

Revista Argentina de Agrometeorología

ISSN 2545-8418
Editado por la
Asociación Argentina
de Agrometeorología

Revista Digital | Volumen XVI | Año 2025



Revista Argentina de

AGROMETEOROLOGIA

Volumen XVI. AÑO 2025



Asociación Argentina de Agrometeorología

Comisión Directiva

Presidente: Leonardo Ariel Serio

Vicepresidente: Mariana Garbi

Secretaría: Andrea del Valle Rivarola

Prosecretaria: Silvina Maio

Secretaría de Actas: Verónica Anibalini

Tesorero: Angél Domingo Blasón

Protesorero: Diego Agustín González

Vocales Titulares: Guillermo Toffoli

Luis Damián Rodríguez

Vocales Suplentes: Ana B. Wingeier

Cristian Albors

Revista Argentina de

AGROMETEOROLOGIA

Director: Ana Beatriz Wingeier

Comité Editor

Guillermo Toffoli

Andrea Irigoyen

Leonardo Ariel Serio

Antonio de la Casa

Andrés Ravelo

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: revistadelaada@gmail.com

Revisores

Ing. Agr. (Dr.) Danilo Alejandro Carnelos, Facultad de Agronomía, Universidad de Buenos Aires

Ing. Agr. (Dr.) Antonio de la Casa, Facultad de Ciencias Agropecuarias, Universidad Nacional de Córdoba.

Ing. Ftal. (Dra. Mg.) Fernanda Julia Gaspari, Facultad de Ciencias Agrarias y Forestales, Universidad Nacional de La Plata

Ing. Agr. (Dra.) Andrea Inés Irigoyen, Facultad de Ciencias Agrarias, Universidad Nacional de Mar del Plata

Ing. Agr. Guillermo Rondan, Facultad de Ciencias Agropecuarias, Universidad Nacional de Entre Ríos

Ing. Agr. Guillermo Daniel Toffoli, Facultad de Ciencias Agrarias, Universidad Nacional del Litoral

Nota Editorial

En el volumen XVI de RADA se presentan tres trabajos científicos que permitirán profundizar en la comprensión de distintos aspectos de interés en la Agrometeorología. El primer trabajo aborda el impacto de la urbanización y el cambio climático sobre la fenología de una especie nativa, *Erythrina crista-galli* L. El segundo manuscrito estima el coeficiente de extinción lumínica (k) en un cultivo bioenergético (*Arundo donax* L.) utilizando diferentes metodologías. El tercer trabajo propone una nueva herramienta para analizar el fenómeno de helada, ampliando la caracterización usual de su régimen.

La Revista Argentina de Agrometeorología está disponible en la página web de la AADA (<https://www.siteaada.org/revista-de-la-aada>) donde los trabajos publicados desde el Volumen VII a la fecha son de libre acceso para su consulta y descarga. Es de destacar que la Comisión Directiva de la AADA continúa con su política de publicación sin costo para los autores en nuestra revista. Y desde el equipo editorial se continúa con la preparación de los distintos requisitos que se deben cumplir para la indexación de RADA en el Núcleo Básico de Revistas Científicas de CONICET.

Invito tanto a los socios de AADA como a colegas que se desempeñan en la temática a enviar sus contribuciones a RADA ya sean como trabajos completos o comunicaciones. El proceso de revisión de la revista y su política de libre disponibilidad contribuyen a la difusión de los aportes científicos de diferentes equipos que realizan investigaciones, desarrollos tecnológicos e innovaciones en Agrometeorología para el desarrollo sustentable de nuestro país.

Ing. Agr. (M.Sc., Ph.D.) Ana Beatriz Wingeier
Editora RADA



Mannava V.K. Sivakumar (Q.E.P.D)

El pasado 30 de marzo, la comunidad agrometeorológica mundial recibió la triste noticia del fallecimiento del Dr. Mannava Sivakumar, destacado directivo de la International Society for Agricultural Meteorology (INSAM).

El Dr. Sivakumar había nacido en Guntur, India, el 30 de agosto de 1950. Se graduó en Ciencias Agrícolas en su país y luego obtuvo su doctorado en la Iowa State University en 1977. En su amplia carrera, se destacó por su desempeño en el International Crops Research Institute for Semi-Arid Tropics (ICRISAT), entre 1978 y 1996, donde se convirtió en un referente de la agroclimatología de zonas semiáridas, con un enfoque particular hacia la seguridad alimentaria en el África sub-sahariana. Posteriormente ocupó cargos en la Organización Meteorológica Mundial (OMM), como jefe de la División de Meteorología Agrícola (1998-2010) y luego como director de la División de Predicción y Adaptación Climática (2010-2012). Tras su retiro, ocupó temporalmente una secretaría en el Panel Intergubernamental sobre Cambio Climático (IPCC) y fue consultor de distintas organizaciones, entre ellas el Banco Mundial.

Como máxima autoridad en Meteorología Agrícola de la OMM, el Dr. Sivakumar nos honró con su presencia en ocasión de la XII Reunión Argentina de Agrometeorología, realizada en 2008 en la ciudad de San Salvador de Jujuy, donde dictó una conferencia magistral titulada “La predicción del clima y la agricultura”. Allí tuvimos la oportunidad de conocer otras facetas de su personalidad y su gran calidez humana.

Dr. Leonardo Serio
Presidente
Asociación Argentina de Agrometeorología



Patricia Figuerola (Q.E.P.D.)

La comunidad agrometeorológica de Argentina despide con profundo pesar a la Dra. Patricia Figuerola, quien falleció recientemente, dejando un vacío imposible de llenar en todos los espacios académicos y humanos en los que participó.

Patricia fue docente e investigadora de la Universidad Nacional de Chilicito (UNdeC), en La Rioja. Egresó de la Licenciatura y del Doctorado en Ciencias de la Atmósfera de la Universidad de Buenos Aires. Tras una estancia posdoctoral en el Instituto Jacob Blaustein para las Investigaciones del Desierto, de la Universidad Ben Gurion del Negev (Israel), llegó a la recién nacida UNdeC en 2005, donde desarrolló una trayectoria ejemplar. Fue una constructora incansable de redes de docencia, investigación y extensión universitaria.

Fue también una de las primeras investigadoras en atraer proyectos nacionales e internacionales a la UNdeC. Su visión estratégica permitió consolidar líneas de trabajo que hoy son pilares de la institución. Encabezó el grupo de Biometeorología, desde el cual impulsó la formación investigaciones y de recursos humanos en todos los niveles, grado, maestría y doctorado; y fomentó un clima de libertad intelectual y creatividad científica que marcó a generaciones de estudiantes y profesionales Chilcitanos. También se desempeñó como directora del Instituto de Ambiente de Montañas y Regiones Áridas (IAMRA) de la UNdeC.

Su compromiso con la construcción colectiva trascendió su labor disciplinar: Patricia fue una incansable trabajadora por el fortalecimiento de la universidad y una figura clave en el crecimiento institucional de la UNdeC.

En 2024, asumió la presidencia de la Comisión Organizadora de la Reunión Argentina de Agrometeorología, realizada en Chilicito, un acontecimiento histórico para la región.

Quienes tuvimos el privilegio de trabajar con ella la recordamos como una compañera excepcional y una directora que abría caminos y ofrecía libertad. Su enorme corazón, su carácter firme y su persistencia para hacer que las cosas funcionaran la convirtieron en una persona profundamente querida y respetada en nuestra comunidad universitaria.

Docentes, no docentes, estudiantes, colegas y amigos la despedimos con profundo

dolor, pero también con la certeza de que su legado seguirá vivo en cada proyecto y cada impulso que ayudó a desarrollar. El orgullo de haber sido la tierra que eligió para llevar adelante su labor durante los últimos veinte años nos acompaña en este adiós.

Hasta siempre Patricia.

Dr. Emanuel Luna Toledo
Universidad Nacional de Chilecito

CONTENIDO

Diferencia en la fenología de las poblaciones de <i>Erythrina crista-galli</i> (ceibo) de dos sitios bajo estudio (zona urbana y zona no urbana) en la localidad de Zavalla, Santa Fe, Argentina.	
JOSÉ, A.S.; A. CORONEL y V.A. ANIBALINI	1
Coeficiente de extinción de la luz en <i>Arundo donax</i> L. bajo condiciones de crecimiento contrastantes.	
RODRÍGUEZ, L.D.; L. LÁZARO, C. RODRIGUES PEREIRA y A. CONFALONE	13
Desarrollo y aplicación de un índice estandarizado de peligrosidad de heladas.	
SERIO, L.A. y M.E. FERNÁNDEZ LONG	29



Volumen XVI. AÑO 2025

Diferencia en la fenología de las poblaciones de *Erythrina crista-galli* (Ceibo) de dos sitios bajo estudio (zona urbana y zona no urbana) en la localidad de Zavalla, Santa Fe, Argentina.

José, A.S.; Coronel, A.; Anibalini, V.A.

RESUMEN

La fenología, rama de la Bioclimatología, analiza los cambios periódicos naturales de los seres vivos y su relación con las condiciones meteorológicas. En las especies vegetales, la temperatura constituye un factor determinante, al influir en la ocurrencia y duración de las distintas fenofases. El presente estudio tuvo como objetivo caracterizar y comparar cuatro fases fenológicas de dos poblaciones de *Erythrina crista-galli* L. (Ceibo): una situada en el casco urbano de Zavalla (zona urbana) y otra en el Parque Villarino (zona no urbana), durante el período 2021–2023 y en particular evaluar la fase de floración bajo las condiciones de observación. Las fases registradas fueron foliación, floración, fructificación y caída del follaje. Se determinó un adelantamiento de las fases en la zona no urbana. Se encontraron diferencias en la duración de las fases entre sitios. La fase caída del follaje fue la que presentó mayor contraste entre áreas de estudio. La fructificación se inició en promedio el mismo día para ambos sitios y no se registró mayor avance de fase que la aparición de frutos aislados. La foliación y floración, fueron las etapas más susceptibles a cambios en la temperatura. Concluimos que tanto el entorno como la variabilidad climática afectan el inicio, fin y duración de las fases fenológicas. Este trabajo constituye un primer aporte sobre el comportamiento fenológico de *E. crista-galli* en contextos urbano y no urbano para la región.

Palabras clave: *Erythrina crista-galli*, diferencias fenológicas, entorno urbano, variabilidad climática.

José, A.S.; Coronel, A.; Anibalini, V.A, 2025. Difference in the phenology of *Erythrina crista-galli* (Ceibo) populations from two study sites (urban and non-urban areas) in Zavalla, Santa Fe, Argentina. RADA XVI: 1-11

SUMMARY

Phenology, a branch of Bioclimatology, analyzes the natural periodic changes of living organisms and their relationship with meteorological conditions. In plant species, temperature is a determining factor, as it influences the occurrence and duration of different phenophases. The aim of this study was to characterize and compare four phenological phases of two *Erythrina crista-galli* L. (Ceibo) populations: one located in the urban area of Zavalla and another in

Villarino Park (non-urban area), during the 2021–2023 period, with particular focus on evaluating the flowering phase under the observed conditions. The recorded phases were leaf flushing, flowering, fruiting, and leaf fall. A phase advancement was determined in the non-urban area, along with differences in phase duration between sites. The leaf fall phase exhibited the greatest contrast between study areas. Fruiting began on approximately the same date in both sites, without further progression beyond the presence of isolated fruits. Leaf flushing and flowering were identified as the most sensitive stages to temperature variations. We conclude that both environmental context and climatic variability affect the onset, end, and duration of phenological phases. This study represents a first contribution to understanding the phenological behavior of *E. crista-galli* in urban and non-urban contexts of the region.

Key words: *Erythrina crista-galli*, phenological differences, urban environment, climatic variability.

José, A.S.; Coronel, A.; Anibalini, V.A.: Cátedra de Climatología. Facultad de Cs. Agrarias-UNR. Campo Experimental Villarino, CC N° 14. (S2125ZAA) Zavalla, Santa Fe. Argentina
Correspondencia a: ariana1996jose@gmail.com

INTRODUCCIÓN

La fenología es una rama de la Bioclimatología, encargada de estudiar y explicar los cambios periódicos naturales de los seres vivos y su relación con las condiciones meteorológicas; determina las posibles causas de la aparición de los diferentes organismos vivos como respuesta a las variaciones ambientales (Murphy y Hurtado, 2011). En el caso de los vegetales, el momento en que se produce la aparición de los diferentes órganos está atribuido, además del complejo climático local, a las condiciones intrínsecas de la especie (De Fina y Ravelo, 1973).

Se ha demostrado que la temperatura es uno de los principales factores que influye en la fenología de las especies vegetales, y que los incrementos en la temperatura del aire producen modificaciones y cambios tanto en las fechas de inicio o fin de las fases fenológicas, como en la duración de estas (García-Mozo, 2010; Krehbiel *et al.*, 2017; Ramírez Navarro, 2018; Carnelos *et al.*, 2020; Fernández Zapiola *et al.*, 2020). Los requerimientos biometeorológicos, como ser la temperatura base y los grados días acumulados, permiten evaluar el desarrollo y cumplimiento de las diferentes fases de las plantas para cumplir su ciclo. La acumulación calórica por encima de la temperatura base, la cual es característica de cada especie, está influenciada por la temperatura del aire. Por lo tanto, los cambios en la temperatura del aire determinan diferencias en la ocurrencia de las fases fenológicas de los vegetales (Carnelos *et*

al., 2020; Fernández Zapiola *et al.*, 2020).

En el Sexto informe del IPCC (2021) en cuanto al estado actual del clima se determinó que "los cambios en la biosfera terrestre desde 1970 son consistentes con el calentamiento global: las zonas climáticas se han desplazado hacia los polos en ambos hemisferios, y la temporada de crecimiento se ha alargado en promedio hasta dos días por década desde la década de 1950 en los extratropicos del hemisferio norte (nivel alto de confianza)". La urbanización ha impactado en la biodiversidad, los ciclos hidrológicos y de nutrientes, y en la estructura y funcionamiento de los ecosistemas (Grimm *et al.*, 2008). En cuanto a los efectos sobre la biodiversidad, uno de los impactos que ha sido estudiado por diferentes autores, es sobre la fenología de diferentes organismos. El estudio del posible efecto del calentamiento global sobre la fenología de especies vegetales nos brinda una herramienta muy útil como indicadores biológicos de las condiciones ambientales cambiantes, siendo las fenofases primaverales las más sensibles a la temperatura (Menzel, 2002). De mayor relevancia es aún cuando se trata del estudio de especies nativas, ya que las mismas están adaptadas al complejo climático local, por lo que caracteriza de mejor manera los cambios ambientales producidos.

Las observaciones fenológicas sobre la vegetación autóctona, analizadas en función de las variables meteorológicas permiten caracterizar el complejo climático regional de manera más

sensible que los instrumentos medidores. Además, las observaciones sobre especies arbóreas ya sea de forma aislada o en comunidades, hace posible dirigir la explotación y el mantenimiento forestal, ya que a través de conocer los períodos fenológicos pueden planificarse actividades tales como recolección de semillas, podas, trasplantes, control de plagas y enfermedades, entre otras (Murphy y Hurtado, 2011).

A nivel regional, son escasos los estudios realizados sobre fenología de especies nativas, se destaca el trabajo de Gastaudo (2017), que determinó la fenología y los requerimientos biometeorológicos de *Erythrina crista-galli* L. (Ceibo) y *Handroanthus heptaphyllus* (Lapacho rosado) en el sur de la provincia de Santa Fe, siguiendo la metodología del Registro Fitofenológico Integral modificado (Ledesma, 1953). El objetivo del presente trabajo será determinar la existencia de diferencias en inicio, plenitud, fin y duración de las fases fenológicas de dos poblaciones de una especie de árbol nativo de la región, *Erythrina crista-galli* L., de dos sitios diferentes bajo estudio (zona urbana y no urbana) de la localidad de Zavalla, Santa Fe, Argentina, y en particular evaluar la fase de floración con las condiciones climáticas de los períodos estudiados. Con la presente investigación se busca contribuir al conocimiento sobre la flora nativa cultivada de la región y el posible efecto de la urbanización sobre la fenología del arbolado urbano, con fines de expandir los conocimientos actuales y sentar bases para futuras investigaciones.

MATERIALES Y MÉTODOS

El presente trabajo se desarrolló en dos sitios de la localidad de Zavalla ubicada a 33°01'S y 60°53'W, a una altitud de 50 m sobre el nivel del mar, sur de la provincia de Santa Fe (Argentina) (Figura 1). Uno de los sitios comprendió el Campo Experimental "José F. Villarino" de la Facultad de Ciencias Agrarias (FCA) de la Universidad Nacional de Rosario (UNR), ubicado en el periurbano de la localidad de Zavalla determinando la zona no urbana. El segundo sitio comprendió el centro urbano de dicha localidad, determinando la zona urbana.

La unidad experimental de este trabajo es una especie de árbol nativo de la región, *Erythrina crista-galli* L. (ceibo). Pertenece a la subfamilia Papilionoideae, familia Fabaceae, dentro del orden Fabales, según APG IV (Cole *et al.*, 2016). Es originario de Sudamérica, y en nuestro país abarca la región noreste y centro-este en las costas del Río



Figura 1. Ubicación geográfica de la localidad de Zavalla.

Paraná y sus afluentes (Chaco, Selva Paranaense, Espinal y Delta e Islas del Paraná), y muy poco representado en el norte (Demaio *et al.*, 2021). Muy cultivado en plazas y parques, componiendo el arbolado urbano, y en las acequias de campos cultivados (Lozano y Zapater, 2010).

Observaciones fenológicas.

La base de datos fenológicos se generó a partir de observaciones realizadas desde junio del 2021 hasta octubre del 2023 sobre 15 ejemplares de ceibo, diez situados en el Parque "José F. Villarino" (zona no urbana) y cinco en el casco urbano de la localidad de Zavalla (zona urbana) (Figura 2). En la zona no urbana los ejemplares se encontraban distribuidos en dos grupos de 5 individuos separados por una distancia lineal de 229 metros (m) (Figura 3). En la zona urbana los ceibos observados se encontraban distribuidos en la porción central del pueblo, de manera de asegurar una mayor interacción con la infraestructura del área de estudio, dentro de un perímetro de 1341 m separados entre puntos de observación en promedio por 350 m con un desvío de +/- 82 m (Figura 4).

El tamaño muestral seleccionado está en concordancia y de acuerdo con los utilizados por otros autores como por ejemplo Cáceres *et al.* (2010) y Ruggiero (1967). Cáceres *et al.* (2010) observaron de 3 a 5 ejemplares, correspondiendo el mayor número a especies dioicas o polígamodioicas. En este sentido Murphy y Hurtado (2011) establecieron que para obtener promedios fenológicos medios es suficiente observar de 3 a 5 árboles frutales, forestales o arbustos. La



Figura 2. Ubicación de los ejemplares de *Erythrina crista-galli* L. (ceibo) observados en zona urbana (polígono rojo) y zona no urbana (polígono azul).



Figura 3. Distribución de los ejemplares de *Erythrina crista-galli* L. (ceibo) en la zona no urbana (Parque Villarino, FCA).

