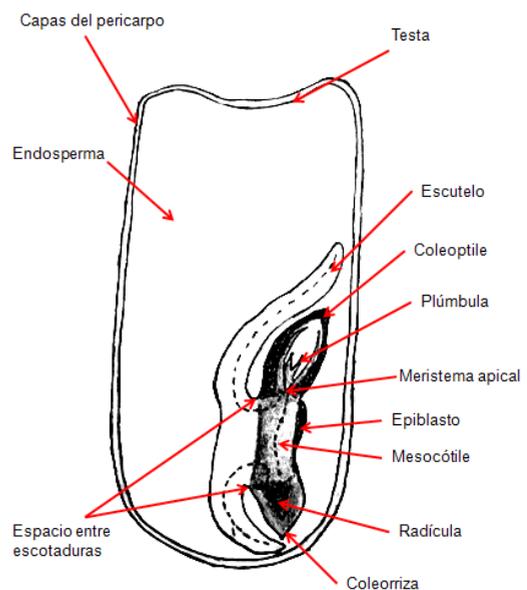


Figura 1: Estructura del embrión de maíz.

donde deberá ser absorbida para cumplir con los procesos metabólicos de división y de turgencia celular fundamental durante su elongación.

La longitud del mesocótilo comienza a incrementarse desde un valor inicial (i_0) que se corresponde anatómica y fisiológicamente con el tamaño alcanzado por el mesocótilo del embrión dentro del grano embebido previo al proceso de germinación.

La modelación del proceso anteriormente mencionado asume que una plántula durante el

subperíodo germinación-emergencia incrementa su elongación según la temperatura y humedad del medio en función de su longitud antes de agotar sus reservas, sin considerar en este caso la impedancia del suelo (Blasón, datos no publicados).

Los modelos de simulación de cultivos han ganado prestigio y utilización en los últimos años (Archontoulis *et al.*, 2014; Battisti *et al.*, 2018; Hoogenboom *et al.*, 2019; etc.), debido a la simplificación experimental que brindan en relación a las buenas estimaciones logradas al evaluar diferencias producidas sobre el rendimiento y sus causas, como consecuencia del ambiente y el manejo como variables.

Las diferencias entre los modelos utilizados para representar el crecimiento, desarrollo y productividad del cultivo del maíz en particular, pero que alcanzan en forma similar a todos los cultivos, se basan en el tipo y complejidad de los procesos agrometeorológicos evaluados y representados numéricamente por cada uno de ellos. Entre los mismos, se destacan sistemas como el DSATT (Jones *et al.*, 2003), que cuenta con el modelo CERES-*maize* específico para maíz (Jones y Kiniry, 1986), siendo uno de los más completos y ampliamente conocido. Otros modelos de simulación son el EPIC (Williams *et al.*, 1989), RZWQM (Ahuja *et al.*, 2000), APSIM (Keating *et al.*, 2003), AQUA-CROP (Steduto *et al.*, 2009), MONICA (Nendel *et al.*, 2011), etc. Todos ellos con mayor o menor difusión son utilizados y se encuentran en continua evolución.

Por otra parte, en los últimos años con los notables avances tecnológicos se observó una enorme disponibilidad de mediciones digitales y registro de grandes volúmenes de información. En el dominio de la histología y la fenometría vegetal, diversas magnitudes como el color, forma, tamaño, etc. de diversos órganos y tejidos resultan ser determinaciones rutinarias en los trabajos de investigación. Las técnicas de medición tradicionales en general revisten un elevado grado de complejidad y laboriosidad; siendo en ocasiones costosas debido al equipamiento necesario.

El gran desarrollo en captura y procesamiento digital de imágenes, provee actualmente de nuevas herramientas de interpretación aplicables sobre fotografías digitales generadas con cámaras de uso corriente (de la Casa *et al.*, 2010 a,b; Purcell, 2000). La utilización de imágenes digitales para el análisis y el registro de datos, ofrece una alternativa viable, relativamente accesible y de fácil aplicación, conservando a su vez la posibilidad

de re-análisis de las muestras. A partir del uso de cámaras digitales, la fotogrametría permite la obtención de la información utilizada en los estudios fenológicos (fenoscópicos y fenométricos) y bioclimáticos, como así también para desarrollar modelos de crecimiento y desarrollo (Serritella *et al.*, 2014). Adicionalmente, la utilización de técnicas fotogramétricas en histología resulta de gran valor, debido a que permite aumentar la velocidad de medición y procesamiento, mientras que se reducen errores sistemáticos como la deshidratación de los tejidos en contraposición a las técnicas tradicionales.

La modelización de cultivos y en especial de aquellos que revisten mayor importancia económica, resulta una herramienta fundamental para llevar a cabo una apropiada planificación agrícola. El modelo como representante de una infinitamente compleja realidad nos resume adecuadamente según su enfoque y detalle las variables e interacciones de mayor influencia de esa realidad en el proceso que se esté considerando.

Para el caso de la modelación del nacimiento del cultivo de maíz, Blasón, *et al.*, 2002/03; hallaron experimentalmente que durante la fase de germinación la temperatura base y el tiempo térmico se mantienen constantes al evaluar distintas profundidades de siembra, resultando en promedio de 5,4 °C con un c.v. de 2,3 % y de 35,6 °Cd con un c.v. de 0,7 % para el híbrido ensayado. Por el contrario, en el sub período germinación-emergencia, la temperatura base, el tiempo térmico y la tasa térmica de elongación mostraron un incremento no lineal con la profundidad; lo que evidencia la falta de representación del modelo lineal al variar las constantes térmicas. Esto implica que esta etapa se cumple aceleradamente al menos cierto tiempo en el intento de la plántula por alcanzar la superficie para pasar a ser autótrofa y garantizar su supervivencia. Considerar esto hace posible introducir una mejora en la etapa inicial, comprendida en el sub período siembra-emergencia, pero resulta sensible a errores de pronóstico si el valor inicial no resulta correcto al aplicarlo a un modelo no lineal acumulativo.

La longitud del mesocótilo embrional es un valor inicial apropiado para este modelamiento, esto hace necesario y justifica caracterizar correctamente su valor medio y su variabilidad. Conocer si se comporta como constante o variable entre las semillas de un híbrido o entre híbridos es crucial dado que una pequeña variación en ella puede provocar un gran cambio en la predicción de longitud final de la plántula, lo cual se refleja principalmente en errores de pronóstico

para el momento de emergencia. De resultar constante el largo del mesocótilo embrional entre híbridos, implicaría una simplificación al modelar constante esta característica del maíz, en general consideradas como coeficientes genéticos (Jones y Kiniry, 1986; Boote, 1999).