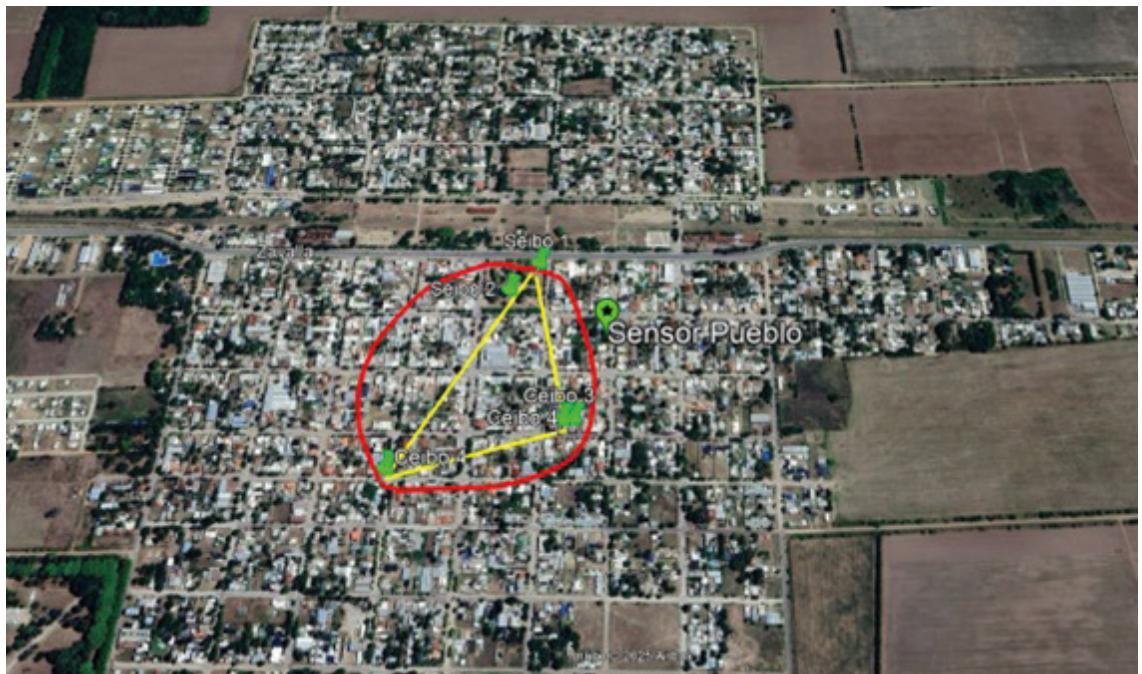


Figura 4. Distribución de los ejemplares de *Erythrina crista-galli* L. (ceibo) en la zona urbana (casco urbano de la localidad de Zavalla).

cantidad de años junto con el tamaño muestral observado permite lograr una aproximación a valores fenológicos medios, ya que los vegetales reaccionan a las condiciones ambientales actuales del lugar. Murphy y Hurtado (2011) establecieron que en los cultivos perennes el ajuste en los promedios se logra más rápidamente que en los cultivos anuales, en los cuales como mínimo se requieren 5 años para obtener valores medios, debido a que al estar anclados en un sitio no influye la fecha de siembra variable. Además, Pascale y Ruggiero (1963) en un estudio sobre las exigencias bioclimáticas en ciruelos comprobaron que la fecha de floración de los cultivares se estabiliza con una reducida cantidad de años (2 a 3 años) de observación. Los individuos observados se seleccionaron bajo los siguientes criterios: ejemplares adultos normales, con buena sanidad, con prácticas de poda del lugar, sin traumatismos y con buena exposición a la luz. Las fases fenológicas registradas fueron: foliación, floración, fructificación y caída del follaje (Figura 5); en esta especie se presenta más de un evento de floración. La frecuencia de observación fue dependiendo de la época y fenofase que transcurrió: durante las fenofases de mayor actividad (de octubre a marzo) se efectuaron dos observaciones por semana, y durante las fenofases de menor actividad (abril a septiembre) se realizó una observación por semana o cada diez días (Ledesma, 1953).

Las observaciones consistieron en el registro de la presencia de órganos visibles, en base a los cuales se determinó inicio, plenitud y fin de cada fase fenológica. Se consideró la fecha de inicio cuando la suma de los órganos pertenecientes a la fase observada representaba el 20% del total de la copa; la plenitud cuando representó el 50% de su copa; y el fin de fase cuando ocupó el 80% de su copa. Por último, se registró como inactividad la ausencia de cambios fenológicos (Gastaudo, 2017). La metodología utilizada surge de la combinación de criterios de observación fenológica de cultivos densos y ralos anuales, y perennes determinados por Pascuale y Damario (2004), integrando estos criterios a los criterios base del Registro Fitofenológico Integral (Ledesma, 1953), el cual fue diseñado específicamente para forestales y ornamentales. Considerando está integración se postula a la copa como el total del área a observar, luego se separa a la copa en cuatro cuadrantes donde cada cuadrante representa un 25 % del total, determinando la sumatoria de los porcentajes observados en cada cuadrante el momento de la fase en la que se encuentra el árbol (Figura 6) (Anibalini comunicación personal).

En la foliación, se evaluó el porcentaje de la copa con brotes y hojas verdes; en la floración, el porcentaje con pimpollos o flores abiertas; en la fructificación, el área ocupada por frutos inmaduros



Figura 5. Fases fenológicas de *Erythrina crista-galli* L. (ceibo). Foliación (arriba izquierda), floración (arriba derecha), fructificación (abajo izquierda) y caída de follaje (abajo derecha).

o maduros; y en la caída del follaje, la proporción de copa desprovista de hojas.

Determinación de las fechas y duraciones de las fenofases en días calendarios

La información registrada se utilizó para establecer las fechas medias de inicio, plenitud y fin de cada fenofase con su correspondiente desvío (\pm) para cada una de las poblaciones de árboles, con el fin de comparar y establecer diferencias fenológicas entre ambos sitios. Se estableció la duración media (tiempo en días transcurridos entre el inicio y el fin de fase) de cada fenofase en días calendario (Martin *et al.*, 1997). Además, se determinó la intensidad de fase como la inversa de la duración.

Información climatológica

Se compararon para la localidad de Zavalla

los semestres cálidos (octubre a marzo) de los períodos que duró el estudio (2021-2022 y 2022-2023) con el semestre cálido (SC) de la serie histórica (1991-2020). Las variables meteorológicas examinadas fueron temperatura máxima media ($T_{\text{máx med}}$), temperatura mínima media ($T_{\text{mín med}}$), temperatura media mensual (T_{med}) y precipitación acumulada mensual. Sólo se evaluó el SC dada la coexistencia que hay entre la fase de floración y el citado semestre, y considerando que la intensidad de la floración indica la forma en que se desenvuelve la etapa reproductiva y su estudio detallado lleva al conocimiento de exigencias y tolerancias bioclimáticas de la especie (Pascale y Damario 2004).

Los datos diarios de temperatura y precipitación se obtuvieron de la estación agrometeorológica automática (EMA, PEGASUS-TECMES) de la Facultad de Ciencias Agrarias-UNR. En tanto, los datos de la serie histórica fueron proporcionados por la estación agrometeorológica convencional de la Facultad de Ciencias Agrarias-UNR

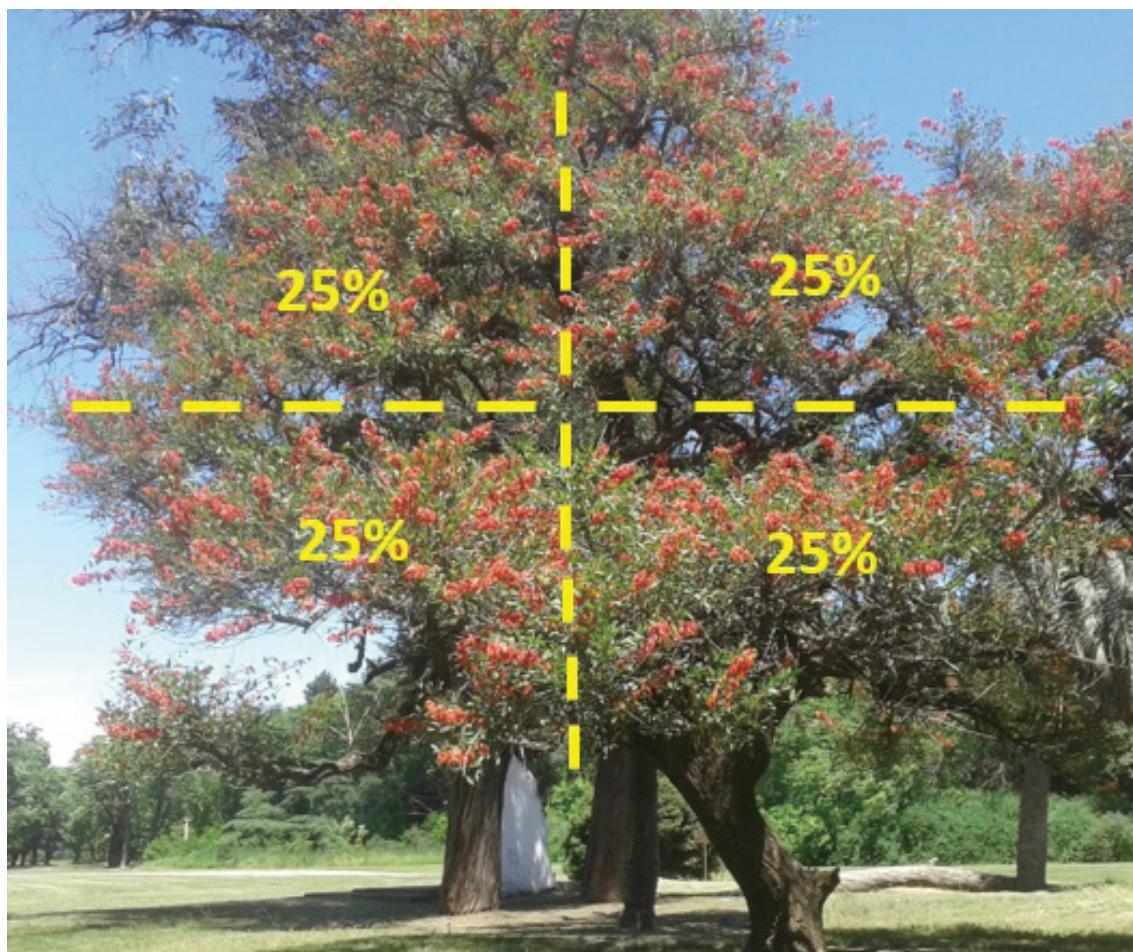


Figura 6. Esquema del método de observación de los árboles.

perteneciente a la red del Servicio Meteorológico Nacional (SMN) y del Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA). Esta comparación fue posible debido a que la consistencia entre el instrumental usado fue realizada por Barbero *et al.* (2018), obteniendo un coeficiente de regresión lineal (R^2) de 0,99 ($p < 0,05$).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Existen diferencias entre sitios en cuanto a los inicios y duraciones de fase, iniciándose en promedio antes en la zona no urbana en prácticamente todos los casos. La caída de follaje fue la que presentó mayor diferencia entre sitios, con un adelanto de un mes en la zona no urbana. Para la fructificación en ambos sitios se inicia en promedio el mismo día, dónde la mayoría de los ejemplares no mostraron mayor avance

de fase que la aparición de frutos aislados. En cuanto a la foliación y floración, son las etapas más susceptibles a cambios en la temperatura. Carmelos *et al.* (2020) y Fernández Zapiola *et al.* (2020) encontraron diferencias en la brotación y floración en especies forestales de la ciudad de Buenos Aires, comparado con los valores históricos, como consecuencia del cambio del clima en la ciudad.

Entre los períodos de observación comparados hubo intervalos de 5 a 6 años, lo cual permite demostrar inicialmente el efecto de la variabilidad climática sobre el comportamiento fenológico de los árboles nativos.

Las figuras 7 y 8 muestran los valores de $T_{\text{máx med}}$, $T_{\text{mín med}}$, T_{med} y precipitaciones acumuladas totales y por mes, respectivamente, del semestre cálido de los ciclos 1 (2021-2022) y 2 (2022-2023), comparados con los valores

históricos de la serie 1991-2020 para el mismo sitio. Se obtuvieron valores de $T_{\text{máx}}$ med y T_{med} por encima de los valores históricos. Comparados con lo observado por Gastaudo (2017) los períodos analizados fueron más cálidos, comportamiento demostrado por Anibalini *et al.*, (2022) donde registraron un calentamiento del aire década a década. Con respecto a las precipitaciones acumuladas totales y acumuladas por mes, se encontraron valores por debajo de los datos históricos. Estos resultados permiten caracterizar a los ciclos analizados como períodos más cálidos y secos.

La figura 9 muestra las duraciones medias de las fases de foliación, floración principal y accesoria, caída de follaje y fructificación. Para el caso de la fructificación solo fue graficado el inicio de fase, ya que no presentó mayor desarrollo. En la tabla 1 se indican los promedios y los desvíos de las fechas de inicio y fin de cada fenofase de la población de ceibos de cada sitio en los dos años de observación.

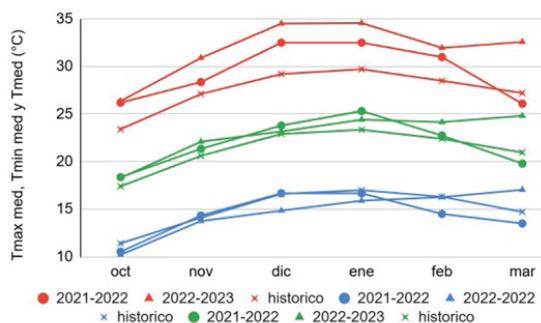


Figura 7. Marcha de la temperatura máxima media ($T_{\text{máx}}$ med), temperatura mínima media (T_{min} med) y temperatura media mensual (T_{med}) del semestre cálido de los ciclos analizados 2021-2022 y 2022-2023 y el promedio histórico de la localidad de Zavalla.

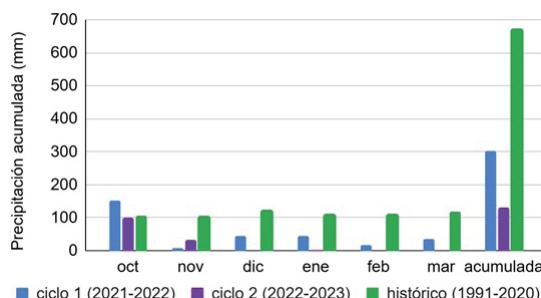


Figura 8. Precipitaciones acumuladas por mes y por ciclo, de los períodos cálidos de los ciclos 2021-2022 y 2022-2023 y el promedio histórico de la localidad de Zavalla.

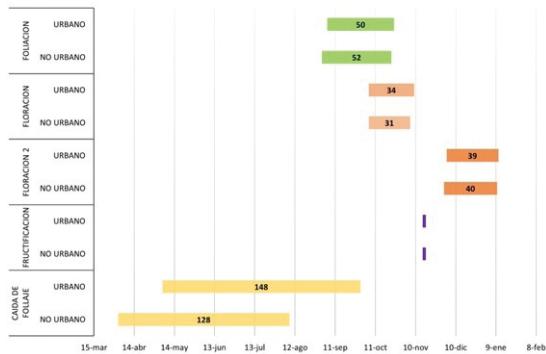


Figura 9. Duración media, fechas medias de inicio y fin de cada fenofase de las poblaciones de ceibo de cada sitio de observación, zona urbana (barra superior) y zona no urbana (barra inferior) (promedio de los 2 años de observación).

La primera fase observada fue la foliación, comenzando a principios de septiembre en ambos sitios. En la zona no urbana inició en promedio cuatro días antes con respecto a la zona urbana, con una duración media dos días más larga.

La segunda fase observada fue la floración. Se observaron tres eventos bien marcados, uno principal y dos accesorios en ambos sitios. El inicio del principal evento de floración ocurrió a principios de octubre, comenzando en promedio para los dos sitios el mismo día, presentando mayor intensidad, y por ende menor duración en la zona no urbana, con una diferencia de tres días. Los eventos accesorios ocurrieron muy marcados entre sí y mostraron mayor variabilidad en la fecha de inicio en ambos sitios, comenzando primero en la zona no urbana. Se observó un tercer episodio de floración, siendo el primer registro para la zona, y presentó mayor variabilidad que los eventos anteriores. Se observó que la mayoría de los ejemplares no llegan a finalizar la fase, por lo que se consideró la duración de fase hasta plenitud.

A finales de la floración comienza la aparición de los frutos. En cuanto a la fructificación luego del principal evento de floración, en ambos sitios, el inicio se dio para la misma fecha y no hubo mayor avance de fase que la presencia de órganos aislados en la mayoría de los ejemplares, y unos pocos alcanzaron la plenitud. Lo mismo fue registrado para la fructificación de los eventos accesorios de floración.

La caída de follaje fue la fase más larga y la que presentó mayor variabilidad en cada sitio en las fechas de inicio, fin y duración de fase. En la zona no urbana el inicio se dio a principio de noviembre y en la zona urbana a principio de diciembre, presentando una diferencia de casi un mes entre sitios. El centro urbano presentó mayor variabilidad para cada uno

Tabla 1. Fechas medias y desvíos de inicio, plenitud, fin, y duración de las fases fenológicas del ceibo para cada sitio de observación (promedio de los 2 años de observación)..

	Fase fenológica	Inicio	Plenitud	Fin	Duración (días)
Zona no urbana	Foliación	1/9 (+ 6)	2/10 (+ 6)	23/10 (+ 7)	52 (+ 7)
	Floración 1	6/10 (+ 5)	27/10 (+ 6)	6/11 (+ 5)	31 (+ 5)
	Floración 2	1/12 (+ 8)	21/12 (+ 10)	8/1 (+ 11)	40 (+ 7)
	Caída del follaje	2/4 (+ 10)	13/5 (+ 22)	29/6 (+ 24)	86 (+ 17)
Zona urbana	Foliación	5/9 (+ 9)	2/10 (+ 6)	24/10 (+ 7)	50 (+ 10)
	Floración 1	6/10 (+ 5)	28/10 (+ 5)	8/11 (+ 5)	34 (+ 5)
	Floración 2	3/12 (+ 8)	20/12 (+ 9)	9/1 (+ 11)	39 (+ 5)
	Caída del follaje	5/5 (+ 21)	24/6 (+ 41)	1/8 (+ 47)	88 (+ 35)

de los momentos registrados y en la duración de la fase.

Diferencias en la temperatura del aire entre sitios puede ser el factor que da origen al adelantamiento de fase de foliación en la zona no urbana. La temperatura del aire debajo de la cubierta arbórea, durante las fases primaverales, es mayor que en áreas con superficies reflejantes (contexto urbano) (Gastaudo, 2017). Esto es debido a que a medida que van apareciendo las hojas y flores, las mismas absorben radiación y la emiten como onda larga aumentando la temperatura del aire circundante. Mientras que las superficies urbanizadas, mayormente impermeables, poseen mayor conductividad térmica y capacidad de almacenamiento de calor generando un retraso en el calentamiento del aire en comparación con las zonas no urbanas (Rizwan *et al.*, 2008). Para el mismo sitio al cotejar con lo obtenido por Gastaudo (2017), se observó que en la zona no urbana la foliación comienza nueve días antes y se acorta 11 días. Las fases primaverales son las más sensibles a los cambios de temperatura (Menzel, 2002), por lo que estas diferencias entre períodos pueden deberse a que las temperaturas aquí evaluadas fueron más cálidas que el período analizado por Gastaudo (2017); quien también encontró una correlación significativamente negativa entre la duración de fase y la temperatura media del aire, determinando que cuando aumenta la temperatura la fase se acorta. Esta respuesta encontrada nos indica que las temperaturas, a pesar del incremento que se ha dado en la zona (Anibalini *et al.*, 2022), siguen estando dentro de los umbrales de temperaturas cardinales encontradas entre la temperatura base y la temperatura óptima de crecimiento. Y particularmente en la región de la curva en donde este aumento de la variable atmosférica ocasiona un aumento de la tasa de crecimiento acortando la fase estudiada.

El número de eventos de floración observados en este trabajo, difiere con lo presentado por

Gastaudo (2017) para la zona no urbana y Galetto (2000) en la provincia de Entre Ríos, quienes observaron un solo evento accesorio al principal.

Comparado el inicio del principal evento de floración con lo observado por Gastaudo (2017), la duración de la fase fue similar para la misma zona, sin embargo, se observó un adelanto en el inicio de 15 días y de 14 días en el final de fase. Dicho adelantamiento puede atribuirse a un calentamiento del aire observado década a década (Anibalini *et al.*, 2022) y comprobado a través de la comparación de las temperaturas entre el período 2014-2017 observado por Gastaudo (2017) y el período aquí evaluado 2021-2023.

El inicio y las duraciones de los eventos accesorios no coincide con Galetto (2000) y Gastaudo (2017), quienes registraron inicio del único evento accesorio observado a fines de diciembre y principios de enero, respectivamente. La duración de la floración accesoria fue 17 días menor en comparación con las observaciones de Gastaudo (2017), lo que puede ser atribuido a las condiciones más secas durante el período 2021-2023, en contraste con las condiciones más húmedas analizadas por Gastaudo (2017) para el período 2014-2017. Este comportamiento diferencial de duración encontrado entre períodos para los eventos accesorios es consistente con Anibalini *et al.* (2020), quienes encontraron que la única variable que mostró una relación estadísticamente significativa con la duración de la fase fue la precipitación, junto con una correlación significativa y positiva con este elemento atmosférico. A medida que aumenta la precipitación, la duración de la floración adicional se extiende en el tiempo.

Según Coimbra Vieira Costa y Barros de Moraes (2008) la baja producción de frutos en ejemplares cultivados puede deberse a que al encontrarse más aislados entre sí se encuentran más expuestos a la intemperie, y en este caso particular se debió al ataque de la chicharrita de la espuma (*Cephisus*

siccifolia Walker) y a la ocurrencia de tormentas y vientos fuertes que se registraron durante los eventos de floración que produjeron muerte y caída de flores produciendo bajo número de frutos.

En lo que respecta a la caída de follaje en la zona no urbana, Gastaudo (2017) registró un inicio más adelantado de la fase, el 24 de marzo, finalizando a mediados de junio, con una duración similar a las presentadas en este trabajo. Esto podría estar explicado por el aumento de las temperaturas medias determinado entre los distintos momentos de observación lo que ocasiona una mayor retención de las hojas y por lo tanto un inicio más tardío de la caída de estas (Aroa, 2012).

El presente trabajo representa un primer aporte para la región sobre el comportamiento fenológico de *Erythrina crista-galli* L. (ceibo) comparando poblaciones urbana y no urbana.

CONCLUSIONES

Se determinó que el contexto produce condiciones microclimáticas que afectan el comportamiento de los árboles; evidenciándose la influencia del entorno a través de las diferencias encontradas en las fechas de inicio, fin y duración de las fenofases entre las poblaciones de ceibos (población urbana versus población no urbana), en donde la caída de follaje fue la fase que presentó mayor diferencia. Así mismo, se comprobó que la variabilidad climática influye sobre la extensión de las fenofases y sus momentos, en este caso siendo los períodos analizados caracterizados como más cálidos y secos.

Finalmente, este tipo de trabajo nos permiten determinar la existencia de anomalías fenológicas (adelanto o atraso de la fase y su duración) entre períodos de estudio advirtiendo sobre los cambios climáticos que se van produciendo, por lo cual una especie o variedad puede dejar de ser apta para una región o bien adaptarse a ella.

BIBLIOGRAFÍA

Anibalini, V.; M.J. Dickie, J. Gastaudo y A. Coronel, 2022. Variabilidad climática de la precipitación, temperatura y de sus eventos extremos en el sur de Santa Fe. Revista Argentina de Agrometeorología 13:23-29.

Barbero, S.; F. Sola, E. Venturini, V. Anibalini, A. Coronel y E. Jozami, 2018. Comparación entre datos registrados por estación convencional, automática y datalogger, en el sur de Santa Fe. CONGREMET XIII, Rosario, Argentina. https://cenamet.org.ar/congremet/wp-content/uploads/2018/11/T0122_BARBERO.pdf

- Cáceres, A.C.; V. Sánchez, R.V. Gon y R. Pascual Rubiano, 2010. Estudios fenológicos de *Patagonula americana* L. y *Astronium balansae* Engl. de la provincia de Formosa. Revista Forestal YVYRARETA 17:6-13.
- Carnelos, D.A.; G.M. Fernandez Zapiola, M. Peretti y M.E. Fernandez Long, 2020. Modificaciones del comportamiento fenológico de algunas especies forestales como consecuencia de cambios en el clima de la Ciudad de Buenos Aires (Argentina). Agronomía & Ambiente 39(2):105-118.
- Coimbra Vieira Costa, R.A. y A.B. Barros de Moraes, 2008. Fenología e visitantes florais de *Erythrina crista-galli* L. (Leguminosae: Faboideae) en Santa Maria, Rio Grande do Sul, Brasil. Biotemas 21(2):51- 56.
- Cole, T.C.H.; H.H. Hilger y D. Medan, 2016. Angiosperm Phylogeny Poster–Flowering Plant Systematics. <https://refubium.fu-berlin.de/bitstream/handle/fub188/18972/APP-E-2016-IV-linkstoAPweb.pdf;jsessionid=B4561E618B7D042165AF819D107E757?sequence=1> (consultado el 01/08/2025).
- De Fina, A.L. y A.C. Ravelo, 1973. Climatología y fenología agrícola. Editorial Universitaria de Buenos Aires, Argentina. 281 pp.
- Demaio, P.; U.O. Karlin y M. Medina, 2021. Árboles Nativos de Argentina: Centro y Cuyo. Córdoba, Argentina. Ecoval Editorial. 182 pp.
- Fernández García, F., 1995. Manual de climatología aplicada: clima, medio ambiente y planificación. Síntesis. 288 pp.
- Fernandez Zapiola, G.M.; M. Peretti, M.E. Fernandez Long y D.A. Carnelos, 2020. Cambios en la floración de especies arbóreas ornamentales de la ciudad de Buenos Aires (Argentina). Agronomía & Ambiente 40(2):110-121.
- Galetto, L.; G. Bernardello, I.C. Isele, J. Vesprini, G. Speroni, y A. Berduc, 2000. Reproductive biology of *Erythrina crista-galli* (Fabaceae). Annals of the Missouri Botanical Garden 87:127-145.
- García Mozo, H.; A. Mestre y C. Galán, 2010. Phenological trends in southern Spain: A response to climate change. Agricultural and Forest Meteorology 150(4):575-580.
- Gastaudo, J., 2017. Fenología de dos especies arbóreas nativas implantadas en el Parque Villarino de la Facultad de Ciencias Agrarias–UNR (Argentina) (Tesis de grado, Facultad de Ciencias Gracias, Universidad Nacional de Rosario). 79 pp. <http://hdl.handle.net/2133/12169>
- Grimm, N.B.; S.H. Faeth, N.E. Golubiewske, C.L. Redman, J. WU, X. Bai, y J.M. Briggs, 2008. Global change and the ecology of cities. Science 319(5864):756-760.
- Grupo Intergubernamental de expertos sobre el Cambio

- Climático (IPCC), 2021. Resumen técnico. En: Cambio climático - Las bases de las ciencias físicas: Contribución del Grupo de Trabajo I al Sexto Informe de Evaluación del Panel Intergubernamental sobre el Cambio Climático. Prensa de la Universidad de Cambridge, pp. 35-144.
- Krehbiel, C.; X. Zhang y G.M. Henebry, 2017. Impacts of thermal time on land surface phenology in urban areas. *Remote Sensing* 9(5):499.
- Ledesma, N.R., 1953. Registro Fitofenológico Integral. *Meteoros* 3(1):81-95.
- Lozano, E.C. y M.A. Zapater, 2010. El género *Erythrina* (Leguminosae) en Argentina. *Darwiniana* 48(2):179-200.
- Menzel, A., 2002. Phenology: its importance to the global change community. *Climatic change* 54(4):379-385.
- Murphy, G.M. y R.H. Hurtado, 2011. Agrometeorología. Editorial Facultad de Agronomía, Buenos Aires. 512 pp.
- Pascale, A.J. y E.A. Damario, 2004. Bioclimatología agrícola y agroclimatología. Editorial Facultad de Agronomía, UBA. Buenos Aires. 550 pp.
- Pascale, A.J. y R.A. Ruggiero. 1963. Exigencias de las bajas temperaturas durante el período de los ciruelos cultivados en Buenos Aires. IDIA 184:35-45.
- Ramirez Navarro, W., 2018. Efectos cuantitativos del cambio climático en el calendario fenológico de floración y fructificación de siete especies forestales en un bosque establecido en la Región San Martín. (Tesis de grado) Universidad Nacional de San Martín - Tarapoto (Perú). 218 pp.
- Ruggiero, R.A., 1967. Fenología vegetal y animal. Instituto de Suelos y Agrotecnia. Tirada Interna N°4. INTA
- Rizwan, A.M.; L.Y. Dennis y L.I.U. Chunho, 2008. A review on the generation, determination and mitigation of Urban Heat Island. *Journal of environmental sciences*, 20(1):120-128.

Coeficiente de extinción de la luz en *Arundo donax* L. bajo condiciones de crecimiento contrastantes

Rodríguez, L.D.; Lázaro, L.; Rodrigues Pereira, C; Confalone, A.

RESUMEN

Arundo donax L. (AD) es una especie perenne rizomatosa de alto potencial bioenergético, capaz de producir hasta 40 t MS ha⁻¹ año⁻¹, con aplicaciones en fitorremediación y mitigación de gases de efecto invernadero, y con capacidad de adaptación a ambientes marginales. En cultivos, la interceptación de radiación solar por el dosel se describe mediante la Ley de Beer–Lambert, que relaciona la fracción de radiación interceptada (fPARi), el índice de área foliar (IAF) y el coeficiente de extinción de la luz (k), el cual refleja la atenuación de la radiación en el dosel y afecta la eficiencia en el uso de la radiación (EUR). Este estudio tuvo como objetivo estimar k en AD bajo dos condiciones de crecimiento: potencial (riego y fertilización, T1) y real (sin riego, ni fertilización, T2). Se compararon métodos no lineales (mínimos cuadrados no lineales, LSE; máxima verosimilitud, MLE) y un enfoque logarítmico (Log) usando datos periódicos de fPARi e IAF del quinto ciclo de crecimiento (2023–2024) en la Chacra Experimental de la Facultad de Agronomía-UNCPBA (Azul, Buenos Aires). LSE y MLE proporcionaron estimaciones robustas y consistentes de k entre 0,37 y 0,46, mayores en T1, con diferencias significativas entre T1 y T2 en MLE, mientras que Log sobreestimó sistemáticamente k (con valores máximo de 0,48 en T1 y 0,42 en T2) debido a distorsiones de la transformación logarítmica especialmente en doseles erectófilos como AD. Las diferencias reflejan cambios en la estructura del dosel, T1 muestra menor penetración de radiación hacia capas inferiores. Los métodos LSE y MLE ofrecen estimaciones más precisas y robustas que Log, siendo preferibles para modelar la interceptación de radiación en AD.

Palabras clave: Interceptación de radiación, Índice de área foliar, Modelos no lineales, Modelo logarítmico

Rodríguez, L.D.; Lázaro, L.; Rodrigues Pereira, C; Confalone, A. 2025. Light extinction coefficient in *Arundo donax* L. Under contrasting growth conditions, Argentina. RADA XVI: 13-27

SUMMARY

Arundo donax L. (AD) is a perennial rhizomatous species with high bioenergy potential, capable of producing up to 40 t DM ha⁻¹ yr⁻¹, with applications in phytoremediation and greenhouse gas mitigation, and the ability to adapt

to marginal environments. In crops, canopy interception of solar radiation is described by the Beer–Lambert law, which relates the fraction of intercepted radiation (fPARi), leaf area index (LAI), and the light extinction coefficient (k), reflecting radiation attenuation within the canopy and affecting radiation use efficiency (RUE). This study aimed to estimate k in AD under two growth conditions: potential (irrigation and fertilization, T1) and actual (without irrigation or fertilization, T2). Non-linear methods (non-linear least squares, LSE; maximum likelihood estimation, MLE) and a logarithmic approach (Log) were compared using periodic fPARi and LAI data from the fifth growth cycle (2023–2024) at the Experimental Farm of the Faculty of Agronomy-UNCPBA (Azul, Buenos Aires). LSE and MLE provided robust and consistent estimates of k between 0.37 and 0.46, higher in T1, with significant differences between T1 and T2 in MLE, whereas Log systematically overestimated k (up to 0.48 in T1 and 0.42 in T2) due to distortions from the logarithmic transformation in erectophile canopies like AD. These differences reflect changes in canopy structure, with T1 showing lower radiation penetration to lower layers. LSE and MLE provide more accurate and robust estimates than Log, and are preferable for modeling radiation interception in AD.

Keywords: Radiation interception, Leaf area index, Non-linear models, Logarithmic model

Rodríguez, L.D.: NAACCE: Núcleo de Estudios en Actividades Agropecuarias y Cambio Climático. Facultad de Agronomía-UNCPBA. República de Italia 780. Azul (7300) BA, Argentina. CISSAS: Centro de Investigaciones Integradas sobre Sistemas Agronómicos Sustentables, Facultad de Agronomía UNCPBA. República de Italia 780. Azul (7300) BA, Argentina. Lázaro, L.: CISSAS: Centro de Investigaciones Integradas sobre Sistemas Agronómicos Sustentables, Facultad de Agronomía UNCPBA. República de Italia 780. Azul (7300) BA, Argentina. Rodrigues Pereira, C: Departamento de Engenharia Agrícola e Meio Ambiente, Universidade Federal Fluminense (UFF), Rua Passo da Pátria, 156 – Bloque D, Niterói, Rio de Janeiro, Brasil. Confalone, A.: NAACCE: Núcleo de Estudios en Actividades Agropecuarias y Cambio Climático. Facultad de Agronomía-UNCPBA. República de Italia 780. Azul (7300) BA, Argentina

Correspondencia a: lrodriguez@azul.faa.unicen.edu.ar

INTRODUCCIÓN

Arundo donax L. (AD) es una especie perenne rizomatosa con alto potencial bioenergético, capaz de producir hasta 40 t MS ha⁻¹ año⁻¹ bajo condiciones óptimas de agua y nutrientes (Cosentino *et al.*, 2016). Diversos estudios destacan su valor como cultivo bioenergético por su elevado rendimiento (Curt *et al.*, 2017), rápido crecimiento (Barney y Di Tomaso, 2008), alta capacidad de reproducción vegetativa (Cavallaro *et al.*, 2014) y por el carácter lignocelulósico de su biomasa (Cano Ruiz *et al.*, 2020; Nogar *et al.*, 2021). Además, AD presenta aplicaciones en

fitorremediación (Papazoglou *et al.*, 2005; Danelli *et al.*, 2021), contribuye a la mitigación de gases de efecto invernadero (Angreu Rodríguez *et al.*, 2012; Pilu *et al.*, 2012, 2014) y muestra una elevada capacidad de adaptación a ambientes marginales (Brusca *et al.*, 2018; Curt *et al.*, 2018; Jensen *et al.*, 2018).

En general la producción de los cultivos en condiciones potenciales (*i.e.* sin limitaciones hídricas ni nutricionales) está directamente asociada a la radiación interceptada por el dosel, la eficiencia de conversión de esa radiación en biomasa (EUR) y su partición a los diferentes

órganos de la planta (Charles-Edwards, 1984; Hay y Walker, 1989). La intercepción de radiación fotosintéticamente activa (PAR) está determinada por la arquitectura del dosel, el índice de área foliar (IAF) y el ángulo de las hojas (Maddonni *et al.*, 2001).

La distribución de la radiación hacia el interior del dosel puede ser descripta por la Ley de Beer–Lambert, que establece una relación entre la fracción de PAR interceptada (fPARi), el IAF y el coeficiente de extinción de la luz (k) (Monsi y Saeki, 1953; Hirose, 2005). Este coeficiente representa la atenuación de la radiación en función del área foliar y depende de la estructura del dosel y del arreglo foliar, afectando directamente la EUR (Hirose, 2005). La ecuación de Beer–Lambert se utiliza rutinariamente en fisiología de cultivos y en modelos de simulación de crecimiento (Hammer *et al.*, 2009). El valor de k está relacionado con la orientación de las hojas, hojas más verticales en la parte superior del dosel permiten que la radiación penetre en las capas inferiores, incrementando la fotosíntesis a lo largo de todo el dosel. Monsi y Saeki (1953) reportaron que k tiende a ser bajo (0,2 - 0,5) en cultivos con hojas erectófilas y más alto (0,6 - 0,8) en cultivos con hojas planófilas. En términos prácticos, esto implica que plantas con hojas erectófilas, atenúan menos luz por unidad de PAR que aquellas con hojas planófilas, cuya disposición más horizontal favorece una mayor intercepción de la radiación (Hirose, 2005).

Para estimar k se utilizan modelos basados en datos experimentales, como el enfoque logarítmico de la ecuación de Beer–Lambert; sin embargo, esta transformación puede generar inconsistencias estadísticas (Mamouei *et al.*, 2021). En cultivos como el maíz, otra gramínea con k relativamente bajo, Lacasa *et al.* (2021) propusieron una guía para determinar k mediante modelos no lineales, destacando diversas ventajas de esta metodología.

Para el caso particular de AD, Ceotto *et al.* (2013) y Cosentino *et al.* (2016) informaron valores de k de entre 0,29 y 0,44, indicando esto que la radiación incidente puede penetrar hasta las hojas inferiores gracias a su estructura erectófila. A su vez, la disponibilidad de agua y de nutrientes, particularmente de nitrógeno, se encuentra entre los principales factores que afectan la fPARi, el IAF y la estructura del cultivo, lo que podría influir en el valor de k (Cosentino *et al.*, 2016).

Contar con estimaciones robustas de k en AD bajo condiciones reales y potenciales de crecimiento es fundamental para avanzar en la modelización de la acumulación de biomasa ajustada a las condiciones locales. En 2019 se

iniciaron investigaciones sobre este cultivo en la región centro de la provincia de Buenos Aires (Rodríguez *et al.*, 2021; 2024), evaluándose su crecimiento en condiciones óptimas (con riego y fertilización nitrogenada) y reales (sin riego, ni fertilización nitrogenada). En base a los datos obtenidos de IAF y fPARi en el experimento de campo (en el quinto ciclo de cultivo), el presente estudio tuvo como objetivo analizar el efecto de dos condiciones de crecimiento (potencial y real) sobre el coeficiente de extinción de la luz en los doseles de AD, comparando diferentes métodos de estimación.

MATERIALES Y MÉTODOS

2.1. El experimento

El experimento fue realizado en la Chacra Experimental de la Facultad de Agronomía-UNCPBA, en Azul, provincia de Buenos Aires, Argentina (36°49'47,5" S, 59°53'13,9" O; 137 m.s.n.m.). El cultivo de AD se implantó en septiembre de 2019 en un suelo clasificado como Argiudol típico (USDA, 2010; INTA–Servicio de Conservación de Recursos Naturales y Departamento de Agricultura, 2010), utilizando rizomas provenientes de un clon naturalizado en la región y plantines obtenidos por micropagación *in vitro* (Rodríguez *et al.*, 2024). El diseño experimental correspondió a parcelas subdivididas en bloques completos al azar con tres repeticiones con subparcelas de 6 x 6 m. Se establecieron dos condiciones de crecimiento: (i) Potencial (T1), con riego por goteo y fertilización con nitrógeno y fósforo, y (ii) Real (T2), sin riego ni fertilización. En T1, el suelo se mantuvo próximo a la capacidad de campo mediante riego; en el quinto ciclo de cultivo (2023 - 2024) se aplicaron 350 mm de agua, 100 kg ha⁻¹ de N y 20 kg ha⁻¹ de P. Los tratamientos principales correspondieron a las condiciones de cultivo, mientras que los tratamientos secundarios combinaron método de propagación y densidad de plantación. Las parcelas secundarias, de 36 m², se asignaron a los dos tipos de propagación: rizomas (R) y plantines (P), y a dos densidades en R (1 pl m⁻² – R1 y 2 pl m⁻² – R2). En plantines se utilizó solo la densidad de 1 pl m⁻² (P1), suprimiéndose la doble densidad (P2) por razones de costo. En consecuencia, el diseño original incluyó dos tratamientos principales (T1 y T2) y seis subtratamientos: T1R1, T1R2, T1P1, T2R1, T2R2 y T2P1, con tres repeticiones en bloques para cada uno (Rodríguez *et al.*, 2021). Aunque el ensayo original contemplaba la existencia de subtratamientos, en la mayoría de los análisis presentados en este trabajo estos fueron

unificados, dado que no se observaron diferencias estadísticas significativas entre ellos durante el ciclo de cultivo evaluado. El tamaño de cada parcela principal fue de 324 m².

La humedad del suelo se determinó semanalmente mediante muestreos hasta 40 cm de profundidad, utilizando el método gravimétrico. Los datos meteorológicos (radiación solar, temperatura del aire y precipitación) se registraron con una estación automática (iMETOS Serie 3.3) perteneciente al Centro Regional de Agrometeorología (CRAGM) de la Facultad de Agronomía UNCPBA instalada a 100 m del sitio experimental.