Para que el estudio propuesto en este trabajo resultara verdaderamente representativo, se indagó sobre la población de híbridos comerciales disponibles en Argentina, utilizando para ello la base de datos del catálogo nacional de cultivares del Instituto Nacional de Semillas (INASE) durante su mayor periodo registrado (01/01/1964 al 31/07/2019), hallándose 1.367 híbridos de maíz, siendo el más antiguo precedente del año 1980.

Definida así la población a considerar, se procedió a realizar un muestreo aleatorio simple en dos pasos. En primer lugar, se sortearon entre el total antes mencionado 20 híbridos para confeccionar una pre muestra poblacional y posteriormente se procedió al ajuste del tamaño muestral (n), representativo de toda la población, mediante la correspondiente ecuación 1.

Para estimar al total de la población:

$$n = \frac{n_0}{1 + \frac{n_0}{N}} \quad (1)$$

Donde: $n_0 = \left(\frac{t \cdot S}{d}\right)^2$

Siendo:

n = tamaño mínimo muestral para estimar una población ajustada por su N .

n_0 = tamaño mínimo muestral para estimar una población desconociendo su tamaño.

N = tamaño de la población

t = valor tabular de la distribución t de Student, con grados de libertad igual al divisor de S^2 y con $(1-\alpha/2)$ como nivel de probabilidad.

S = desvío estándar obtenido de muestreos previos de la misma población.

d = margen de error permitido en la estimación, fijado por el experimentador. En este caso medio intervalo de confianza al 1%, expresado en mm (Pereyra *et al.*, 2003).

Las muestras de semillas obtenidas para su análisis no se encontraban calibradas por tamaño de siembra, por lo tanto, también representan las variaciones morfológicas existentes en los distintos estratos de las espigas de maíz.

Para realizar las mediciones se practicaron entre 70 y 90 cortes longitudinales de cariopses

por cada híbrido evaluado. Posteriormente observados con lupa manual, fueron separados 30 cortes por híbrido que mostraran claramente las estructuras a evaluar, eligiendo preferiblemente aquellos en donde los embriones se encontraban en la posición longitudinal óptima para su estudio. Debido a la dureza del pericarpo, fue necesario realizar un ablandamiento previo a la realización de los cortes, pero considerando que la imbibición no pusiera en marcha el proceso de germinación; para ello la técnica apropiada consistió en sumergir a los cariopses en agua en ebullición (aproximadamente 100 °C) durante 20 minutos.

Sobre las muestras a medir, se realizó una tinción directa y sin lavado posterior con "fast-green" diluido al 50% con agua desionizada (D'Ambrogio, 1986). Los tejidos embrionales conformados por pared primaria, adquirieron con esta técnica una coloración celeste-verdosa presentando el contraste necesario para ser fotografiados y medidos, ejemplo de esto puede ser apreciado en la Figura 2. Para minimizar el efecto de deshidratación desigual entre las muestras y la consecuente modificación de longitudes en el embrión, se realizaron simultáneamente el corte, la coloración y la captura digital de a diez frutos a la vez (Figura 3).



Figura 2: Cariopse luego de la tinción.



Figura 3: Toma de imagen de muestras simultaneas.

Las imágenes se tomaron utilizando una cámara digital sin zoom de 29 mm de distancia focal y con una resolución de 6,0 Mp (2112 x 2816 pixeles). Se sujetó la cámara a un soporte posicionando su lente hacia abajo paralela al plano horizontal a una distancia de 100 mm respecto a las muestras. En la misma condición se fotografió la escala (0 -150 mm) de un calibre tipo "Vernier o Pie de Rey" normalizado, la cual posteriormente se utilizó como referencia fotogramétrica para las mediciones sobre las fotografías de los cortes en la misma escala. Para ello habiendo tomado todas las fotografías de las muestras con un mismo instrumento y a distancia fija, se realizó en la misma condición las fotografías correspondientes al patrón. Esto último, permitió establecer la relación entre la unidad física de longitud y el número de pixeles, lo cual permitió medir rápidamente y con precisión todos los embriones. Por otra parte, se tomaron cinco fotografías adicionales al calibre durante distintos momentos del procesamiento de las muestras. Dicho procedimiento se realizó para corroborar que la escala se mantuvo invariable, garantizando así la estabilidad de la cámara fotográfica y la uniformidad de las imágenes obtenidas.

Las imágenes digitales fueron obtenidas originalmente en formato tipo JPEG, y posteriormente convertidas al formato RST, a los efectos de su análisis mediante el software IDRISI (Eastman, 1993). Utilizando la herramienta de medición de longitud "measure length" del software, se procedió a medir la longitud de los mesocótilos, trazando un vector por sobre el espacio correspondiente a la escotadura embrional de cada corte (Figura 4).



Figura 4: Medición fotogramétrica del mesocótilo embrional en un caripose de maíz.

Los análisis estadísticos fueron realizados con el software Infostat versión 2018 (Di Rienzo *et al.*, 2018).

La muestra poblacional resultó en el listado de 20 híbridos presentados en la Tabla 1, evaluando 30 cortes por híbrido para totalizar 600 casos observados.

Tabla 1: Nombre de los híbridos analizados.

Nº	Semillero	Híbrido	Origen
1	Cargill	Cargill 260	Argentina
2	Pioneer	35R58	Estados Unidos
3		BG6502Y	Argentina
4	Nidera	Nidera AX882HCL	Argentina
5		Nidera AX 7761 VT3P	Argentina
6		Nidera AX887GA21	Argentina
7	M.S. Technologies	STINE 9808E-20	Estados Unidos
8	Dow	Dow 2E464MXRR2	Argentina
9		F6050	Argentina
10	Syngenta	DUO 565PW	Argentina
11		126 TG PLUS	Brasil
12		SY900 VIPTERA3	Argentina
13	Pannar	PAN 6220 CL	Sudáfrica
14	Illinois	I-550VT3P	Argentina
15		799VT3P	Argentina
16	Tropicorn	AGRI-201	Argentina
17	Monsanto	DKB 390 YG	Brasil
18	Limagrín	LGSA 30853 VT3P	Argentina
19	Quimarsem	QUIMARSEM 518BT	Argentina
20	Dekalb	DK 648	Argentina

Dicha muestra resultó suficiente y mayor al tamaño mínimo representativo según fue estimado con la ecuación (1); el reducido tamaño muestral requerido fue debido a la muy baja variabilidad entre los valores observados; los parámetros de su cálculo son presentados en la Tabla 2.