Periódicamente durante el quinto ciclo del cultivo se realizaron mediciones de Índice de Área foliar (IAF) y de la fracción de radiación fotosintéticamente activa interceptada (fPARi). Las mediciones de radiación fotosintéticamente activa (PAR) se realizaron cada 15 días, desde fines de octubre (inicio del ciclo de crecimiento) hasta comienzos de abril (posterior a la primera helada), empleando un sensor cuántico lineal (CAVA-BAR-RAD). Las determinaciones se realizaron en el centro de cada subparcela para minimizar los efectos de borde y en horarios cercanos al mediodía solar, registrando lecturas tanto por encima como por debajo del dosel, con dos mediciones por subparcela. Posteriormente, se calculó la fracción de PAR instantánea interceptada (fPARi) por el dosel utilizando la expresión:

$$f\text{PAR}_i = 1 - (\text{PAR}_b / \text{PAR}_a) \quad (1)$$

donde:

- PAR_a: PAR incidente instantánea inmediatamente por encima del dosel (μmol m⁻² s⁻¹).
- PAR_b: PAR transmitida instantáneamente hacia la parte inferior del dosel (μmol m⁻² s⁻¹).

Los valores de radiación global obtenidos en la estación agrometeorológica se convirtieron en radiación PAR, considerando que el 50 % de la radiación global (RG) corresponde a PAR (Szeicz, 1974).

En paralelo, se realizaron mediciones no destructivas del IAF utilizando un analizador de dosel (LAI-2000, LI-COR, Inc.), tomando una lectura por encima del dosel y tres por debajo en un área de 1 m² ubicada en el centro de cada subparcela. Dado que el cultivo se encontraba estabilizado (quinto año desde su implantación con rizomas brotando sin patrones definidos en toda la superficie de las unidades experimentales) y el análisis de varianza (ANOVA) previo no mostró diferencias significativas entre los tres subtratamientos para los valores de fPARi y IAF (p

> 0,05), dentro de cada tratamiento principal los tres subtratamientos fueron considerados como repeticiones. Durante el quinto ciclo se realizaron 14 fechas de muestreo, con tres repeticiones por parcela (correspondientes a los tres subtratamientos) totalizando 42 pares fPARi-IAF por tratamiento principal.

A partir de estas mediciones, se estimó el coeficiente de extinción de la luz (k) para T1 y T2. La estimación de k se llevó a cabo mediante distintos métodos estadísticos, con el objetivo de aumentar la robustez y confiabilidad de los valores obtenidos. El coeficiente se calculó mediante un ajuste único por tratamiento, considerando los tres subtratamientos como repeticiones para obtener un valor promedio representativo del dosel. Esto permitió comparar el desempeño de los métodos empleados y determinar cuál de ellos resulta más adecuado a las condiciones experimentales.

2.2. Estimación del coeficiente de extinción

La estimación de k se realizó a partir de la ecuación exponencial de la Ley de Beer-Lambert (1):

$$f\text{PAR}_i = 1 - e^{(-k \cdot IAF_i)} \quad (2)$$

Se evaluaron cuatro enfoques metodológicos que combinan distintas técnicas estadísticas y modelos de ajuste.

2.2.1. Mínimos Cuadrados No Lineales (LSE)

El método de Mínimos Cuadrados No Lineales (LSE) consistió en ajustar la ecuación exponencial de Beer-Lambert con el objetivo de encontrar el valor de k que minimiza la suma de los cuadrados de los errores entre los valores observados y estimados de fPARi. A diferencia de otros enfoques, este método no asume una distribución específica para los residuos. Las estimaciones de k se obtuvieron utilizando el algoritmo BFGS, implementado mediante la función minimize del paquete SciPy (Python). El valor óptimo de k fue aquel que minimizó la siguiente función objetivo:

$$S(k) = \sum_{i=1}^n (f\text{PAR}_i - (1 - e^{-k \cdot IAF_i}))^2 \quad (3)$$

donde:

- S(k): suma de los residuos cuadráticos en función del coeficiente de extinción de la luz (k);
- fPAR_i: fracción de radiación fotosintéticamente activa interceptada observada en el punto i;
- IAF_i: Índice de Área Foliar correspondiente al punto i;
- n: número total de observaciones utilizadas en el ajuste.

2.2.2. Máxima Verosimilitud (MLE)

De acuerdo con Lacasa *et al.* (2021), la estimación por máxima verosimilitud (MLE) es una técnica ampliamente utilizada en inferencia estadística. Este método estima el parámetro k maximizando la probabilidad de ocurrencia de los datos observados, bajo la hipótesis de una determinada distribución de errores. Inicialmente, se asumió que los errores seguían una distribución normal. En ese caso, el modelo estadístico fue formulado como:

$$\mu_i = 1 - e^{(-k \cdot IAF)} , \text{ con } fPAR_i \sim N(\mu_i, \sigma^2) \quad (4)$$

La maximización de la función de verosimilitud se realizó utilizando el algoritmo BFGS, con valores iniciales de k comprendidos entre 0,2 y 0,6, semejante al utilizado en maíz (Lacasa *et al.*, 2021). La matriz Hessiana obtenida en el punto óptimo permitió estimar la varianza y el error estándar (EE) de k , lo que posibilitó construir intervalos de confianza del 95% mediante el método de Wald, asumiendo normalidad asintótica. Este enfoque se distingue por permitir la especificación explícita de la distribución de probabilidad, proporcionando estimaciones puntuales acompañadas de medidas de incertidumbre, como el EE e intervalos de confianza. Aunque formalmente equivalente al LSE, el MLE ofrece la ventaja adicional de estimar simultáneamente la varianza de los errores (σ^2). Sin embargo, dada la naturaleza continua y acotada de $fPAR_i$ (entre 0 y 1), la hipótesis de normalidad puede ser inapropiada, ya que podría producir predicciones fuera del intervalo admisible. Para subsanar esta limitación, también se adoptó una distribución beta.

2.2.3. MLE bajo distribución beta

Asumiendo una distribución beta para $fPAR_i$, el modelo se reformuló como:

$$fPAR_i \sim Beta(\mu_i, \varphi) \quad (5)$$

donde $\mu_i = 1 - e^{(-k \cdot IAF)}$ representa la $fPAR_i$ predicha por el modelo de Beer–Lambert, y φ es un parámetro de precisión que controla la dispersión de la distribución. Los parámetros de forma de la distribución se definieron como $\alpha = \mu_i \cdot \varphi$ y $\beta = (1 - \mu_i) \cdot \varphi$ y (Ferrari y Cribari-Neto, 2004). La estimación de los parámetros k y φ se realizó mediante máxima verosimilitud utilizando el algoritmo BFGS del paquete SciPy en Python. Se usaron valores iniciales aleatorios de k entre 0,2 y 0,6, siguiendo el rango reportado por Lacasa *et al.* (2021) para cultivos de maíz. La convergencia del proceso de optimización se verificó mediante la matriz Hessiana invertida, la cual también permitió calcular la matriz de varianza–covarianza de los estimadores. A

partir de esta se derivó el EE de k , y el intervalo de confianza del 95% tipo Wald. Este enfoque resulta estadísticamente más adecuado para variables acotadas, como $fPAR_i$, ya que la distribución beta permite modelizar proporciones en (entre 0 y 1) con formas flexibles (Damgaard e Irvine, 2019), proporcionando estimaciones puntuales acompañadas de medidas de incertidumbre. Además, se ha demostrado robusto en contextos similares, como en estudios de interceptación de radiación en cultivos de maíz (Lacasa *et al.*, 2021).

2.2.4. Método logarítmico (Log)

El método Log se basa en la linealización de la ecuación de la Ley de Beer-Lambert mediante la aplicación del logaritmo natural a la fracción de radiación transmitida por el dosel. La ecuación original se expresa como:

$$PAR_b/PAR_a = 1 - e^{(-k \cdot IAF)} \quad (6)$$

donde PAR_a y PAR_b representan, respectivamente, la PAR incidente sobre el dosel y la transmitida a través de él; IAF es el Índice de Área Foliar; y k , el coeficiente de extinción de la luz. A partir de esta relación, y utilizando la fracción de radiación absorbida por el dosel ($fPAR_i$, Ecuación 1), se obtiene:

$$1 - fPAR_i = e^{(-k \cdot IAF)} \quad (7)$$

Aplicando logaritmo natural a ambos lados de la ecuación, se obtiene la forma lineal basada en la absorción de la luz:

$$\ln(1 - fPAR_i) = -k \cdot IAF \quad (8)$$

Esta relación permite ajustar una regresión lineal simple, utilizando los valores observados de IAF en el eje X y los valores de $-\ln(1 - fPAR_i)$ en el eje Y. La pendiente de la recta ajustada corresponde a una estimación de k . Alternativamente, la estimación de k puede obtenerse directamente a partir de la relación entre la radiación incidente y la transmitida, expresada como:

$$\ln(PAR_a) - \ln(\ln(PAR_b)) = -k \cdot IAF \quad (9)$$

En este caso, se ajusta una regresión lineal entre los valores de $\ln(PAR_a/PAR_b)$ y el IAF , siendo nuevamente la pendiente de la recta el valor estimado de k .

Si bien este procedimiento es simple y ampliamente utilizado en la literatura, es importante destacar que la transformación logarítmica puede alterar la estructura de los errores del modelo, violando supuestos fundamentales de la regresión lineal como la homocedasticidad y la normalidad de los residuos. Por ello, los resultados obtenidos

mediante este método pueden diferir de aquellos generados por enfoques más robustos, como la estimación por máxima verosimilitud o métodos bayesianos (Lacasa *et al.*, 2021). A pesar de estas limitaciones, la transformación logarítmica permite la linealización de la ecuación exponencial y la estimación directa del coeficiente de extinción de la luz mediante técnicas estadísticas clásicas.

Con el fin de evaluar si las diferencias en los coeficientes de extinción de la luz (k) entre los tratamientos fueron estadísticamente significativas, se aplicó la prueba de Wald a partir de los valores estimados de k y de sus respectivos EE. El análisis se realizó de manera independiente para los estimadores obtenidos mediante máxima verosimilitud, considerando distribuciones normal y beta. La prueba de Wald permite verificar si un parámetro estimado difiere significativamente de un valor hipotético, en función de su EE y bajo el supuesto de una distribución normal o chi-cuadrado (Wooldridge, 2019). Los modelos logarítmicos (Log), de mínimos cuadrados (LSE) y de máxima verosimilitud (MLE) fueron ajustados en Python, utilizando el algoritmo BFGS. El desempeño de cada modelo se evaluó mediante el coeficiente de determinación (R^2) y otros indicadores de ajuste. Asimismo, la calidad y adecuación de los modelos se verificaron mediante gráficos de diagnóstico Q-Q y de residuos vs. valores ajustados, que permitieron comprobar la normalidad y la distribución aleatoria de los errores. Adicionalmente, se calcularon métricas estadísticas como el Akaike Information Criterion (AIC; Akaike, 1974), el Bayesian Information Criterion (BIC; Schwarz, 1978) y el Root Mean Squared Error (RMSE; Willmott, 1981) para comparar la calidad de los modelos y seleccionar el ajuste más adecuado a las condiciones experimentales.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

3.1. Condiciones meteorológicas y balance hídrico

Durante el ciclo de cultivo, la radiación global promedio fue de $19,8 \text{ MJ m}^{-2} \text{ d}^{-1}$, con temperaturas del aire máxima, mínima y media de $25,2^\circ\text{C}$, $11,1^\circ\text{C}$ y $17,9^\circ\text{C}$, respectivamente. La precipitación acumulada alcanzó 1070,8 mm, y la evapotranspiración de referencia (ETo) fue de 818,5 mm. En la Figura 1 se muestra la evolución de los elementos meteorológicos durante el quinto ciclo de cultivo. A partir de abril, se registraron las primeras heladas de 2024, lo que llevó a considerar que el ciclo tuvo una duración de 217 días (desde la emergencia, en octubre de 2023, hasta mayo de

2024), inferior a la de años anteriores (Rodriguez *et al.*, 2024).

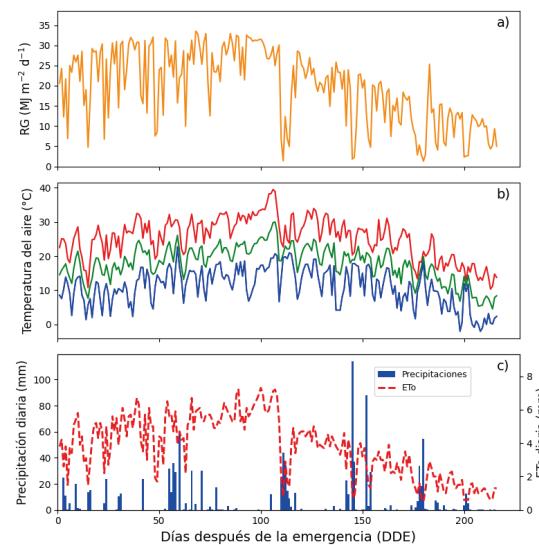


Figura 1. Evolución de los elementos meteorológicos a) Radiación solar global (RG, $\text{MJ m}^{-2} \text{ d}^{-1}$), b) temperatura del aire máxima (rojo), media (verde) y mínima (azul) ($^\circ\text{C}$), c) precipitaciones y ETo diaria (mm) en Azul, Buenos Aires, en función de los días después de la emergencia de AD en el quinto año de cultivo, desde octubre de 2023 hasta la cosecha fin de junio de 2024.

En la Figura 2 se presenta la evolución mensual de las precipitaciones acumuladas y ETo durante el ciclo de cultivo. Se registraron déficits hídricos en noviembre (20 - 50 DDE, Figura 1) y enero (80 - 110 DDE, Figura 1); sin embargo, el balance hídrico total fue positivo, con un excedente notable de agua a partir de febrero.

3.2. Coeficiente de extinción de la luz (k)

La disponibilidad de agua adicional en T1 contribuyó a un dosel con mayor IAF. Aunque el quinto ciclo fue húmedo, el cultivo, al ser perenne, había atravesado un ciclo previo muy seco (cuarto ciclo), con una precipitación total de 569,8 mm, considerablemente inferior a la registrada en el quinto ciclo. Es probable que esta sequía haya limitado la acumulación de biomasa en los rizomas durante el ciclo anterior, afectando la brotación de AD al inicio del quinto ciclo y, en consecuencia, contribuyendo a las diferencias observadas en fPARi e IAF entre ambos tratamientos (Figuras 3 y 4). El coeficiente de extinción de la luz (k), estimado mediante LSE, fue de 0,443 en T1 y de 0,377 en T2, con R^2 superiores a 0,967 (Figura 3).

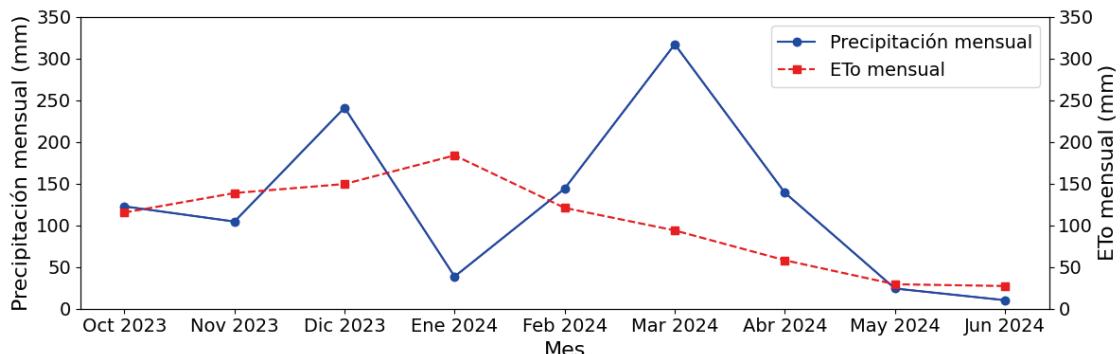


Figura 2. Evolución de las precipitaciones y de la ETo (Evapotranspiración de referencia) estimada con Penman-Monteith para cada mes en milímetros durante el quinto periodo de cultivo, desde octubre del 2023 a junio del 2024.

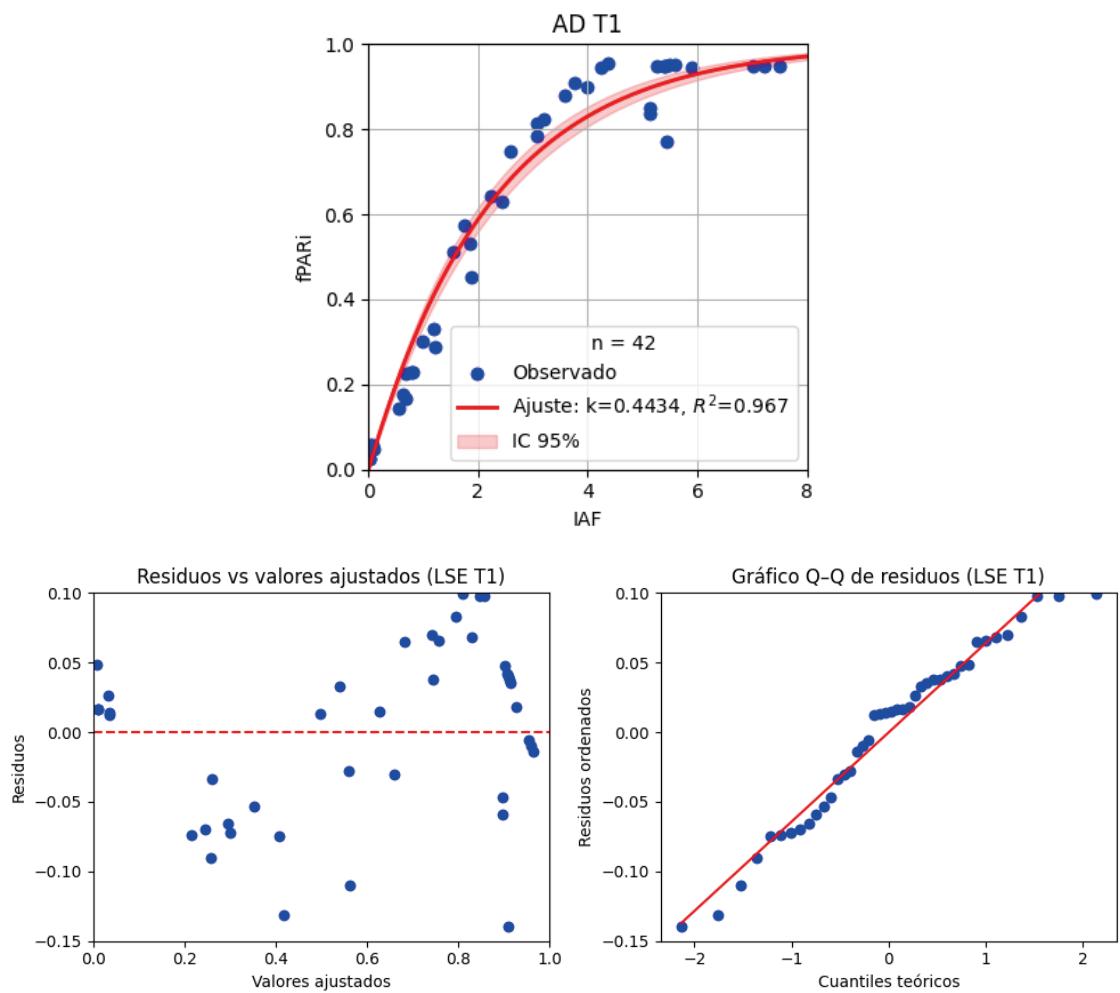


Figura 3. Relación entre la fracción de radiación fotosintéticamente activa interceptada (fPARi) y el índice de área foliar (IAF) medida con el sensor LI-COR, para el cultivo de AD en el tratamiento T1. Los puntos azules representan los valores observados, mientras que la línea roja muestra el ajuste no lineal obtenido mediante la ecuación $fPARi = 1 - e^{-k \cdot IAF}$, donde k corresponde al coeficiente de extinción del doblez estimado por el método de mínimos cuadrados (LSE). La banda sombreada indica el intervalo de confianza al 95 %. En la parte inferior se presentan los gráficos de diagnóstico del modelo: residuos vs. valores ajustados (izquierda) y gráfico Q-Q de residuos (derecha).

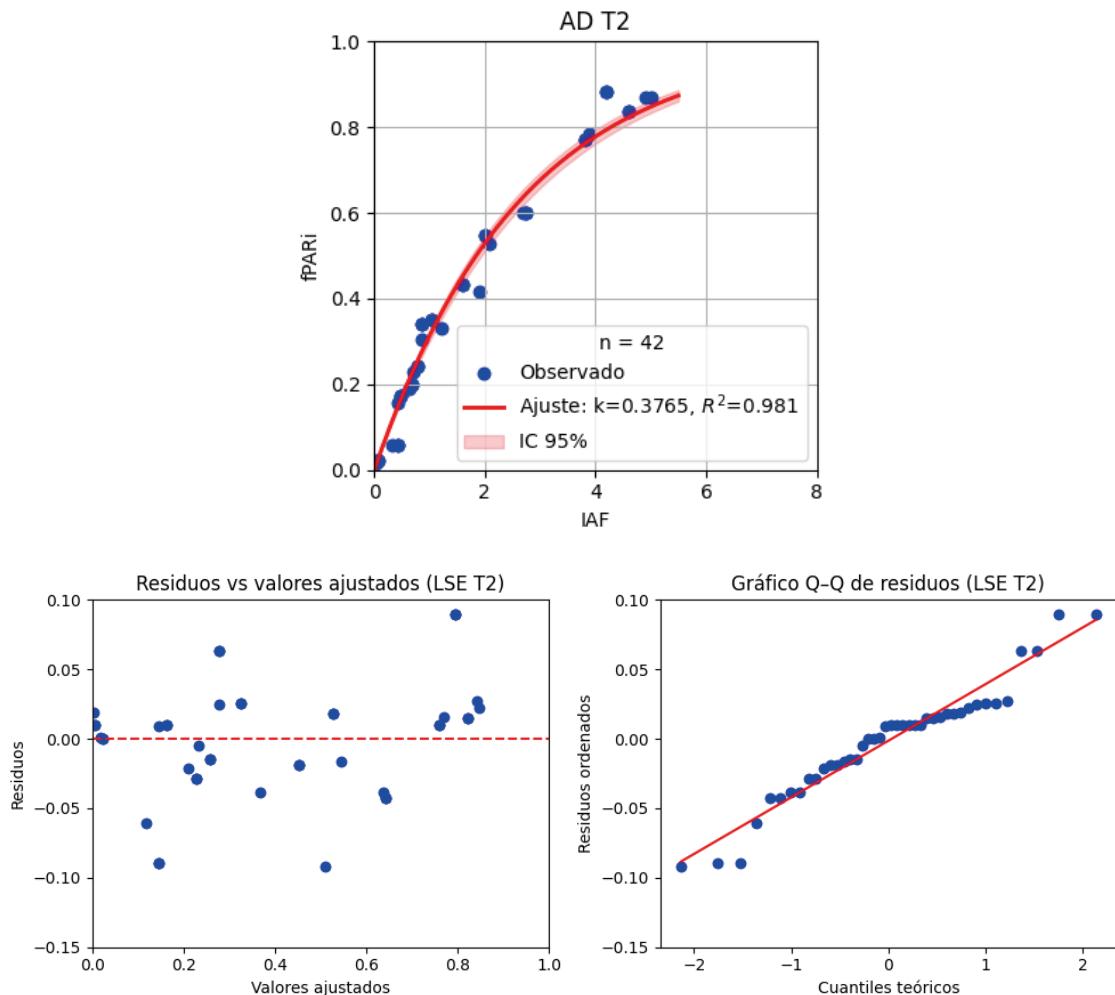


Figura 4. Relación entre la fracción de radiación fotosintéticamente activa interceptada (fPARi) y el índice de área foliar (IAF) medida con el sensor LI-COR, para el cultivo de AD en el tratamiento T2. Los puntos azules representan los valores observados, mientras que la línea roja muestra el ajuste no lineal obtenido mediante la ecuación $fPARi = 1 - e^{-k \cdot IAF}$, donde k corresponde al coeficiente de extinción del dosel estimado por el método de mínimos cuadrados (LSE). La banda sombreada indica el intervalo de confianza al 95 %. En la parte inferior se presentan los gráficos de diagnóstico del modelo: residuos vs. valores ajustados (izquierda) y gráfico Q-Q de residuos (derecha).

Con el método MLE con distribución normal los valores de k obtenidos fueron de 0,443 en T1 y de 0,377 en T2 (Tabla 1). La prueba de Wald arrojó diferencias significativas entre los tratamientos ($p < 0,01$), lo que confirma que T1 presenta un dosel más denso y, por tanto, menor penetración de luz hacia los estratos inferiores.

Al aplicar la distribución beta, los valores de k oscilaron entre 0,379 y 0,458 (Tabla 1), mostrando un patrón consistente con los métodos MLE normal y LSE. La prueba de Wald indicó diferencias significativas entre los tratamientos ($p < 0,05$), confirmando que la disponibilidad de agua y

nutrientes influye directamente en la estructura del dosel. En particular, los mayores valores de k registrados en T1 reflejaron una menor transmisión de radiación hacia los estratos inferiores.

El método logarítmico produjo valores ligeramente superiores (0,48 en T1 y 0,42 en T2), sobreestimando k en comparación con LSE y MLE. Esto se debe a que la transformación logarítmica comprime los valores altos y expande los bajos, generando cambios abruptos en el término $\ln(PARa/PARb)$ cuando fPARi es elevado y IAF intermedio (Figura 6). Resultados similares se han observado en maíz, con diferencias superiores al

Tabla 1. Valores del coeficiente de extinción (k) estimados mediante los cuatro métodos de ajuste analizados (LSE, MLE normal, MLE beta y logarítmico), error estándar (EE), intervalo de confianza (IC 95%) y métricas estadísticas de desempeño del modelo (R2, RMSE, AIC y BIC) para Arundo donax L. (AD) en los tratamientos T1 y T2.

Método	Parámetro	T1	T2
LSE	k	0,443	0,376
	IC 95% k	[0,4095 - 0,4773]	[0,3580 - 0,3950]
	R ²	0,967	0,981
	RMSE	0,0625	0,0402
	AIC	-230,94	-267,89
MLE Normal	BIC	-229,21	-266,16
	k	0,443	0,376
	IC 95% k	[0,4126 - 0,4753]	[0,3590 - 0,3940]
	EE de k	0,016	0,009
	RMSE	0,0625	0,0402
MLE Beta	AIC	-109,74	-146,70
	BIC	-106,27	-143,23
	k	0,458	0,379
	IC 95% k	[0,4243 - 0,4917]	[0,3576 - 0,4010]
	EE de k	0,017	0,011
Logarítmico	RMSE	0,0630	0,0403
	AIC	-118,69	-142,90
	BIC	-115,21	-139,43
	k	0,479	0,422
	EE de la pendiente	0,027	0,012
	R ²	0,885	0,967
	RMSE	0,3896	0,1220
	AIC	-75,19	-172,74
	BIC	-71,72	-169,26

100 % entre los métodos logarítmico y MLE (Lacasa *et al.*, 2021), en concordancia con estudios que destacan que los modelos de regresión no lineal superan las limitaciones de las transformaciones logarítmicas (Packard, 2011; Xiao *et al.*, 2011). Transformaciones de este tipo, como la utilizada en la Ley de Beer-Lambert, pueden inducir inconsistencias estadísticas si no se aplican correctamente, un fenómeno documentado incluso en la calibración instrumental en química y otras disciplinas (Delgado, 2022).

Los resultados evidenciaron diferencias consistentes en la calidad del ajuste entre los métodos evaluados (Tabla 1). Los enfoques LSE, MLE Beta y MLE Normal mostraron valores de RMSE bajos y similares en ambos tratamientos, siendo menores en T2, mientras que el método logarítmico presentó un RMSE considerablemente mayor, reflejando menor precisión en la estimación. Según los criterios de información, el modelo LSE exhibió el mejor desempeño general (valores de AIC y BIC más bajos), seguido por MLE Beta y

MLE Normal; el método logarítmico mostró el peor ajuste relativo (Tabla 1).

En el MLE Beta, los residuos se distribuyeron homogéneamente alrededor de cero, sin tendencia sistemática y con varianza constante, lo que sugiere homocedasticidad (Figura 5). La dispersión aleatoria de los puntos indica que el modelo representa adecuadamente la relación entre fPARi e IAF. En el MLE Normal, los residuos se concentraron en un rango similar (-0,15 a 0,10) y el RMSE fue comparable al del MLE Beta; sin embargo, los criterios de información reflejaron un ajuste marginalmente inferior (Tabla 1), probablemente porque la distribución normal no restringe los valores dentro del intervalo (0 - 1), generando cierta pérdida de precisión en los extremos de fPARi.

Por su parte, el método logarítmico mostró el ajuste más débil, con residuos más dispersos (-1,0 a 1,0) y ligera tendencia a heterocedasticidad en los valores intermedios en T1 (Figura 6). Los mayores valores de RMSE, AIC y BIC confirmaron

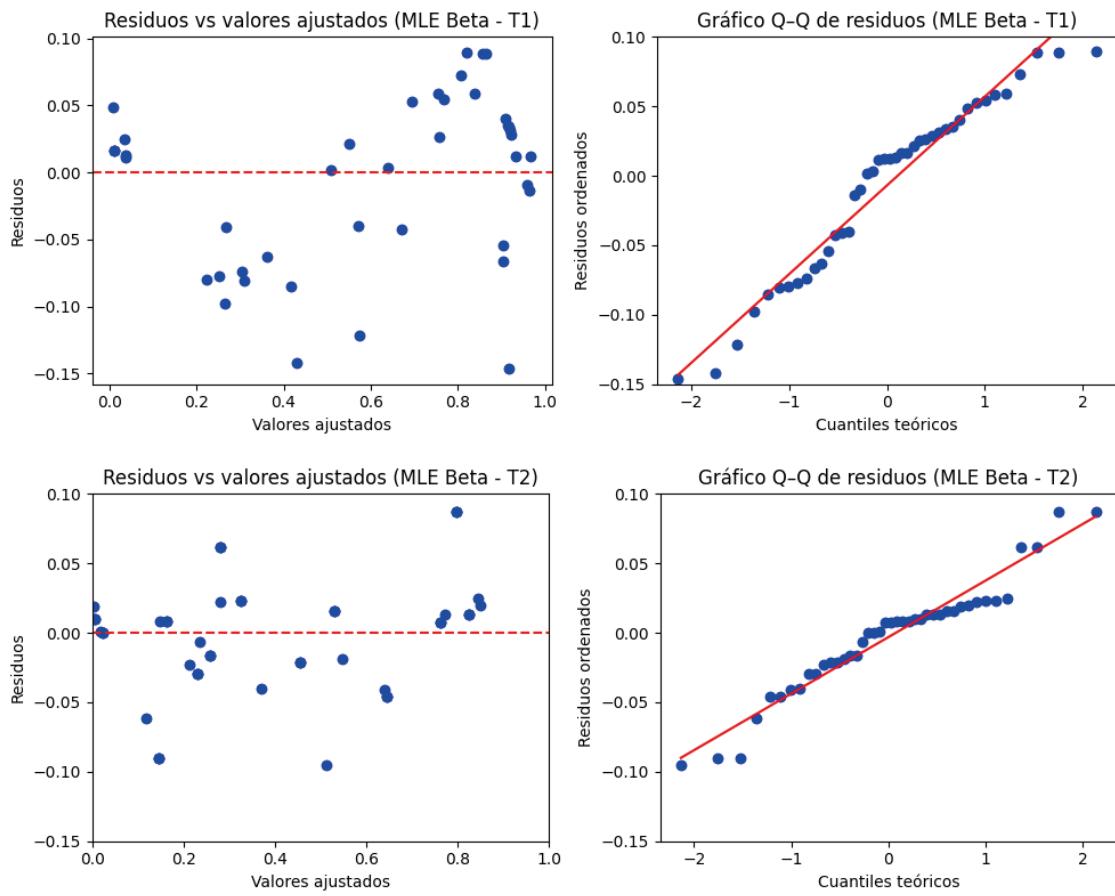


Figura 5. Distribución de residuos del modelo MLE Beta para los tratamientos T1 (parte superior) y T2 (parte inferior). A la izquierda, residuos en función de los valores ajustados; a la derecha, gráfico Q-Q de residuos. La proximidad de los puntos a la línea de referencia indica que los errores se aproximan a una distribución normal.

su menor desempeño (Tabla 1). En cuanto a la normalidad, los residuos presentaron una distribución aproximadamente normal en ambos tratamientos, con leves desviaciones en las colas, más marcadas en T1. En conjunto, tanto las métricas de ajuste como los gráficos diagnósticos coinciden en que los métodos no lineales (LSE y MLE) describen con mayor precisión la relación entre fPARI e IAF.

Es importante subrayar que el valor de k derivado mediante el método logarítmico es específico del modelo transformado ($\ln(PAR_a) - \ln(PAR_b) = -k \cdot IAF$) y, por lo tanto, no debe aplicarse directamente en ecuaciones basadas en fPARI sin transformar (Lacasa *et al.*, 2021). En cambio, los métodos LSE y MLE, al conservar la forma original de la ecuación, ofrecen mayor solidez frente a sesgos generados por valores extremos, lo que los hace más adecuados

para establecer comparaciones consistentes entre tratamientos.

Los valores de k estimados en este estudio (0,37 - 0,46, según LSE y MLE) resultaron consistentes con los reportados por Cosentino *et al.* (2016) (0,38 - 0,44). En ese estudio, el mayor k se obtuvo en el tratamiento con riego aplicado solo durante el establecimiento y 120 kg N ha^{-1} , mientras que el menor correspondió al riego pleno sin fertilización nitrogenada. Esto sugiere que el nitrógeno no incrementa directamente k , pero sí favorece una arquitectura del dosel con mayor densidad de cañas por unidad de superficie y con hojas más horizontales y densas, aumentando la extinción de radiación. Dichos autores también calcularon k ajustando los datos de fPARI vs. IAF mediante la ecuación exponencial asintótica. En comparación, Ceotto *et al.* (2013) reportaron un k de 0,29 para AD en el cuarto de cultivo

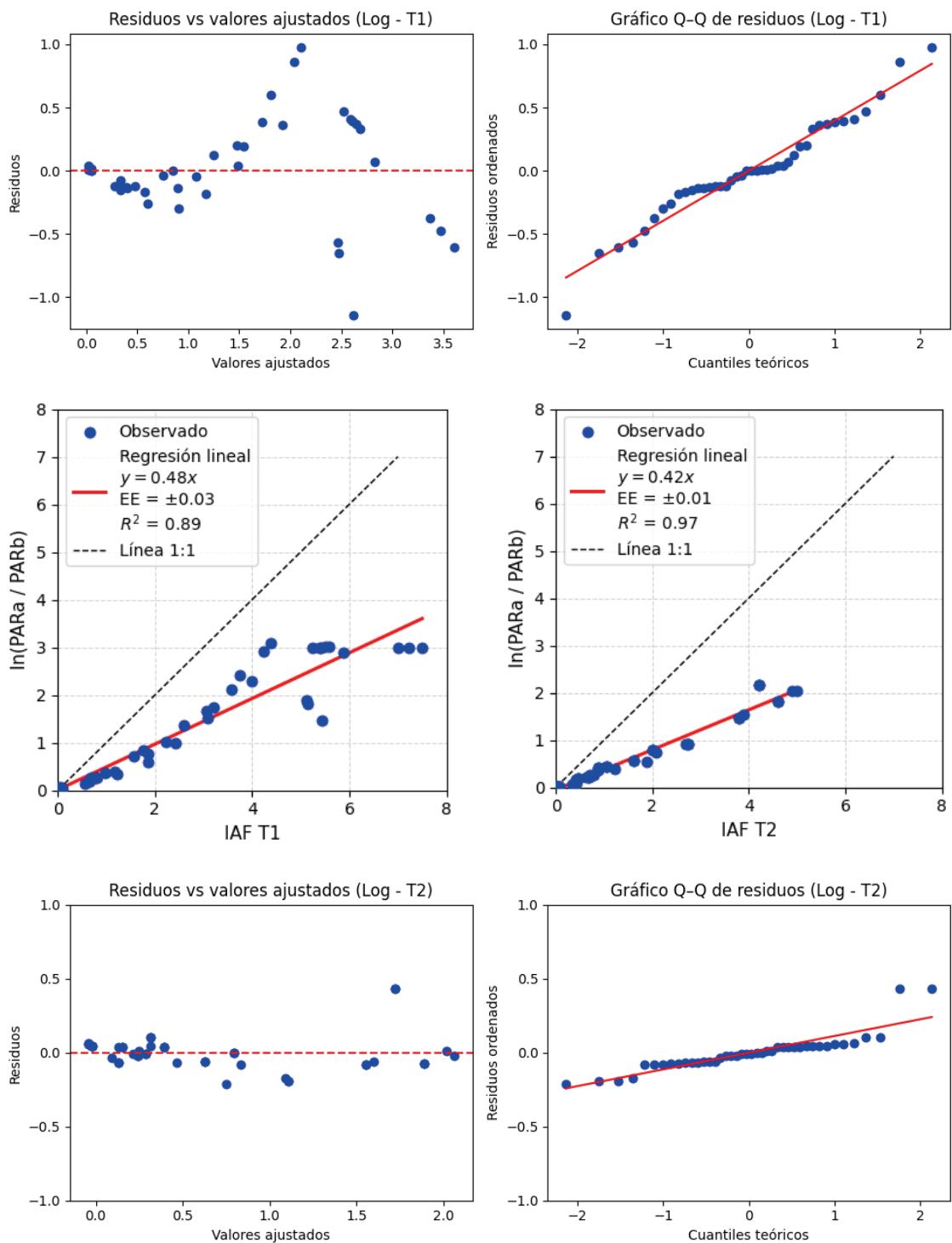


Figura 6. Relación entre el índice de área foliar (IAF) y la razón logarítmica entre la radiación fotosintéticamente activa incidente (PARa) y la transmitida (PARb) en *Arundo donax L.*, utilizada para estimar el coeficiente de extinción de la luz (k) según la Ley de Beer-Lambert. Los puntos azules corresponden a los valores observados; la línea roja representa el ajuste de la regresión lineal y la línea negra discontinua indica la línea 1:1. En la parte inferior se presentan los gráficos de diagnóstico del método logarítmico: residuos en función de los valores ajustados (izquierda) y gráfico Q-Q de residuos (derecha) para los tratamientos T1 y T2.

en Italia, asociado a un IAF excepcionalmente alto ($>10 \text{ m}^2 \text{ m}^{-2}$). Estas discrepancias podrían atribuirse a variaciones ecotípicas, arquitectónicas, de manejo o metodológicas. Cabe señalar que los valores de IAF reportados en estudios europeos fueron superiores a los observados en nuestro experimento de cinco años; en T1, por ejemplo, el máximo alcanzado fue de $7,5 \text{ m}^2 \text{ m}^{-2}$ (Rodríguez *et al.*, 2024), lo que podría reflejar diferencias ecotípicas o una subestimación de las mediciones con el analizador de dosel (LAI-2000, LI-COR, Inc.) en fases avanzadas del cultivo.

En maíz, Elli *et al.* (2025) aplicaron la transformación logarítmica y encontraron que el mejoramiento genético redujo progresivamente k , favoreciendo una distribución más uniforme de la radiación hacia estratos medios, mientras que la densidad de siembra fue el principal factor que incrementó la captura de radiación. En distintos cultivos, se ha documentado que arquitecturas erectófilas, caracterizadas por hojas muy verticales, se asocian con mayores rendimientos de grano en comparación con arquitecturas planófilas (Lee y Tollenaar, 2007; Lauer *et al.*, 2012). Resultados similares han sido reportados en arroz (Kumagai *et al.*, 2014), trigo (Richards *et al.*, 2019) y caña de azúcar (DaSilva y DeCosta, 2012). En conjunto, estas evidencias indican que la reducción de k se relaciona con una mayor eficiencia en la distribución vertical de la luz dentro del dosel. El mecanismo más evidente y mejor estudiado mediante el cual la erectofilia foliar influye en la productividad es la optimización de la distribución de la luz en el dosel (Tian *et al.*, 2011; Gitz *et al.*, 2015; Jaikumar *et al.*, 2021), lo que permite mantener altos rendimientos cuánticos en hojas inferiores y, por ende, una mayor asimilación neta de carbono a nivel de dosel.