Tabla 2: Parámetros utilizados para el ajuste del muestreo poblacional.

N	t (0,05)	S	d	n ₀	n
1367	2,10982	0,011556	0,01	5,944731	5,91899

El análisis de las medidas generales, arrojó un promedio igual a la mediana de la longitud embrional del mesocótilo del maíz de 1,78 mm; con un CV \leq 0,65 %, entre un valor mínimo de 1,76 y máximo de 1,81 mm., la frecuencia relativa para cada valor es presentada en la Figura 5.

Por otra parte, las medidas particulares por híbrido pueden observarse en la Tabla 3; y las diferencias existentes entre los promedios de cada híbrido y el promedio general se presentan en la Figura 6.

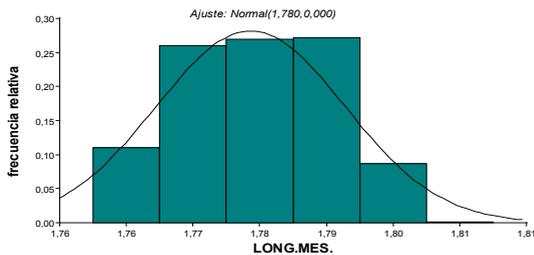


Figura 5: Frecuencia de las longitudes de los mesocótilos observados, y su ajuste teórico a una distribución normal con los parámetros calculados.

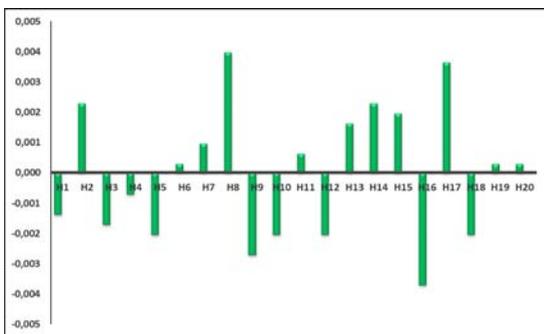


Figura 6: Gráfico de las diferencias de longitud del mesocotile embrional del maíz en milímetros para cada híbrido evaluado respecto de la media general del experimento (eje abcisas).

El análisis de la varianza es sensible a las propiedades estadísticas de los términos de error aleatorio del modelo lineal. Los supuestos tradicionales del ANOVA implican errores independientes, normalmente distribuidos y con varianzas homogéneas para todas las observaciones (Balzarini, 2008). Bajo estos supuestos, se realizó el test de Shapiro-Wilks, arrojando un valor $W^* = 0,97$ por lo que se acepta la normalidad de los datos. Un análisis más detallado que permite observar el alejamiento de cada dato respecto a su valor normalizado es presentado en la Figura 7, correspondiente a la gráfica de cuantiles de una normal. El cumplimiento de este supuesto para los datos muestrales obtenidos aleatoriamente, resulta importante pues garantiza robustez en el análisis de modelos de efectos aleatorios (modelo 2), los cuales nos habilitan a concluir sobre la totalidad de la población.

Para la validación del supuesto de homocedasticidad entre los híbridos se utilizó la prueba de Levene que arrojó un p -valor = 0,7053 indicando que los residuos absolutos de la longitud de los mesocótilos resultaron con varianzas homogéneas.

Al cumplirse con los supuestos planteados como requisitos necesarios para la robustez de resultados, permitió realizar un análisis de varianza para testear la hipótesis nula de igualdad de longitud entre los híbridos, no resultando rechazada, esto

Tabla 3: Medidas resumen particulares por Híbrido.

HIB.	Variable	n	Media	D.E.	Var(n-1)	CV	Mín	Máx	Mediana
1	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,6E-04	0,71	1,76	1,80	1,77
2	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,2E-04	0,61	1,76	1,80	1,78
3	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,8E-04	0,74	1,76	1,80	1,78
4	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,1E-04	0,60	1,76	1,80	1,78
5	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,4E-04	0,67	1,76	1,81	1,78
6	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,7E-04	0,74	1,76	1,80	1,78
7	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,2E-04	0,62	1,76	1,80	1,78
8	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,1E-04	0,60	1,76	1,80	1,79
9	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,4E-04	0,66	1,76	1,80	1,78
10	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,2E-04	0,62	1,76	1,80	1,78
11	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,3E-04	0,65	1,76	1,80	1,78
12	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,1E-04	0,59	1,76	1,80	1,78
13	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,6E-04	0,70	1,76	1,80	1,78
14	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,5E-04	0,70	1,76	1,80	1,78
15	LONG.MES.	30	1,78	0,01	9,0E-05	0,53	1,76	1,80	1,78
16	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,2E-04	0,62	1,76	1,79	1,78
17	LONG.MES.	30	1,78	0,01	8,5E-05	0,52	1,77	1,80	1,79
18	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,4E-04	0,66	1,76	1,80	1,78
19	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,7E-04	0,74	1,76	1,80	1,78
20	LONG.MES.	30	1,78	0,01	1,2E-04	0,63	1,76	1,80	1,78

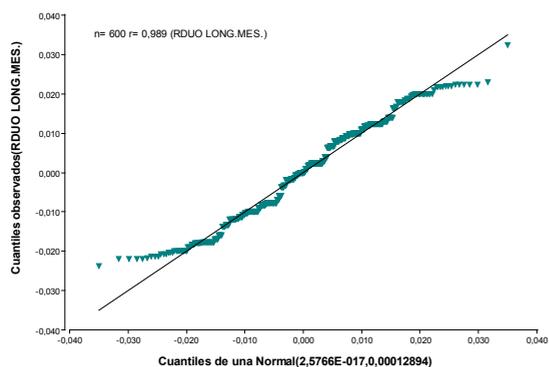


Figura 7: Q-Q plot entre los cuantiles de una normal y de los residuos de los valores observados. La recta representa normalidad teórica.

indica que el largo de los mesocótilos evaluados no difieren significativamente entre sí. Los resultados obtenidos en este análisis son presentados en la Tabla 4.