De manera similar a lo observado en otros cultivos con arquitectura erectófila, en AD los valores bajos de k (como en T2) reflejan una penetración lumínica más uniforme hacia los estratos inferiores del dosel, mientras que valores altos indican una interceptación preferencial en hojas superiores, limitando la actividad fotosintética en hojas basales. En este contexto, un dosel con hojas erectófilas y valores bajos de k favorece una mayor EUR, al distribuir de manera más eficiente la luz entre los estratos y permitir que las hojas inferiores aporten de manera importante a la asimilación neta de carbono (Sadras *et al.*, 2017; Elli *et al.*, 2025; Murchie *et al.*, 2022). En sorgo fue reportado que la escasa penetración lumínica redujo la eficiencia cuántica de la fotosíntesis (Jaikumar *et al.*, 2021).

En nuestro estudio, el mayor k estimado en T1 indica una mayor atenuación de la luz y una menor

penetración hacia las capas inferiores, lo que podría limitar la fotosíntesis de hojas sombreadas. Este patrón se relacionaría con la mayor densidad de cañas por unidad de superficie observada durante el quinto año de cultivo, en T1 se alcanzó un promedio de 50 cañas m^{-2} a los 93 DDE, frente a 33 cañas m^{-2} en T2 (datos no presentados), lo que refleja una estructura de dosel más densa en el tratamiento potencial.

Desde una perspectiva aplicada, la elección del método de estimación de k influye en su valor y en la interpretación de la distribución de la radiación en el dosel. La robustez de LSE y MLE frente a las distorsiones del enfoque logarítmico respalda el uso de los valores de k obtenidos mediante estos métodos en modelos de simulación de crecimiento y productividad de cultivos energéticos, como el ARMIDA (Volta *et al.*, 2016). Incorporar valores consistentes de k permite mejorar la representación de procesos clave como la fotosíntesis, la EUR y la acumulación de biomasa, fortaleciendo la capacidad predictiva de dichos modelos bajo distintos escenarios de manejo y clima. Por lo tanto, contar con estimaciones confiables de k en AD resulta esencial para simular la productividad y evaluar su potencial como cultivo bioenergético.

CONCLUSIONES

En cultivos de *Arundo donax* L. con condiciones de crecimientos contrastantes (reales y potenciales) del centro de la provincia de Buenos Aires el k varió entre 0,38 y 0,46 con los mayores valores en las condiciones menos restrictivas para el crecimiento. Los métodos de cálculo LSE y MLE, que preservan la forma original de la Ley de Beer–Lambert, ofrecieron estimaciones consistentes y robustas, mientras que el método logarítmico sobreestimó sistemáticamente k . En este sentido, los modelos no lineales se confirman como herramientas más adecuadas para describir la interceptación de radiación en cultivos erectófilos, resaltando la importancia de seleccionar el procedimiento de estimación apropiado para la integración de k en modelos de simulación.

REFERENCIAS

- Angreu Rodríguez, J.; A. Pérez Espinosa, M.D. Pérez Murcia, R. Moral, E. Agulló, M. Ferrández Villena, M.T. Ferrández García and M.A. Bustamante, 2017. Near infrared reflectance spectroscopy (NIRS) for the assessment of biomass production and C sequestration by *Arundo donax* L. in salt-affected

- environments. Agricultural Water Management 183:94-100.
- Akaike, H., 1974. A new look at the statistical model identification. IEEE Transactions on Automatic Control 19(6): 716-723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Barney, J.N. and J.M. Di Tomaso, 2008. Nonnative species and bioenergy: are we cultivating the next invader? BioScience 58:64-70.
- Brusca, S.; S.L. Cosentino, F. Famoso, R. Lanzafame, S. Mauro, M. Messina and P.F. Scandura, 2018. Second generation bioethanol production from *Arundo donax* biomass: an optimization method. Energy Procedia 148:728-735. <https://doi.org/10.1016/j.egypro.2018.08.141>
- Cano Ruiz, J.; M. Sanz, M.D. Curt, A. Plaza, M.C. Lobo and P.V. Mauri, 2020. Fertilization of *Arundo donax* L. with different nitrogen rates for biomass production. Biomass and Bioenergy 133:1-11. <https://doi.org/10.1016/j.biombioe.2019.105451>
- Cavallaro, V.; C. Patané, S.L. Cosentino, I. Di Silvestro and V. Copani, 2014. Optimizing in vitro large-scale production of giant reed (*Arundo donax* L.) by liquid medium culture. Biomass and Bioenergy 69:21-27.
- Ceotto, E.; M. Di Candilo, F. Castelli, F. Badeck, F. Rizza, C. Soave, A. Volta, G. Villani and V. Marletto, 2013. Comparing solar radiation interception and use efficiency for the energy crops giant reed (*Arundo donax* L.) and sweet sorghum (*Sorghum bicolor* L. Moench). Field Crops Research 149:159-166.
- Charles-Edwards, D.A. and R.J. Lawn, 1984. Light interception by grain legume row crops. Plant, Cell and Environment 7:1-11.
- Cosentino, L.; C. Patané, E. Sanzone, G. Testa and D. Scordia, 2016. Leaf gas exchange, water status and radiation use efficiency of giant reed (*Arundo donax* L.) in a changing soil nitrogen fertilization and soil water availability in a semi-arid Mediterranean area. European Journal of Agronomy 72:56-69. <https://doi.org/10.1016/j.eja.2015.09.011>
- Curt, M.D.; P.V. Mauri, M. Sanz, J. Cano Ruiz, J.P. Del Monte, P.L. Aguado and J. Sánchez, 2017. The ability of the *Arundo donax* crop to compete with weeds in central Spain over two growing cycles. Industrial Crops and Products 108:86-94. <https://doi.org/10.1016/j.indcrop.2017.06.015>
- Curt, M.D.; M. Sanz, P.V. Mauri, A. Plaza, J. Cano Ruiz, J. Sanchez, P. Aguado, C. Chaya and J. Fernandez, 2018. Effect of water regime change in a mature *Arundo donax* crop under a xeric Mediterranean climate. Biomass and Bioenergy 115:203-209. <https://doi.org/10.1016/j.biombioe.2018.04.018>
- Damgaard, C. and Irvine, K.M. (2019). Using the beta distribution to analyse plant cover data. Journal of Ecology, 107(6): 2747-2759. <https://doi.org/10.1111/1365-2745.13200>
- Danelli, T.; M. Laura, M. Savona, M. Landoni, F. Adani and R. Pilu, 2020. Genetic improvement of *Arundo donax* L.: opportunities and challenges. Plants 9:1584.
- Delgado, R. 2022. Misuse of Beer-Lambert Law and other calibration curves. Royal Society Open Science 9(2), 211103. <https://doi.org/10.1098/rsos.211103>
- De Silva, A.L.C. and W.A.J.M. DeCosta, 2012. Growth and radiation use efficiency of sugarcane under irrigated and rain-fed conditions in Sri Lanka. Sugar Tech 14:247-254. <https://doi.org/10.1007/s12355-012-0148-y>
- Elli, E.F.; G. Kalogeropoulos, S. Trifunovic, K.R. Kosola and S.V. Archontoulis, 2025. Historical changes in maize light extinction coefficient and light capture due to breeding and plant density. Agronomy Journal 117(5):e70170. <https://doi.org/10.1002/agj2.70170>
- Ferrari, S.L.P. and F. Cribari-Neto, 2004. Beta regression for modelling rates and proportions. Journal of Applied Statistics 31(7):799-815. <https://doi.org/10.1080/026476042000214501>
- Gitz, D.C.; J.T. Baker, R.J. Lascano and J.R. Kiniry, 2015. Evapotranspiration and crop coefficients for maize hybrids of varying leaf angles. Agricultural Water Management 156:47-59. <https://doi.org/10.1016/j.agwat.2015.03.004>
- Hammer, G.L.; Z. Dong, G. McLean, A. Doherty, C. Messina, J. Schussler, C. Zinselmeier, S. Paszkiewicz and M. Cooper, 2009. Can changes in canopy and/or root system architecture explain historical maize yield trends in the U.S. Corn Belt? Crop Science 49:299-312. <https://doi.org/10.2135/cropsci2008.03.0152>
- Hirose, T., 2005. Development of the Monsi-Saeki theory on canopy structure and function. Annals of Botany 95(3):483-494. <https://doi.org/10.1093/aob/mci047>
- Hunt, R.; J. Warren Wilson, D.W. Hand and D.G. Sweeney, 1984. Integrated analysis of growth and light interception in winter lettuce. I. Analytical methods and environmental influences. Annals of Botany 54:743-757. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.aob.a086847>
- Jaikumar, N.S.; S.S. Stutz, S.B. Fernandes, A.D.B. Leakey, C.J. Bernacchi, P.J. Brown and S.P. Long, 2021. Can improved canopy light transmission ameliorate loss of photosynthetic efficiency in the shade? Journal of Experimental Botany 72(13):4965-4980. <https://doi.org/10.1093/jxb/erab176>
- Jensen, E.F.; M.D. Casler, K. Farrar, J.M. Finnigan, R. Lord, C. Palmborg, J. Valentine and I.S. Donnison, 2018. Giant reed: from production to end use. In: Alexopoulou, E. (Ed.), Perennial grasses for bioenergy and bioproducts. Elsevier, Amsterdam. pp. 107-150.

- Kumagai, E.; N. Hamaoka, T. Araki and O. Ueno, 2014. Dorsoventral asymmetry of photosynthesis and photoinhibition in flag leaves of two rice cultivars that differ in nitrogen response and leaf angle. *Physiologia Plantarum* 151:533-543. <https://doi.org/10.1111/ppl.12145>
- Lacasa, J.; T.J. Hefley, M.E. Otegui and I.A. Ciampitti, 2021. A practical guide to estimating the light extinction coefficient with nonlinear models – a case study on maize. *Plant Methods* 17(1):60. <https://doi.org/10.1186/s13007-021-00753-2>
- Lauer, S.; B.D. Hall, E. Mulaosmanovic, S.R. Anderson, B. Nelson and S. Smith, 2012. Morphological changes in parental lines of Pioneer brand maize hybrids in the US central Corn Belt. *Crop Science* 52:1033-1043. <https://doi.org/10.2135/cropsci2011.05.0274>
- Lee, E.A. and M. Tollenaar, 2007. Physiological basis of successful breeding strategies for maize grain yield. *Crop Science* 47(S3):S-202-S-215. <https://doi.org/10.2135/cropsci2007.04.0010IPBS>
- Maddoni, G.A.; M.E. Otegui and A. Cirilo, 2001. Plant population density, row spacing and hybrid effects on maize architecture and light attenuation. *Field Crops Research* 71:183-193. [https://doi.org/10.1016/S0378-4290\(01\)00158-7](https://doi.org/10.1016/S0378-4290(01)00158-7)
- Mamouei, M.; K. Budidha, N. Baishya, M. Qassem and P.A. Kyriacou, 2021. An empirical investigation of deviations from the Beer–Lambert law in optical estimation of lactate. *Scientific Reports* 11:13734. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-92850-4>
- Monsi, M. and T. Saeki, 1953. The light factor in plant communities and its significance for dry matter production. *Japanese Journal of Botany* 14:22-52.
- Monsi, M. and T. Saeki, 2005. On the factor light in plant communities and its importance for matter production. *Annals of Botany* 95(3):549-567. <https://doi.org/10.1093/aob/mci052>
- Murchie, E.H. and A.J. Burgess, 2022. Casting light on the architecture of crop yield. *Crop and Environment* 1(1):74-85. <https://doi.org/10.1016/j.crope.2022.03.009>
- Nogar, A.; L. Rodriguez, C. Bongiorno and E. Santalla, 2021. Las potencialidades bioenergéticas del Arundo donax L. en Argentina. *Letras Verdes* 30:84-104. <https://doi.org/10.17141/letrasverdes.30.2021.4607>
- Packard, G.C., 2013. Is logarithmic transformation necessary in allometry? *Biological Journal of the Linnean Society* 109:476-486. <https://doi.org/10.1111/bij.12038>
- Papazoglou, E.G.; G.A. Karantounias, S.N. Vemmos and D.L. Bouranis, 2005. Photosynthesis and growth responses of giant reed (Arundo donax L.) to heavy metals Cd and Ni. *Environmental International* 31:243-249. <https://doi.org/10.1016/j.envint.2004.09.022>
- Pilu, R.; A. Bucci, F.C. Barone and M. Landoni, 2012. Giant reed (Arundo donax L.): a weed plant or a promising energy crop? *African Journal of Biotechnology* 11:9163-9174. <https://doi.org/10.5897/AJB11.4182>
- Pilu, R.; E. Cassani, M. Landoni, F. Cerino Badone, A. Passera, E. Cantaluppi, L. Corno and F. Adani, 2014. Genetic characterization of Italian giant reed (Arundo donax L.) clones collection: exploiting clonal selection. *Euphytica* 196:169-181. <https://doi.org/10.1007/s10681-013-1022-z>
- Richards, R.A.; C.R. Cavanagh and P. Riffkin, 2019. Selection for erect canopy architecture can increase yield and biomass in spring wheat. *Field Crops Research* 244:107649. <https://doi.org/10.1016/j.fcr.2019.107649>
- Rodriguez, L.D.; L. Lázaro, J.M. Ressia, J. Laddaga, J. Grossi, C. Bongiorno y A. Confalone, 2021. Producción de biomasa de Arundo donax L., un cultivo bioenergético para el centro de la provincia de Buenos Aires. *Revista Argentina de Agrometeorología* 12:15-20.
- Rodriguez, L.D.; A.E. Confalone, L. Lázaro, R. Machado Pimentel, G. Bastos Lyra, J.F. De Oliveira, S.K. Singh and C. Rodrigues Pereira, 2024. Growth of the energy crop giant reed (Arundo donax L.) and optimization of the ARMIDA model in the south-central region of Buenos Aires, Argentina. *Industrial Crops and Products* 211:118190. <https://doi.org/10.1016/j.indcrop.2024.118190>
- Sadras, V.O.; F.J. Villalobos and E. Fereres, 2016. Radiation interception, radiation use efficiency and crop productivity. In: *Principles of agronomy for sustainable agriculture*. Springer, Cham. pp. 173-198.
- Schwarz, G., 1978. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics* 6(2): 461–464. <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>
- Szeicz, G., 1974. Solar radiation for plant growth. *Journal of Applied Ecology* 11(2):617-636. <https://doi.org/10.2307/2402214>
- Tian, F.; P.J. Bradbury, P.J. Brown, H. Hung, Q. Sun, S. Flint-Garcia, T.R. Rochefford, M.D. McMullen, J.B. Holland and E.S. Buckler, 2011. Genomewide association study of leaf architecture in the maize nested association mapping population. *Nature Genetics* 43:159-162.
- United States Department of Agriculture (USDA), 2010. *Keys to Soil Taxonomy* (11th ed.). Washington, DC: USDA–Natural Resources Conservation Service.
- Volta, A.; G. Villani, V. Marletto and E. Ceotto, 2016. Growth of the perennial energy crop giant reed (Arundo donax L.) simulated with ARMIDA, a modified version of the LINTUL model. *Revista Italiana di Agrometeorologia* 34:5-12. <https://doi.org/10.19199/2016.3.2038-5625.0005>

- Willmott, C.J., 1981. On the validation of models. *Physical Geography* 2(2):184–194. <https://doi.org/10.1080/02723646.1981.10642213>
- Wooldridge, J.M., 2019. *Introductory econometrics: A modern approach* (7th ed.). Cengage Learning. 826 pp.
- Xiao, X.; E.P. White, M.B. Hooten and S.L. Durham, 2011. On the use of log-transformation vs. nonlinear regression for analyzing biological power laws. *Ecology* 92:1887-1894. <https://doi.org/10.1890/11-0538.1>

Desarrollo y aplicación de un índice estandarizado de peligrosidad de heladas

Serio, L.; Fernández Long, M.E.

RESUMEN

Las heladas representan uno de los principales factores de riesgo agroclimático. Su peligrosidad depende no sólo de la temperatura mínima alcanzada, sino también de su relación con los registros históricos para la misma época y lugar. En este trabajo se presenta el Índice Estandarizado de Peligrosidad de Heladas (IEPH) y se propone una categorización de las heladas por niveles de peligrosidad, basada en rangos de valores del IEPH. Luego se aplicó el índice con el objetivo de analizar y clasificar las heladas agrometeorológicas ocurridas durante el comienzo de la temporada invernal de 2025 en seis localidades del centro y el norte de la Argentina. Los resultados muestran que las localidades ubicadas más al sur tuvieron más casos y en su mayoría con peligrosidad baja, mientras que en las del norte la mitad de los eventos fue de alta peligrosidad. Por último, se realizó un estudio de caso para un evento particular de ola de frío, con temperaturas mínimas de hasta -7 °C, obteniendo como resultado una clasificación de peligrosidad extrema en cada una de las localidades analizadas y tiempos de recurrencia entre 50 y 150 años.

Palabras clave: agrometeorología; riesgo; adversidades; frío

Serio, L.; Fernández Long, M.E., 2025. Development and implementation of a standardized frost hazard index. RADA XVI: 29-38

SUMMARY

Frosts represent one of the main agroclimatic risk factors. Their hazardousness depends not only on the minimum temperature reached, but also on its relationship with historical records for the same time and place. This paper presents the Standardized Frost Hazard Index (SFHI) and proposes a categorization of frosts by hazard level, based on SFHI value ranges. The index was then applied to analyze and classify agrometeorological frosts that occurred during the beginning of the 2025 winter season in six locations in central and northern Argentina. The results show that the southernmost locations had more frost cases and mostly with low hazard, while in the northern locations, half of the events were of high hazard. Finally, a case study was conducted for a particular cold wave event, with minimum temperatures as low as -7°C, resulting in an extreme hazard classification for each of the analyzed locations and recurrence times between 50 and 150 years.

Key words: agrometeorology; risk; adversities; cold

Serio, L.; Fernández Long, M.E.: Universidad de Buenos Aires, Facultad de Agronomía, Departamento de Recursos Naturales y Ambiente, Cátedra de Climatología y Fenología Agrícolas. Av. San Martín 4453, C1417DSE CABA, Argentina.

Correspondencia a: serio@agro.uba.ar

INTRODUCCIÓN

La actividad agropecuaria suele estar condicionada por distintos factores de riesgo, entre los cuales se incluyen adversidades climáticas como el granizo, las sequías, las inundaciones, los golpes de calor y las heladas. Todos ellos son relevantes por su potencial impacto en el rendimiento y la calidad de los cultivos y, por ende, en la economía de todos los actores que intervienen en la cadena de producción y comercialización (Crofils *et al.*, 2024).

Según Andrade y Laporta (2009), el riesgo agroclimático posee dos dimensiones: la peligrosidad y la exposición. La primera se puede cuantificar a partir de la probabilidad de ocurrencia del fenómeno climático adverso, mientras que la segunda dependerá de la reducción estimada en los rendimientos, resultante del impacto de tal fenómeno. De acuerdo con la Teoría Social del Riesgo (Natenzon y Ríos, 2015), deberíamos sumar una tercera dimensión: la vulnerabilidad, que es inherente al productor afectado, y que estará asociada en forma inversa con la resiliencia o capacidad de sobreponerse a dicho impacto (Gitz y Meybeck, 2012).

Como objeto de estudio, las heladas pueden ser abordadas desde distintos puntos de vista, y cada uno de estos da lugar a una definición diferente, entre las cuales se destacan las siguientes (Fernández Long y Barnatán, 2013):

- **Helada agrícola:** cuando el descenso térmico alcanza temperaturas que producen algún daño a las plantas. Depende de factores como la especie o variedad considerada, fase fenológica, condiciones sanitarias y/o hídricas previas, etc.
- **Helada meteorológica:** cuando la temperatura registrada dentro del abrigo meteorológico cae hasta valores iguales o menores a 0 °C.

Este criterio permite hacer estudios generales y geográficamente más extensivos que el anterior.

- **Helada agrometeorológica:** cuando la temperatura registrada dentro del abrigo meteorológico cae hasta valores iguales o menores a 3 °C. Cabe aquí la misma aclaración que en el caso anterior, pero la elección de un umbral térmico más alto responde a un criterio agrometeorológico, ya que considera que puede haber una diferencia de temperatura cercana a los 3 °C entre el abrigo meteorológico y los órganos vegetales expuestos a la intemperie y más cerca del suelo (Lhomme y Guiliioni, 2004).

Müller (2007) identificó las características de la circulación atmosférica a gran escala que contribuyen al descenso térmico en el centro y este de la Argentina. Destacó que las heladas generalizadas ocurren en presencia de un centro de alta presión sobre el centro del país, mientras que las que afectan parcialmente a la región se asocian al desplazamiento de un centro de baja presión por el océano Atlántico sur y el pasaje de un frente frío sobre el continente. Mas allá de estas características de gran escala, la intensidad de las heladas y sus impactos son muy variables en la microescala. Factores locales como ondulaciones del terreno y diferentes texturas del suelo, tipos de cobertura y contenido de humedad contribuyen a la variabilidad espacial de su intensidad y duración (Snyder y Melo-Abreu, 2010).

En la determinación de la aptitud agrícola a escala local o regional, la consideración del régimen de heladas ocupa un lugar preferencial por su incidencia directa sobre la productividad de los cultivos (Pascale y Damario, 2004). La caracterización agroclimática de las heladas se basa en el uso de distintos índices, entre ellos las fechas medias de las primeras y de las últimas heladas, la duración media del período con heladas y la frecuencia media anual de heladas

(Fernández Long *et al.*, 2016). Teniendo en cuenta la mayor susceptibilidad de las plantas expuestas a las primeras heladas del otoño o a las últimas de la primavera, se suele utilizar como medida de peligrosidad a la probabilidad de ocurrencia de heladas en función de la fecha, tanto al inicio como al fin del período con heladas. Dicha probabilidad dependerá de la dispersión interanual de las fechas de primeras o últimas heladas alrededor de sus respectivos valores medios.

Numerosos estudios señalan que el cambio climático está modificando los patrones de ocurrencia de heladas, ya sea por una reducción en la frecuencia, corrimientos en la estacionalidad o eventos extremos más intensos o inesperados para la época. Evidencias de ello han sido presentadas, entre otros, por Strong y McCabe (2017) y Kukal e Irmak (2018) para los Estados Unidos, Graczyk y Szwed (2020) y García-Martin *et al.* (2021) para Europa, Crimp *et al.* (2016) para Australia y Fernández Long *et al.* (2013) para Argentina. Xiao *et al.* (2018) y Lamichhane (2021), entre otros, advirtieron sobre el creciente riesgo de las heladas primaverales ante el adelanto en la fenología de la vegetación en latitudes medias. La mayor incertidumbre en la ocurrencia de estos fenómenos representa un nuevo desafío para la gestión agropecuaria, en especial en países con fuerte dependencia del clima, como la Argentina. Surge de allí la necesidad de mantener permanentemente actualizadas las bases de datos, recalcular los valores de referencia correspondientes a fechas medias y sus medidas de dispersión y aplicar esta información para generar índices de peligrosidad.

Los índices desarrollados en la Argentina para cuantificar los riesgos por heladas priorizan diferentes variables en función de la finalidad para la cual fueron propuestos. El Índice Criokindinoscópico (ICK) (Burgos, 1963) fue desarrollado para la evaluación climática del riesgo de heladas a nivel regional. Para las heladas otoñales o primaverales se expresa como la temperatura media normal en la fecha en que la probabilidad de heladas tempranas o tardías, respectivamente, se reduce al 20%. Para ello, requiere conocimiento previo de las fechas medias de primera y última heladas y su correspondiente variabilidad interanual (Fernández Long y Barnatán, 2013).

Por su parte, Pascale y Damario (1958, citado por Pascale y Damario, 2004) desarrollaron el Índice de Peligrosidad de Heladas (IPH) con el objetivo de determinar el peligro de heladas para un lugar y un cultivo determinados, considerando temperaturas mínimas perjudiciales para los momentos previos a la floración, plenitud de

floración y pequeños frutos verdes. Su principal desventaja es que requiere gran cantidad de información fenológica del cultivo sobre el cual se vaya a aplicar y los niveles térmicos que pueden provocar daños en cada fase.

Fernández Long *et al.* (2008) desarrollaron el Índice de Riesgo Sistémico por Heladas (IRSH), aplicado para el cultivo de trigo. Este índice combina dos funciones, una dependiente de la fecha, asociada a la fenología del cultivo y su resistencia a las bajas temperaturas, y la otra dependiente de la temperatura mínima alcanzada, como medida de la intensidad de la helada.

Blasón *et al.* (2018) propusieron un Índice de Peligrosidad Anual de Heladas (IPAH) obtenido a partir de sumas térmicas acumuladas desde principio de año hasta la fecha con 20% de probabilidad de ocurrencia de heladas tempranas y desde mitad de año hasta la fecha con 20% de probabilidad de ocurrencia de heladas tardías. Con este índice, detectaron aumentos de peligrosidad en varias localidades argentinas, atribuibles a mayores acumulaciones térmicas que podrían acelerar el desarrollo de los cultivos, exponiéndolos a daños por heladas en momentos de mayor susceptibilidad.

El uso de índices estandarizados para categorizar factores de riesgo agroclimático ya ha sido probado y ampliamente aceptado con otras variables, sobre todo en índices de sequías, ya sea a partir de la precipitación (Lloyd-Hughes y Saunders, 2002; Serio *et al.*, 2010), la diferencia precipitación-evapotranspiración (Vicente-Serrano *et al.*, 2010; Sosa *et al.*, 2020) o la humedad del suelo (Carrão *et al.*, 2016; Sosa *et al.*, 2025). También se han utilizado para cuantificar anomalías de temperaturas (Li *et al.*, 2021; Dubois y Larocque, 2024), pero no hay registros de su aplicación para categorizar riesgo o peligrosidad de heladas. Sin embargo, un índice con estas características presenta como ventajas que permite determinar la severidad de cada helada en particular, haciéndola comparable con otras heladas ocurridas en el mismo sitio y otras épocas del año, con eventos ocurridos en otras localidades y hasta con otros tipos de adversidades clasificadas con índices similares.

El objetivo general de este trabajo es presentar un nuevo índice de heladas: el Índice Estandarizado de Peligrosidad de Heladas (IEPH). El IEPH se sustenta sobre la hipótesis de que la peligrosidad de las heladas, desde el punto de vista agrometeorológico, no varía sólo en función de la temperatura mínima (T_m) alcanzada. Un mismo valor de T_m puede tener distinto nivel de

peligrosidad dependiendo del lugar y la época de ocurrencia. Por lo tanto, se realizará una evaluación de la peligrosidad de las heladas basada en los datos históricos de T_m registrados localmente y herramientas de análisis estadístico para estandarizar la variable. Además, se propondrá una categorización en distintos niveles de peligrosidad en función de valores del IEPH, y se aplicará este índice a los casos de heladas agrometeorológicas registrados durante la primera parte del invierno 2025 en el centro y norte de la Argentina.

MATERIALES Y MÉTODOS

La base de datos utilizada en este trabajo fue provista por el Servicio Meteorológico Nacional (SMN) y consta de registros diarios de temperatura mínima del período 1991-2020, utilizado como período base para determinar la climatología de las T_m en cada localidad, y los datos de esta variable registrados entre el 15 de mayo y el 15 de julio de 2025, utilizados para detectar la ocurrencia de heladas y determinar su nivel de peligrosidad. Se tuvieron en cuenta seis localidades (Figura 1): Pehuajó (Buenos Aires), Laboulaye (Córdoba), Rosario (Santa Fe), Concordia (Entre Ríos), Monte Caseros (Corrientes) y Resistencia (Chaco). La elección se basó en criterios de extensión territorial y calidad de la base histórica de datos.

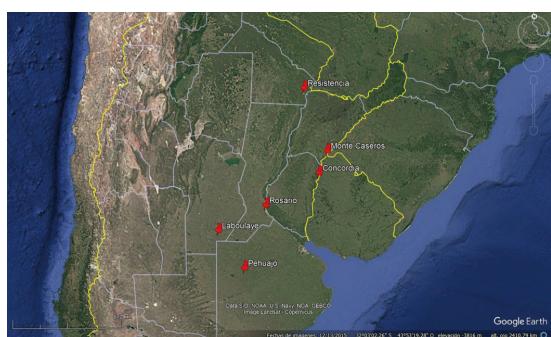


Figura 1. Ubicación de las estaciones meteorológicas utilizadas.

Para el desarrollo del índice, se asumió que los datos de T_m se ajustan a una función de distribución normal (Krakauer, 2024). Por lo tanto, se pueden utilizar los parámetros de dicha función para estandarizar la variable y luego asociar cada valor de T_m con su correspondiente probabilidad de ocurrencia, que irá variando día a día en función de los registros históricos de cada fecha y localidad.

Con los datos del período base, se calcularon el promedio y el desvío estándar de la T_m para cada día del año. Para reducir el ruido generado por la

variabilidad diaria de la temperatura mínima se aplicó, en primera instancia, un filtro de promedios móviles de 21 días y, en segunda instancia, un ajuste a una función senoidal de período igual a 365 días. Esto se aplicó, tanto para los promedios diarios de T_m (Figura 2), como para sus desvíos estándar diarios (Figura 3). En ambos casos, las variables a ajustar fueron el valor medio (C), la amplitud (A) y la fase (ϕ). El ajuste se realizó con un programa de desarrollo propio en lenguaje R, corrido con el programa RStudio (Posit Software PBC, Boston, MA). De esta manera, la T_m media ajustada de cualquier día del año ($t = [1, 365]$) se obtuvieron de:

$$\bar{T}_{m(t)} = C + A \operatorname{sen}\left(\frac{2\pi t}{365} + \phi\right) \quad (1)$$

y los valores diarios del desvío estándar $\sigma_{(t)}$ de las T_m se obtuvieron de:

$$\sigma_{(t)} = C' + A' \operatorname{sen}\left(\frac{2\pi t}{365} + \phi'\right) \quad (2)$$

El IEPH corresponde ser calculado solamente cuando la T_m diaria sea menor o igual a 3 °C, umbral definido para la ocurrencia de heladas agrometeorológicas (Fernández Long y Barnatán, 2013). Cumplido este requisito, el IEPH será equivalente a la anomalía estandarizada de la T_m diaria:

$$\text{IEPH} = \frac{T_m - \bar{T}_{m(t)}}{\sigma_{(t)}} \quad (3)$$

El IEPH representa el número de desviaciones estándar en que la T_m ocurrida en un día en particular se aparta del valor climatológicamente esperado. Una de sus ventajas, al igual que con otros índices estandarizados, es la posibilidad de agrupar los eventos de heladas según categorías de peligrosidad (baja, moderada, alta o extrema), definidas a partir de la magnitud de los valores negativos del índice. Para ello, se adoptó un criterio análogo a la categorización de sequías aplicada al índice estandarizado de precipitación (Lloyd-Hughes & Saunders, 2002), dada en la Tabla 1.

Tabla 1. Categorización de las heladas según valores del índice estandarizado de peligrosidad (IEPH), con sus correspondientes valores de probabilidad de ocurrencia y tiempo de recurrencia.

Valor del IEPH	Peligrosidad	Probabilidad (%)	Recurrencia (años)
0 > IEPH ≥ -1	Leve	34,1	2 a 6
-1 > IEPH ≥ -1,5	Moderada	9,2	6 a 15
-1,5 > IEPH ≥ -2	Alta	4,4	15 a 43
-2 > IEPH	Extrema	2,3	> 43

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los parámetros obtenidos en cada localidad luego de aplicar el ajuste mediante funciones senoidales a las T_m y sus desvíos estándar se presentan en la Tabla 2. Para la Ec.1, el coeficiente C, que corresponde a la T_m media anual, decrece de norte a sur con valores entre 15,7 °C en Resistencia y 9,7 °C en Pehuajó. El coeficiente A, que corresponde a la mitad de la amplitud anual de la T_m , decrece levemente de norte a sur, con valores entre 5,7 °C en Resistencia y 7 °C en Laboulaye. Los valores ajustados de ϕ (entre 1,24 y 1,29) indican que la T_m alcanza su valor medio diario más bajo entre el 18 y el 21 de julio. Para la Ec. 2 (desvío estándar de las T_m diarias), el coeficiente C toma valores entre 3,7 y 4,4 °C, sin un

patrón claro en relación con la latitud. En cambio, el coeficiente A indica que el desvío estándar de la T_m varía con mayor amplitud estacional en el norte (1,7°C en Resistencia) que en el sur (0,5 °C en Pehuajó). Según los valores ajustados de ϕ , la máxima variabilidad de las T_m ocurre más temprano en las localidades ubicadas más al sur (22 de junio en Pehuajó) y se atrasa hacia el norte (19 de julio en Resistencia). Las funciones obtenidas fueron representadas en las Figuras 2 y 3.

Los valores umbrales de IEPH iguales a 0, -1, -1,5 y -2 delimitan distintas categorías de peligrosidad de las heladas, según se indicó en la Tabla 1. En cada lugar y cada día del año estos valores corresponden a una T_m diferente, que se puede obtener invirtiendo la Ec.3. Con los valores así obtenidos, se puede construir

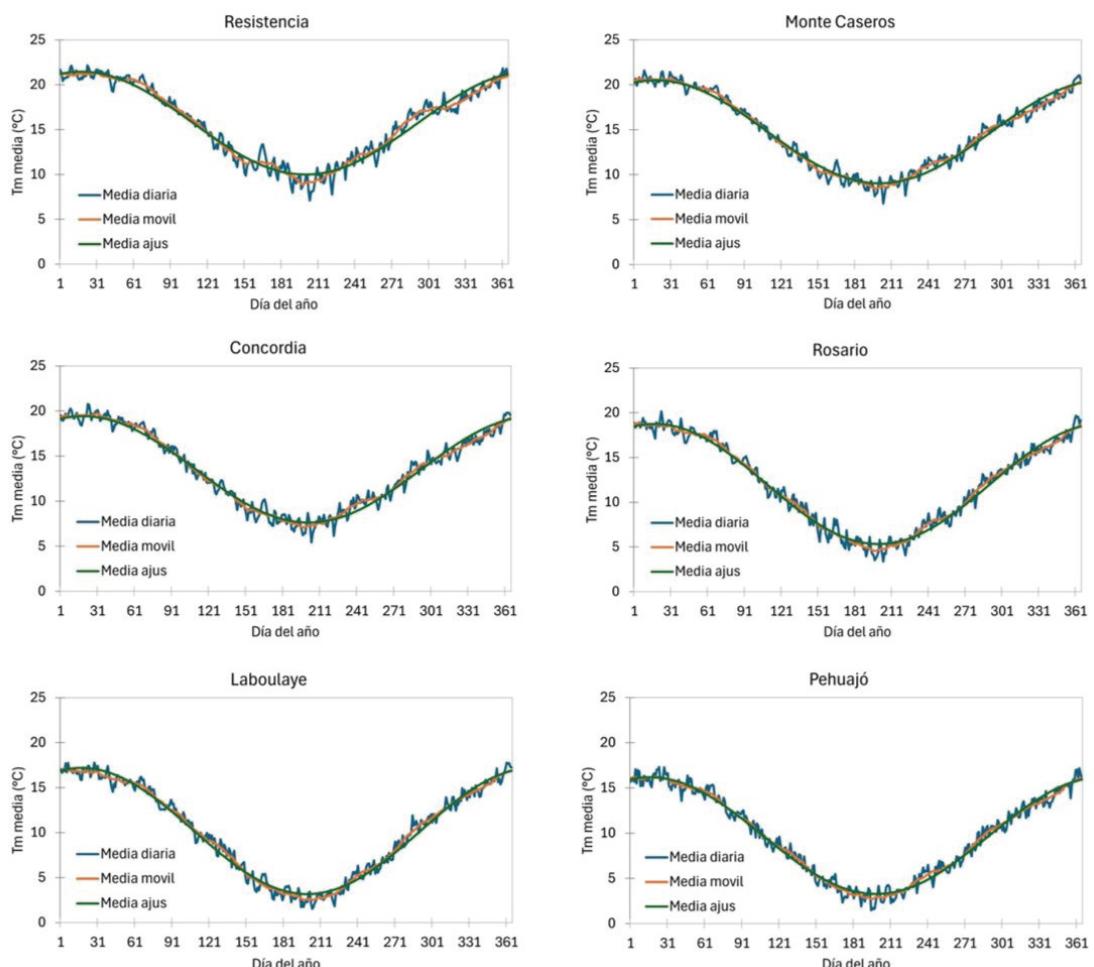


Figura 2. Marcha anual de la temperatura mínima diaria media (1991-2020), sus promedios móviles de 21 días y función senoidal ajustada, en cada una de las seis localidades.

Tabla 2. Parámetros ajustados de las funciones senoidales para el valor medio diario de las temperaturas mínimas (Ec.1) y su desvío estándar diario (Ec. 2) en seis localidades del centro y este de Argentina. Se indica en cada caso el coeficiente de determinación (R^2) y la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RMSE).