Tabla 4: Análisis de la varianza

Variable	N	R ²	R ² Aj	CV
LONG.MES.	600	0,03	2,3E-03	0,65

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo.	2,7E-03	19	1,4E-04	1,07	0,3759
HIB	2,7E-03	19	1,4E-04	1,07	0,3759
Error	0,08	580	1,3E-04		
Total	0,08	599			

La longitud de los mesocótilos embrionales provenientes de una muestra aleatoria, no mostró diferencias significativas intra e inter híbridos estudiados, lo que permite generalizar este resultado a todos los materiales comerciales disponibles. En concordancia con lo anteriormente dicho, la longitud del mesocótilo del maíz puede considerarse como un valor aproximadamente invariable de 1,78 mm (+/- DE = 0,01). La posibilidad de emplear este valor como constante, para los futuros modelos de simulación que consideren de forma exponencial el crecimiento durante el subperiodo siembra-emergencia, simplificará la aplicación de los mismos.

La utilización de fotogrametría en estudios histológicos, resulta fiable ya que no altera las proporciones del material en estudio. Adicionalmente, es importante resaltar que, al contar con las imágenes de las muestras en formato digital, es factible volver a re analizarlas las veces que resulte necesario.

Por otra parte, la fotogrametría permite obtener y conservar varios datos al mismo tiempo, reduciendo así errores sistemáticos y aumentando la eficiencia del muestreo.

BIBLIOGRAFÍA

- Ahuja, L.R.; K.W. Rojas, J.D. Hanson, M.J. Shaffer, and L. Ma, editors, 2000. The root zone water quality model. Water Resources Publ., Highlands Ranch, CO. <https://books.google.es/books> (Consultada el 19/08/2020).
- Andrade, F.; A. Cirilo, S. Uhart y M. Otegui, 1996. *Ecofisiología del Cultivo de Maíz*; La Barrosa.
- Archontoulis, S.V.; F.E. Miguez, and K.J. Moore, 2014. Evaluating APSIM Maize, Soil Water, Soil Nitrogen, Manure, and Soil Temperature Modules in the Midwestern United States Agron. J. 106:1025–1040. doi:10.2134/agronj2013.0421
- Balzarini, M.G.; L. Gonzalez, M. Tablada, F. Casanoves, J.A. Di Rienzo, y C.W. Robledo, 2008. Manual del Usuario, Editorial Brujas, Córdoba, Argentina.
- Battisti, R.; P.C. Sentelhas; K.J. Boote, 2018. Sensitivity and requirement of improvements of four soybean crop simulation models for climate change studies in Southern Brazil. *Int J Biometeorol.* 62(5):823-832. doi:10.1007/s00484-017-1483-1
- Blasón, A. D., N. R. Fernández y R. O. Rodríguez. 2002/03. Duración térmica siembra-emergencia para un maíz híbrido en ensayos a campo sin limitación hídrica. *Rev. Arg. de Agrometeorología*, 2 (2): p.119-123.
- Blasón, A. D., N. R. Fernández y R. O. Rodríguez. 2008. Influencia del manejo sobre temperatura y humedad edáfica en relación a la emergencia de maíz. XII Reunión Argentina de Agrometeorología. San Salvador de Jujuy, Argentina. Trabajo n° 141. CD-Actas de la Reunión.
- Boote, K.J. 1999. Concepts for calibrating crop growth models. In: GY Tsuji et al., editor, DSSAT Version 3.5. Vol. 4–6. International benchmark sites network for agrotechnology transfer. Univ. of Hawaii, Honolulu. p. 179–200.
- D'Ambrogio de Argüeso, A.; 1986. Manual de Técnicas en Histología Vegetal; Cátedra de Botánica Agrícola; Facultad de Agronomía, U.B.A.; Hemisferio Sur.
- De la Casa, A.; G. L. Ovando, J. Martínez y A. Rodríguez, 2010a. Evaluación de la heterogeneidad de la cobertura del follaje en un lote de papa y su influencia sobre la productividad en: XIII Reunión Argentina y VI Latinoamericana de Agrometeorología. 2010. Bahía Blanca. Arg. Actas: pp.69.
- De la Casa, A.; G. L. Ovando, J. Martínez y A. Rodríguez, 2010b. Determinación de la fracción de suelo cubierta con el follaje de papa a partir del cociente entre

- bandas de fotografías digitales. En: XIII Reunión Argentina y VI Latinoamericana de Agrometeorología. 2010. Bahía Blanca. Arg. Actas: pp. 160.
- Di Rienzo, J.A.; F. Casanoves, M.G. Balzarini, L. Gonzalez, M. Tablada y C.W. Robledo, InfoStat versión 2018. Grupo InfoStat, FCA, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina. URL <http://www.infostat.com.ar>
- Eastman, J.R., 1993. IDRISI: A Grid Based Geographic Analysis System, Version 4.1, Clark University Graduate school of Geography, Worcester, Massachusetts.
- Hanks, J. and J. T. Ritchie, 1991. Modelling Plant and Soil Systems; Library of Congress; American Society of Agronomy.
- Hoogenboom, G., C.H. Porter, V. Shelia, K.J. Boote, U. Singh, J.W. White, L.A. Hunt, R. Ogoshi, J.I. Lizaso, J. Koo, S. Asseng, A. Singels, L.P. Moreno, and J.W. Jones. 2019. Decision Support System for Agrotechnology Transfer (DSSAT) Version 4.7 (www.DSSAT.net). DSSAT Foundation, Gainesville, Florida, USA.
- Jones, C.A. and K.R. Kiniry. 1986. CERES-Maize, A simulation model of maize growth and development. 1st ed. Texas Univ. Press, College Station.
- Jones, J.W.; G. Hoogenboom, C.H. Porter, K.J. Boote, W.D. Batchelor and L.A. Hunt, 2003. DSSAT Cropping System Model. *Eur. J. Agron.* 18:235–265. doi:10.1016/S1161-0301(02)00107-7 <https://www.sciencedirect.com/science/article> (Consultada el 19/08/2020).
- Keating, B.A.; P.S. Carberry, G.L. Hammer, M.E. Probert, M.J. Robertson and D. Holzworth, 2003. An overview of APSIM, a model designed for farming systems simulation. *Eur. J. Agron.* 18:267–288. doi:10.1016/S1161-0301(02)00108-9
- Nendel, C; M. Berg, K.C. Kersebaum, W. Mirschel, X. Specka, M. Wegehenkel, K.O. Wenkel and R. Wieland, 2011. The MONICA model: testing predictability for crop growth, soil moisture and nitrogen dynamics. *Ecological Modelling*, 222, 1614–1625. <https://www.sciencedirect.com/science/article> (Consultada el 19/08/2020).
- Pereyra, A. M.; N.N. Abbiati y E.N. Fernández, 2003. *Manual de estadística para proyectos de investigación*. Lomas de Zamora, Argentina: Universidad Nacional de Lomas de Zamora
- Purcell, L. C.; 2000. Soybean Canopy coverage and light interception measurements using imagery. *Crop science* 40:834-837. <https://access.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.2135/cropsci2000.403834x> (Consultada el 19/08/2020).
- Schneider, E.C., and S.C. Gupta. 1985. Corn emergence as influenced by soil temperature, matric potential and aggregate size distribution. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 49:415-422. <https://access.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.2136/sssaj1985.03615995004900020029x> (Consultada el 19/08/2020).
- Serritella, D. A.; A. D. Blasón, N. R. Fernández y R.O. Rodríguez, 2014. Medición Fotogramétrica de Plántulas de Maíz. XIV Reunión Argentina de Agrometeorología, Malargüe, Mendoza, Argentina. 17 al 19 de Octubre de 2012. Actas de la XIV Reunión, Pág. 121.
- Steduto, P.; T.C. Hsiao, D. Raes and E. Fereres, 2009. AquaCrop—The FAO crop model to simulate yield response to water: I Concepts and underlying principles. *Ag. Journal* 101: 426-437. <https://access.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.2134/agronj2008.0139s> (Consultada el 19/08/2020).
- Williams, J.R.; C.A. Jones, J.R. Kiniry and D.A. Spanel, 1989. The EPIC Crop Growth Model. *Transactions of the ASAE*, vol 32, n° 2, pp:497-511. https://www.researchgate.net/profile/James_Kiniry/publication/243782683_EPIC_crop_growth_model (Consultada el 19/08/2020).

NORMAS PARA LA PRESENTACIÓN DE TRABAJOS EN LA REVISTA DE LA ASOCIACIÓN DE AGROMETEOROLOGÍA (RADA) EN FORMATO DIGITAL

Normas vigentes desde 2015

Se podrán remitir trabajos en idioma Castellano (Español), Portugués e Inglés

1. La Revista Argentina de Agrometeorología, publicación de la Asociación Argentina de Agrometeorología (AADA), es el órgano de difusión de los trabajos originales de investigación, comunicaciones, notas breves y revisiones de los distintos aspectos de la especialidad agrometeorológica.
2. Los manuscritos se deben enviar al Director de RADA, en un archivo elaborado con un procesador de texto Word, junto con una nota de solicitud de publicación. ([Bajar modelo aquí](#)). Ésta deberá ser llenada y firmada, luego escaneada y el archivo enviado junto con el del artículo.
3. Los trabajos deben estar redactados en forma clara y concisa, en letra Arial o Times New Roman, cuerpo 12, a espacio y medio, con las páginas y las líneas numeradas. Deberán ajustarse estrictamente a lo establecido en estas normas.

4. Los artículos tendrán estructura lógica, con la siguiente secuencia de las secciones:

Título (en castellano y/o portugués e inglés)

Autores (incluyendo lugar de trabajo y dirección postal)

Resumen (no debe superar las 200 palabras)

Palabras clave

(Incluir título en Inglés)

Summary

Key words

Introducción

Materiales y métodos

Resultados y discusión

Conclusiones (sólo si se consideran necesarias)

Agradecimientos (si los hubiere)

Bibliografía

Los títulos de las secciones se colocarán en el centro de la hoja y los subtítulos sobre el margen izquierdo.

5. En el texto, las menciones de autores se harán de la siguiente forma:

Sánchez, 2008 -si se trata de un solo autor.

López y Araya, 2011 -cuando sean dos.

Iglesias **et al.**, 2010 -para el caso de tres o más autores.

Cuando las citas sean más de una se ordenarán cronológicamente. Para el caso de distintos trabajos de un mismo autor en un mismo año, éstos deberán identificarse por el agregado secuencial de una letra: (Sánchez, 2008 a,b). Toda transcripción se pondrá entre comillas, citando al autor.

Las comunicaciones personales se incluirán sólo cuando aporten información esencial no obtenible en fuentes públicas. En tal caso aparecerán en el texto, entre paréntesis, el nombre y año. Ej. (Andrés Fermi, 2010, comunicación personal). Los autores que citen una comunicación personal deberán contar con una autorización por escrito de la persona mencionada.

6. Los nombres científicos completos deberán ser citados en su primera mención. En posteriores menciones podrá usarse solamente la inicial del género más la especie, sin agregar el clasificador.

De utilizar el nombre común, éste deberá ser acompañado por el nombre científico en su primera mención. Todas las locuciones latinas, como así también palabras en idioma extranjero que no tengan su equivalente en castellano, deberán ir en itálica o cursiva (Ej.: *et al.*, *in vitro*, etc.).

7. Los símbolos químicos podrán ser utilizados en el texto (Ej.: N por nitrógeno, C por carbono); en cambio no deberán emplearse las fórmulas químicas corrientes en reemplazo de las correspondientes palabras (Ej.: agua y no H₂O). Se podrán utilizar las abreviaturas de uso corriente, como ATP, ADN, ARN, etc.
8. Cuando en el texto se haga referencia a cantidades, del cero al nueve se expresarán en letras, excepto cuando vayan acompañadas de unidades de medida o la cita incluya números más grandes (por ejemplo: 3, 8 y 15 parcelas). En castellano los decimales llevan coma, y punto cuando es en inglés.
9. Los resultados de los trabajos podrán presentarse en tablas y figuras (se podrán presentar en color cuando lo crea necesario), las que irán al final del artículo con sus correspondientes leyendas, numeradas en forma independiente y correlativa con números arábigos. Conforme a la diagramación de la revista, las dimensiones de las figuras deberán poder adaptarse a 7 cm de ancho (equivalente a una columna) o 15 cm (doble columna); la altura nunca deberá sobrepasar los 20 cm. Las figuras deberán enviarse también en otro archivo separado en formato de imagen jpg o tif, con una resolución no inferior a 300 DPI. Las fotografías se presentarán en color y blanco y negro, y sus dimensiones también deberán ajustarse a 7 o 15 cm de base. No se aceptarán aquéllas que carezcan de una excelente definición o que no cumplan con los requisitos citados. Se podrán incluir figuras en color.
10. En la bibliografía sólo deben consignarse los autores citados en el texto, ordenados alfabéticamente por el autor principal. Cuando un autor(es) es citado varias veces, se repetirá el o los nombres tantas veces como sea necesario, y los trabajos se ordenarán por orden cronológico. Toda cita bibliográfica se iniciará con el apellido e iniciales del autor principal y luego iniciales y apellidos de los coautores. Tras el primer autor va punto y coma y a partir del segundo, los demás coautores van separados por coma; el último va separado por la conjunción en el idioma original. Antes del año va coma.
11. Las referencias bibliográficas deben incluir los siguientes datos:

- **Para artículos de publicaciones periódicas**

Autor/es

Año de publicación (sin paréntesis, en números arábigos)

Título del artículo

Nombre de la publicación periódica en la que apareció

Volumen y número de la publicación periódica

Página inicial y final del artículo

Ejemplo:

Ortega, R.J.; H. Garay, M.E. Orlando, D. Freytas y S. Montserrat, 2010. Efectos de los sistemas de labranza en el contenido de materia orgánica del suelo. Acta Agrotécnica 33:104-121.

- **Para publicaciones no periódicas**

Autor/es

Año de publicación (sin paréntesis, en números arábigos)

Título Número de edición (si no es la primera)

Editor

Lugar de publicación

Paginación (para expresar páginas consultadas anteponer p. al número si es una o pp. si son varias, o a posteriori si se trata de la paginación total)

Ejemplo:

Roland, J.L. y F.L. Scott, 2002. Cultivos bajo cubierta. 4ta. edición. Editorial Barayon, Barcelona, pp. 265-298.

Powell, B.; E. Johnson, G. McFarland and A. Gilbert, 2008. Applied statistics in biotechnology. Manne-Kessel, London, 333 pp.

- **Si se trata de capítulos de libro, con autores diferentes de los editores, se cita a aquellos de igual manera y se indica el nombre de los editores y el título de la obra.**

Ejemplo:

Palacios Allende, P.; G. Lancioni, T. García Araya, G. Salazar Coloma y B.M. Biondi, 2008. La familia Pentatomidae en cultivos del estado de Sinaloa. En Righetti, C. y G. De Mateo (Eds.): Plagas agrícolas en México. Mulligan Inc., pp. 215-256.

12. Las citas de Internet deberán incluir, además de la información básica solicitada para textos impresos, la dirección completa de la página citada y la fecha de consulta (Consultada el día/mes/año).

Ejemplo:

MAGyP, 2013, Estadísticas agrícolas. Sistema Integrado de Información Agropecuaria. Ministerio de Agricultura, Ganadería y Pesca, Argentina. Cultivo de soja. Santiago del Estero. Departamento Moreno. <http://www.siaa.gov.ar/series> (Consultada el 31/05/2014).

13. Las **comunicaciones** contendrán título en castellano e inglés, resumen, palabras clave, summary y key words. El desarrollo posterior del artículo no tendrá formalmente estructura lógica, pero su texto deberá incluir las secciones solicitadas para los trabajos. Al cierre irán los agradecimientos (si los hubiere) y la bibliografía.
14. Se publicarán **revisiones** de investigadores destacados sobre el tema de su especialidad, las que serán solicitadas por RADA. Alternativamente, potenciales autores de revisiones deberán ponerse en contacto con el Director de RADA para sugerir temas y enfoques.
15. Ante dudas sobre cualquiera de estos aspectos, consultar al Director de la Revista.
16. Los artículos presentados pasan por una etapa de revisión inicial a fin de verificar que cumplan con las presentes normas y para evaluar su pertinencia, originalidad y calidad científica. Si cumplen con esto son receptados y enviados a consultores externos, nacionales o extranjeros, seleccionados entre investigadores de probada trayectoria y experiencia en el tema. La actuación de éstos es anónima, y de acuerdo a su dictamen se decide la aceptación o rechazo del artículo. Cualquiera sea esta decisión, las opiniones de los consultores serán remitidas al autor.
17. Previo a la publicación se enviará una prueba al autor. Las pruebas son sólo para correcciones de errores tipográficos.

INSTRUÇÕES PARA AUTORES SUBMETENDO ARTIGO À REVISTA DA ASSOCIAÇÃO ARGENTINA DE AGROMETEOROLOGIA (RADA) EM FORMATO DIGITAL

Os trabalhos podem ser enviados em espanhol, português ou inglês

1. A Revista Argentina de Agrometeorologia, publicação da Associação Argentina de Agrometeorologia (AADA), é a média da disseminação da pesquisa original como trabalhos de pesquisa completos, comunicações, breves notas e revisões dos diferentes aspectos de disciplina.
2. Os manuscritos devem ser enviados ao Diretor da RADA, em um arquivo feito com processador de texto Word, juntamente com uma nota de solicitação de publicação.
3. As contribuições devem ser escritas de forma clara e concisa, na letra Arial ou Times New Roman, corpo 12, em um espaçamento e meio (1,5), com as páginas em linhas numeradas. Eles devem estar estritamente de acordo com as normas.
4. Os artigos terão uma estrutura lógica, com a seguinte sequência de seções: Título (em espanhol e/ou português e inglês); Autores (incluindo local de trabalho e endereço postal); Resumo (não deve exceder 200 palavras); Palavras-chave (Incluir título em inglês); Resumo;; Palavras-chave;; Introdução; Materiais e métodos; Resultados e discussão; Conclusões (somente se for necessário); Reconhecimento (se houver); Bibliografia.

Os títulos das seções serão colocados no centro da página e os sub-títulos na margem esquerda.

5. No texto, as menções dos autores serão feitas da seguinte forma:

Sanchez, 2008 – caso seja um único autor. Lopez e Araya, 2011 - quando há dois autores. Iglesias *et al.*, 2010 - para o caso de três ou mais autores. Quando as citações forem mais de uma, elas serão classificadas cronologicamente. No caso de diferentes publicações do mesmo autor no mesmo ano, estas devem ser identificadas pelo agregado sequencial de uma letra: (Sanchez 2008 a, b).

Todas as transcrições devem ser incluídas entre aspas, citando o autor. As comunicações pessoais só devem ser incluídas quando fornecerem informações essenciais não obtidas de fontes públicas. Neste caso, o nome e o ano aparecerão no texto entre parênteses. Por exemplo, (Andrés Fermi, 2010, comunicação pessoal). Os autores que citam uma comunicação pessoal devem ter uma autorização por escrito da pessoa mencionada.

6. Nomes científicos completos devem ser citados em sua primeira menção. Em menções posteriores, apenas a inicial do gênero mais a espécie pode ser usada, sem adicionar o nome de quem classificou. Se o nome comum for usado, deve ser acompanhado pelo nome científico em sua primeira menção. Todas as expressões em latim, bem como palavras em língua estrangeira que não têm seu equivalente em espanhol, devem ir em itálico (por exemplo: *et al.*, *in vitro*, etc.).
7. Símbolos químicos podem ser usados no texto (por exemplo, N para nitrogênio, C para carbono); fórmulas químicas comuns não devem ser usadas para substituir as palavras correspondentes (por exemplo, água e não H₂O). Podem ser usadas abreviaturas comuns como ATP, DNA, RNA, etc.
8. Quando o texto se refere a quantidades, de zero a nove, será expressa em letras, exceto quando acompanhado de unidades de medida ou a cotação inclui números maiores (por exemplo, 3, 8 e 15 parcelas).
9. Os resultados do artigo podem ser apresentados em tabelas e figuras (podem ser apresentadas em cores quando consideradas necessárias), que irão ao final do artigo com suas legendas correspondentes, numeradas independentemente e correlacionadas com numerais árabes.

De acordo com a diagramação da revista, as dimensões das figuras devem ser adaptadas a 7 cm de largura (equivalente a uma coluna) ou 15 cm (coluna dupla); a altura nunca deve exceder 20 cm. As figuras também devem ser enviadas em um arquivo separado no formato jpg ou tif image, com uma resolução não inferior a 300 DPI.

As fotos devem ser apresentadas em color ou preto e branco, e suas dimensões também devem ser ajustadas para 7 ou 15 cm. Aqueles que não possuem uma excelente definição ou não atenderem aos requisitos acima não serão aceitos. Figuras coloridas podem ser incluídas.

10. Apenas os autores citados no texto, ordenados alfabeticamente pelo autor principal, devem

ser lembrados na literatura. Quando um autor(s) é citado várias vezes, o nome(s) será repetido quantas vezes for necessário, e as obras serão ordenados em ordem cronológica. Qualquer citação bibliográfica será iniciada com o sobrenome e as iniciais do autor principal e, em seguida, iniciais e sobrenomes dos coautores.

11. As referências bibliográficas devem incluir os seguintes dados:

- Para artigos em revistas

Autor/s; ano de publicação (sem parênteses, em numerais árabes); título do artigo; nome da revista, volume, página de início e final do artigo.

Exemplo:

Ortega, R.J.; H. Garay, M.E.; Orlando, D.; Freytas and S. Montserrat, 2010. Effects of farming systems on soil organic matter content. *Agrotechnical Act* 33:104-121.

- Para publicações não-revistas

Autor/ano de publicação (sem parênteses, em números árabes); título; editor; local de publicação (para indicar páginas consultadas, p. antes do número, se for um ou pp. se fossem várias páginas ou o número total de páginas de livros)

Exemplo:

Roland, J.L. and F.L. Scott, 2002. *Crops under cover*. 4th edition. Editorial Barayon, Barcelona, pp. 265-298.

Powell, B.; E. Johnson, G. McFarland and A. Gilbert, 2008. *Applied statistics in biotechnology*. Manne-Kessel, London, 333 pp.

- No caso dos capítulos do livro, com diferentes autores dos editores, esses são citados da mesma forma e o nome dos editores e o título da publicação são indicados.

Exemplo:

Allende Palaces, P.; G. Lancioni, T. García Araya, G. Salazar Coloma and B.M. Biondi, 2008. The Pentatomidae family in crops in the state of Sinaloa. In Righetti, C. and G. De Mateo (Eds.): *Agricultural pests in Mexico*. Mulligan Inc., pp. 215-256.

12. As citações na Internet devem incluir, além das informações básicas solicitadas para textos impressos, o endereço completo da página citada e a data de consulta (dia/mês/ano).

Exemplo:

MAGyP, 2013, *Agricultural Statistics*. Integrated Agricultural Information System. Ministry of Agriculture, Livestock and Fisheries, Argentina. Soybean cultivation. Santiago del Estero. Moreno Department. <http://www.sia.gov.ar/series> (31/05/2014).

13. As comunicações conterão um título em espanhol e inglês, resumo, palavras-chave, resumo e palavras-chave. O desenvolvimento subsequente do artigo não terá formalmente uma estrutura lógica, mas o texto deve incluir as seções solicitadas para a obra. No final, o agradecimento ou financiamento (se houver) e a bibliografia.
14. Revisão dos principais pesquisadores sobre o tema de sua especialidade será publicada a solicitação pela RADA. Alternativamente, os potenciais autores de revisão devem entrar em contato com o Diretor da RADA para sugerir tópicos e abordagens de revisão.
15. Em caso de dúvidas em qualquer um desses aspectos, consulte ao Diretor da RADA.
16. Os artigos submetidos passarão por uma fase inicial de revisão para verificar se cumprem as normas de publicação e avaliarão sua relevância, originalidade e qualidade científica. Se cumprirem, são enviados a consultores externos, nacionais ou estrangeiros, selecionados entre pesquisadores de origem comprovada e experiência. Suas opiniões são anônimas e, de acordo com sua opinião, é decidido aceitar ou rejeitar o artigo. Seja qual fora decisão, as opiniões dos revisores serão encaminhadas ao autor.
17. Antes da publicação, a prova (pdf) deve ser enviada ao autor correspondente apenas para fixação de erros tipográficos.

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS SUBMITTING PAPER TO THE JOURNAL OF THE AGROMETEOROLOGY ASSOCIATION (RADA) IN DIGITAL FORMAT

Papers may be submitted either in Spanish, Portuguese or English

1. The Argentine Journal of Agrometeorology, publication of the Argentine Association of Agrometeorology (AADA), is the mean of dissemination of the original research as full research papers, communications, brief notes and revisions of the different aspects of Agrometeorology.
2. Manuscripts must be sent to the Director of RADA, in a file made with Word MS processor, along with a publication request note (a model may be downloaded here). It must be filled out and signed, then scanned and the file sent along with the research paper.
3. All contributions must be written in a clear and concise manner, in letter Arial or Times New Roman, body 12, at one and a half spacing, with the pages and lines numbered. They must be strictly in accordance with the norms.
4. The articles shall have a logical structure, with the following sequence of sections: Title (in Spanish and/or Portuguese and English); Authors (including workplace and postal address); Summary (should not exceed 200 words); Keywords (Include title in English); Summary; Key words; Introduction; Materials and methods; Results and discussion; Conclusions (only if deemed necessary); Acknowledgement (if any); Bibliography.

The titles of the sections will be placed in the center of the page and the subtitles on the left margin.

5. In the text, the mentions of authors will be made as follows:

Sánchez, 2008 – in case it is a single author. Lopez and Araya, 2011 - when there are two authors. Iglesias et al., 2010 -for the case of three or more authors. When cites are more than one, they will be sorted chronologically. In the case of different publications of the same author in the same year, these must be identified by the sequential aggregate of a letter: (Sánchez 2008 a.b).

All transcripts shall be enclosed in quotation marks, citing the author. Personal communications shall be included only when they provide essential information not obtainable from public sources. In this case, the name and year will appear in the text in parentheses. E.g. (Andrés Fermi, 2010, personal communication). Authors who cite a personal communication must have a written authorization from the person mentioned.

6. Full scientific names shall be cited in their first mention. In later mentions, only the initial of the genus plus the species may be used, without adding the name of who has classified. If the common name is used, it must be accompanied by the scientific name in its first mention. All Latin expressions, as well as foreign language words that do not have their Spanish equivalent, must go in italics (e.g.: *et al.*, *in vitro*, etc.).
7. Chemical symbols may be used in the text (e.g. N for nitrogen, C for carbon); ordinary chemical formulas should not be used in return to replace the corresponding words (e.g. water and not H₂O). Common abbreviations such as ATP, DNA, RNA, etc. may be used.
8. Where the text refers to quantities, from zero to nine shall be expressed in letters, except where accompanied by units of measure or the quotation includes larger numbers (e.g. 3, 8 and 15 parcels). In Spanish decimal places carry commas, and period when it is in English.
9. The paper results may be presented in tables and figures (they may be presented in color when deemed necessary), which will go at the end of the article with their corresponding legends, numbered independently and correlated with Arabic numerals. According to the diagramming of the magazine, the dimensions of the figures must be able to be adapted to 7 cm wide (equivalent to one column) or 15 cm (double column); height should never exceed 20 cm. The figures must also be sent in a separate file in jpg or tif image format, with a resolution not less than 300 DPI. The photographs shall be presented in color or black and white, and their dimensions must also be adjusted to 7 or 15 cm. Those who lack an excellent definition or do not meet the above requirements will not be accepted. Color figures may be included.
10. Only the authors quoted in the text, sorted alphabetically by the lead author, should be recorded in

the literature. When an author(s) is quoted multiple times, the name(s) will be repeated as many times as necessary, and the works will be sorted in chronological order. Any bibliographic quotation will be initiated with the surname and initials of the lead author and then initials and surnames of the co-authors. After the first author goes semicolons and from the second, the other co-authors are separated by commas; the latter is separated by the conjunction in the original language; finally, comma goes before the year.

11. Bibliographical references should include the following data:

- For articles in journals

Author/s; year of publication (without parentheses, in Arabic numerals); title of the article; name of the journal in which volume appeared and number of the journal; start and end page of the article.

Example:

Ortega, R.J.; H. Garay, M.E. Orlando, D. Freytas and S. Montserrat, 2010. Effects of farming systems on soil organic matter content. *Agrotechnical Act* 33:104-121.

- For non-journal publications

Author/year of publication (without parentheses, in Arabic numerals); title; editing number (if not the first); editor; publishing place (to indicate pages consulted put p. before the number if it is one or pp. if they were several pages or the total number of book pages)

Example:

Roland, J.L. and F.L. Scott, 2002. *Crops under cover*. 4th edition. Editorial Barayon, Barcelona, pp. 265-298.

Powell, B.; E. Johnson, G. McFarland and A. Gilbert, 2008. *Applied statistics in biotechnology*. Manne-Kessel, London, 333 pp.

- In the case of book chapters, with different authors of the editors, those are quoted in the same way and the name of the editors and the title of the publication is indicated.

Example:

Allende Palaces, P.; G. Lancioni, T. García Araya, G. Salazar Coloma and B.M. Biondi, 2008. The Pentatomidae family in crops in the state of Sinaloa. In Righetti, C. and G. De Mateo (Eds.): *Agricultural pests in Mexico*. Mulligan Inc., pp. 215-256.

12. Internet citations must include, in addition to the basic information requested for printed texts, the full address of the cited page and the date of consultation (day/month/year).

Example:

MAGyP, 2013, *Agricultural Statistics*. Integrated Agricultural Information System. Ministry of Agriculture, Livestock and Fisheries, Argentina. Soybean cultivation. Santiago del Estero. Moreno Department. <http://www.siaa.gov.ar/series> (31/05/2014).

13. Communications will contain a title in Spanish and English, summary, keywords, summary and key words. The subsequent development of the article will not formally have a logical structure, but the text must include the requested sections for the work. At the end, the acknowledgement (if any) and the bibliography.

14. Review from leading researchers on the subject of their specialty will be published the the request by RADA. Alternatively, potential review authors should contact the RADA Director to suggest review topics and approaches.

15. In case of doubts in any of these aspects, consult the Director of RADA.

16. The articles submitted will go through an initial review stage to verify that they comply with the publication norms and to assess their relevance, originality and scientific quality. If they comply they are sent to external consultants, national or foreign, selected from researchers of proven background and experience. Their review are anonymous, and according to their opinion it is decided to accept or reject the article. Whatever their decision, the opinions of the reviewers will be forwarded to the author.

17. Prior to publication, a print proof shall be sent to the corresponding author only for fixing typographical errors.