Localidad	Función	C	A	Φ	R^2	RMSE
Resistencia	Ec. 1	15,72	5,73	1,26	0,96	0,86
	Ec. 2	4,36	1,71	4,43	0,86	0,48
Mte. Caseros	Ec. 1	14,77	5,76	1,25	0,97	0,66
	Ec. 2	3,68	1,22	4,54	0,82	0,40
Concordia	Ec. 1	13,52	5,90	1,24	0,97	0,71
	Ec. 2	3,98	1,34	4,55	0,80	0,47
Rosario	Ec. 1	12,04	6,71	1,27	0,98	0,74
	Ec. 2	4,06	1,14	4,60	0,68	0,55
Laboulaye	Ec. 1	10,18	7,01	1,27	0,98	0,71
	Ec. 2	3,75	0,76	4,66	0,55	0,48
Pehuajó	Ec. 1	9,73	6,45	1,29	0,98	0,70
	Ec. 2	3,78	0,48	4,87	0,34	0,30

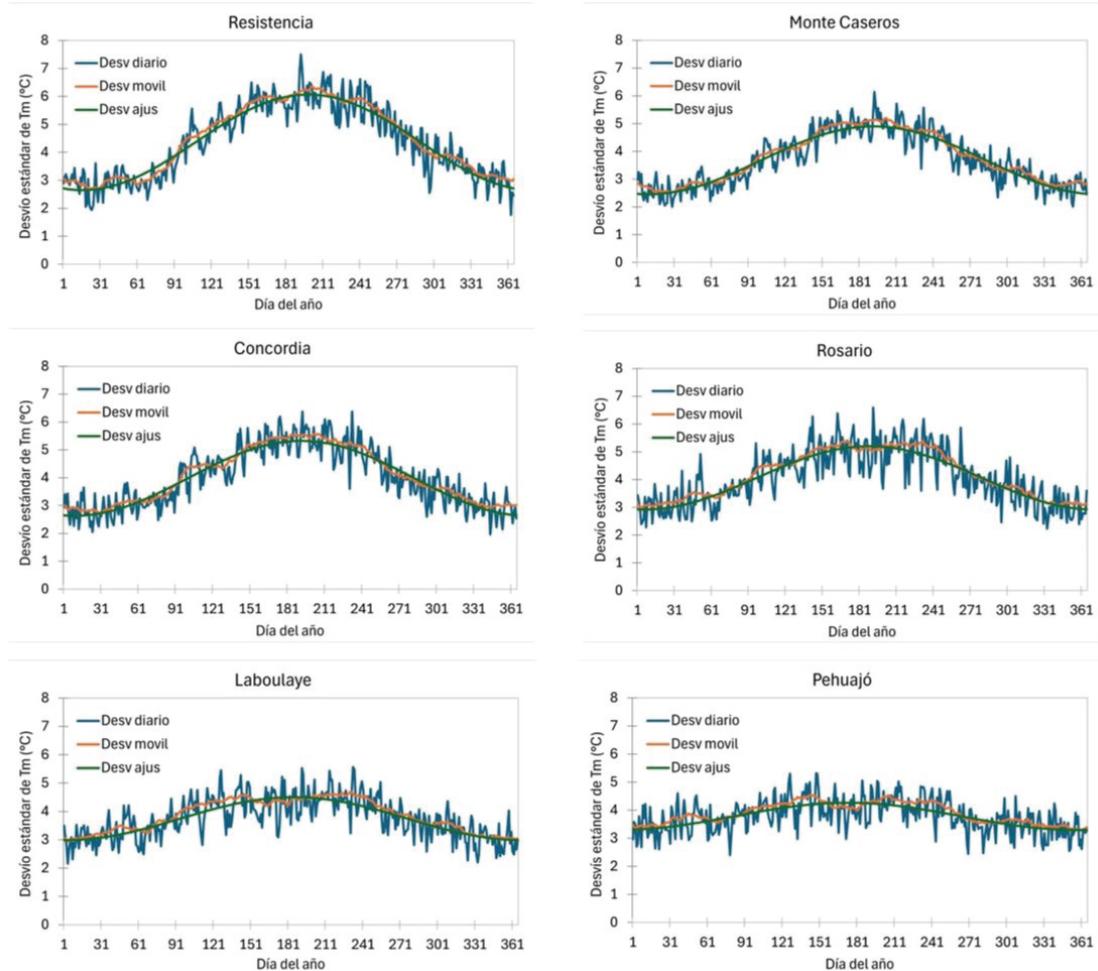


Figura 3. Marcha anual del desvío estándar de la temperatura mínima diaria (1991-2020), sus promedios móviles de 21 días y función senoidal ajustada, en cada una de las seis localidades.

una climatología local de las T_m que conducen a heladas de peligrosidad baja, moderada, alta o extrema durante el transcurso del año en cada lugar. Los resultados se muestran en la Figura 4. Allí se puede ver, por ejemplo, que cualquier helada agrometeorológica que se produzca en las localidades ubicadas más al norte (Resistencia y Monte Caseros) tendrá peligrosidad desde moderada a extrema, dependiendo de la fecha y la T_m que se registre. En las otras localidades se aprecia que, en el período más frío del año (promediando el mes de julio), al ser más frecuentes las bajas temperaturas, algunas heladas pueden tener baja peligrosidad, aunque el umbral térmico que las define varía desde 2,3 °C en Concordia hasta -1,3 °C en Laboulaye. También puede verse en la Figura 4 cómo los umbrales térmicos para

cada categoría de peligrosidad aumentan cuando se consideran fechas más tempranas o tardías.

El estudio particular de las temperaturas mínimas registradas en las seis localidades durante la primera parte del invierno 2025 permitió identificar ocurrencia de heladas agrometeorológicas en todas ellas. El detalle de la clasificación de peligrosidad mediante el IEPH se presenta en la Tabla 3. Pehuajó, Laboulaye y Rosario experimentaron más de 20 días con heladas; en las dos primeras predominaron los casos de baja peligrosidad, mientras que en Rosario hubo más casos de peligrosidad moderada. En Concordia y Resistencia, aunque la cantidad de casos fue menor, la mitad de ellos fueron clasificados con peligrosidad alta. En todas hubo al menos un caso categorizado como de peligrosidad extrema.

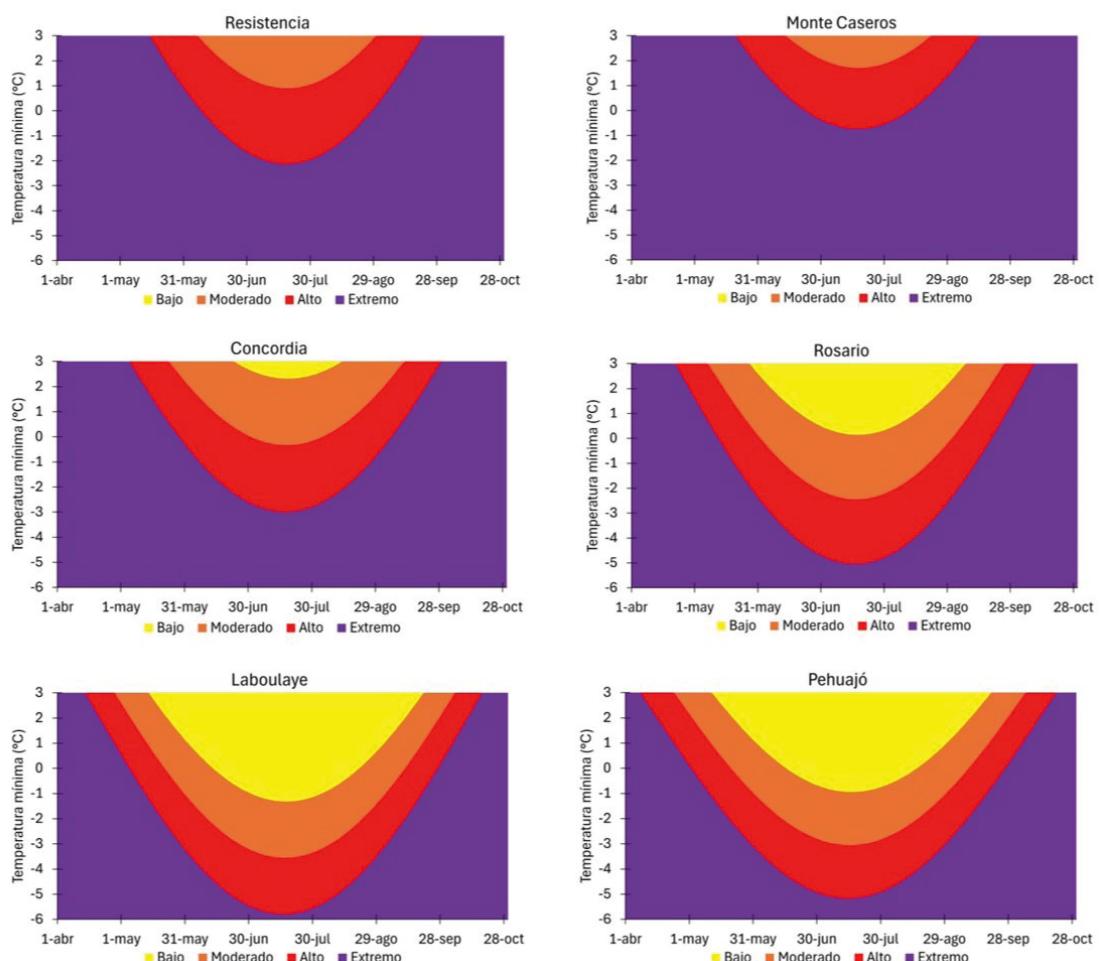


Figura 4. Rangos de temperaturas mínimas asociados a heladas de peligrosidad baja, moderada, alta o extrema entre el 1° de abril y el 31 de octubre en cada una de las seis localidades analizadas.

Tabla 3. Casos de heladas (N) registrados entre el 15 de mayo y el 15 de julio de 2025 en seis localidades del centro y este de Argentina y su clasificación según el Índice Estandarizado de Peligrosidad de Heladas (IEPH).

Localidad	N	Peligrosidad			
		Baja	Moderada	Alta	Extrema
Resistencia	7	0	2	4	1
Mte. Caseros	6	0	3	2	1
Concordia	16	1	5	8	2
Rosario	26	6	14	4	2
Laboulaye	29	15	6	6	2
Pehuajó	21	15	4	1	1

En la Figura 5 se muestra la evolución diaria de la T_m y del IEPH en cada localidad. Se observa que los descensos térmicos registrados hacia fines de mayo y principios de junio no produjeron heladas en Resistencia y Monte Caseros. En las

demás localidades hubo heladas que fueron de peligrosidad moderada a alta en Concordia, moderada en Rosario, baja a moderada en Laboulaye y baja en Pehuajó. Luego hubo otros dos períodos de fuerte descenso térmico, uno entre el 22 y 24 de junio y el otro entre el 29 de junio y el 2 de julio. Este último formó parte de una ola de frío que alcanzó su pico en el centro y este del país el 1° de julio (excepto en Resistencia, donde la mínima temperatura se registró al día siguiente) y condujo a heladas de peligrosidad extrema en toda el área de estudio.

En la Tabla 4 se presenta el resultado de haber aplicado el IEPH a las temperaturas mínimas extremas registradas en cada localidad durante la mencionada ola de frío. A pesar de que la menor temperatura (-7.1°C) se registró en Laboulaye, la mayor peligrosidad se obtuvo para Concordia,

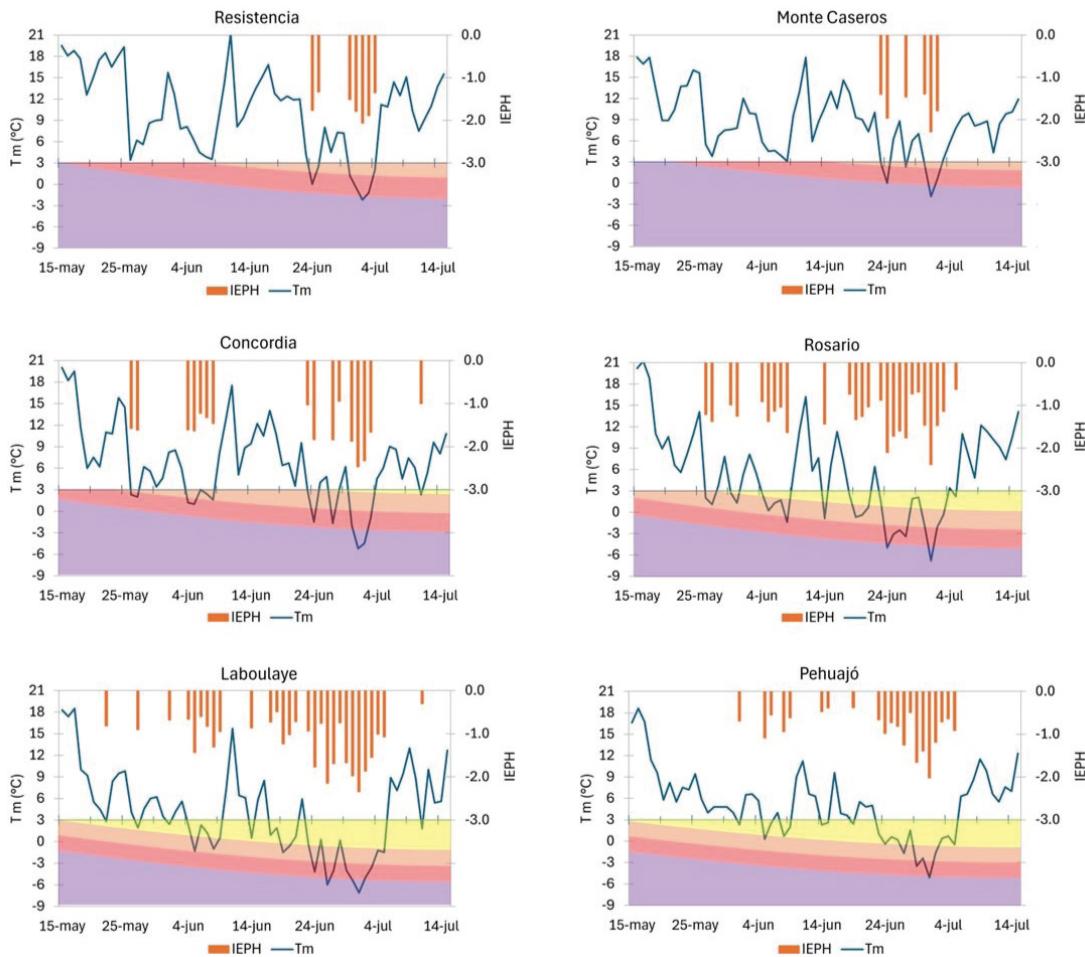


Figura 5. Temperaturas mínimas (T_m) registradas en cada una de las seis localidades entre el 15 de mayo y el 15 de julio de 2025 y valores del Índice Estandarizado de Peligrosidad de Heladas (IEPH). El sombreado de colores para las $T_m < 3^{\circ}\text{C}$ corresponde a las categorías de peligrosidad de la tabla 1 y la figura 4.

con IEPh de -2,48. Este valor indica que a la T_m registrada en esa fecha (-5,2 °C) le corresponde un tiempo de recurrencia de 152 años. En Rosario se registraron -6,8 °C de T_m , correspondiendo un IEPh de -2,4 con 120 años de recurrencia. En Pehuajó ($T_m = -5,1$ °C) y Resistencia ($T_m = -2,2$ °C) se obtuvieron valores similares de IEPh, apenas por debajo de -2, cercanos al límite entre peligrosidad alta y extrema.

Tabla 4. Casos de heladas extremas registrados en cada localidad entre el 1º y 2 julio de 2025, considerando el menor valor del IEPh. Se informa en cada caso la temperatura mínima (T_m) y el tiempo de recurrencia (Tr).

Localidad	Caso extremo			
	Fecha	T_m (°C)	IEPh	Tr (años)
Resistencia	2/7	-2,2	-2,07	53
Mte. Caseros	1/7	-1,9	-2,30	94
Concordia	1/7	-5,2	-2,48	152
Rosario	1/7	-6,8	-2,40	120
Laboulaye	1/7	-7,1	-2,36	108
Pehuajó	1/7	-5,1	-2,03	47

CONCLUSIONES

El IEPh es un índice de gran versatilidad para la clasificación de la severidad de los eventos de heladas, ya que permite la comparación entre distintos eventos ocurridos en diferentes localidades y momentos del año. En este trabajo, se lo aplicó para analizar las heladas agrometeorológicas registradas en seis localidades del centro y este de la Argentina, durante la primera parte de la temporada invernal de 2025. Se identificaron entre 6 y 29 casos de heladas en las distintas localidades. En las ubicadas más al sur hubo mayor cantidad de casos y la mayor proporción fue clasificada como de peligrosidad baja o moderada. En cambio, en las del norte hubo menos casos, pero más de la mitad fue de peligrosidad alta o extrema.

Los resultados obtenidos fueron satisfactorios, ya que demuestran la aplicabilidad del IEPh para la clasificación de eventos según niveles de peligrosidad. Esto abre posibilidades de expandir su uso al análisis de riesgos agroclimáticos y seguros agrícolas, como así también a sistemas de alerta, combinándolo con pronósticos de temperaturas mínimas.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen al Servicio Meteorológico Nacional por los datos brindados.

BIBLIOGRAFÍA

- Andrade, M.I. y P. Laporta, 2009. La teoría social del riesgo. Una primera aproximación a la vulnerabilidad social de los productores agropecuarios del Sudoreste bonaerense ante eventos climáticos adversos. *Mundo Agrario* 10(19).
- Blasón, A.; A. Mollá Kralj y R. Rodríguez, 2018. Índice de Peligrosidad Anual de Heladas (IPA): Concepto y utilidad. *Revista Argentina de Agrometeorología* IX: 1-10.
- Burgos, J.J., 1963. Las heladas en la Argentina. Colección Científica del INTA, Buenos Aires. 389 p.
- Carrão, H.; S. Russo, G. Sepulcre-Canto and P. Barbosa, 2016. An empirical standardized soil moisture index for agricultural drought assessment from remotely sensed data, *Int. J. App. Earth Obs. & Geoinf.* 48: 74-84. <https://doi.org/10.1016/j.jag.2015.06.011>
- Crimp, S.J.; D. Gobbett, P. Kokic, U. Nidumolu, M. Howden and N. Nicholls, 2016. Recent seasonal and long-term changes in southern Australian frost occurrence. *Clim. Change* 139:115-128. <https://doi.org/10.1007/s10584-016-1763-5>
- Crofils, C.; E. Gallic and G. Vermandel, 2024. The dynamic effects of weather shocks on agricultural production. *J. Environ. Econ. Manag.* 130(1): 103078. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2024.103078>
- Dubois, E. and M. Larocque, 2024. Contribution of standardized indexes to understand groundwater level fluctuations in response to meteorological conditions in cold and humid climates. *J. Hydrol.* 634:131105. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2024.131105>
- Fernández Long, M.E. y I. Barnatán, 2013. Heladas. En: *Agrometeorología*. Murphy, G. y R. Hurtado (Eds). Ed. Facultad de Agronomía, Buenos Aires. pp 315-342.
- Fernández Long, M.E., G. Murphy y M.K. Torterolo (2008). Índice de riesgo sistémico de heladas (IRISH). *Agronomía Tropical* 58(1): 65-68.
- Fernández Long M.E.; G. Müller, A. Beltrán-Przekurat and O. Scarpati, 2013. Long-term and recent changes in temperature-based agroclimatic indices in Argentina. *Int J Climatol.* 33: 1673-1686. <https://doi.org/10.1002/joc.3541>
- Fernández Long, M.E.; I. Barnatán, C. Dominici y G. Murphy, 2016. Información agroclimática de las heladas en la Argentina: generación y uso. *Meteorología* 41(2): 7-31.
- García-Martín, A.; L. Paniagua, F. Moral, F. Rebollo and M. Rozas, 2021. Spatiotemporal analysis of the frost regime in the Iberian Peninsula in the context of climate change (1975-2018). *Sustainability* 13(15):8491. <https://doi.org/10.3390/su13158491>
- Gitz, V. and A. Meybeck, 2012. Risks, vulnerabilities

- and resilience in a context of climate change. En: Building resilience for adaptation to climate change in the agriculture sector. Meybeck, A.; J. Lankoski, S. Redfern, N. Azzu & V. Gitz (Eds.). Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), Roma. pp 19-36.
- Graczyk, D. and M. Szwed, 2021. Changes in the occurrence of late spring frost in Poland. *Agronomy* 10(11), 1835. <https://doi.org/10.3390/agronomy10111835>
- Krakauer, N.Y., 2024. It Is Normal: The Probability Distribution of Temperature Extremes. *Climate* 12, 204. <https://doi.org/10.3390/cli12120204>
- Kukal, M.S. and S. Irmak, 2018. U.S. Agro-climate in 20th century: growing degree days, first and last frost, growing season length, and impacts on crop yields. *Sci. Reports* 8, 6977. <https://doi.org/10.1038/s41598-018-25212-2>
- Lamichhane, J.R., 2021. Rising risks of late-spring frosts in a changing climate. *Nature Clim. Change* 11, 554–555. <https://doi.org/10.1038/s41558-021-01090-x>
- Lhomme, J.P. and L. Guillioni, 2004. A simple model for minimum crop temperature forecasting during nocturnal cooling. *Agric. For. Met.* 123(1-2), 55-68. <https://doi.org/10.1016/j.agrformet.2003.11.001>
- Li, J.; Z. Wang, X. Wu, J. Zscheischler, S. Guo and X. Chen, 2021. A standardized index for assessing sub-monthly compound dry and hot conditions with application in China. *Hydrol. Earth Syst. Sci.* 25:1587–1601. <https://doi.org/10.5194/hess-25-1587-2021>
- Lloyd-Hughes, B. and M. Saunders, 2002. A drought climatology for Europe. *Int. J. Climatol.* 22:1571-1592. <https://doi.org/10.1002/joc.84>
- Müller, G., 2007. Patterns leading to extreme events in Argentina: partial and generalized frosts. *Int. J. Climatol.* 27:1373–1387. <https://doi.org/10.1002/joc.1471>
- Natenzon, C. y D. Ríos, 2015. Riesgos, catástrofes y vulnerabilidades. Aportes desde la Geografía y otras Ciencias Sociales para casos argentinos. Ed. Imago Mundi, Buenos Aires. 228 pp.
- Pascale, A. y E. Damario, 2004. Bioclimatología Agrícola y Agroclimatología. Ed. Facultad de Agronomía, Buenos Aires. 550 pp.
- Serio, L.; P. Martin y G. Murphy, 2010. Evaluación de una metodología de pronóstico estadístico para la condición hídrica del suelo en la región pampeana argentina. *Agriscientia* 27(1):11-17.
- Snyder, R. y P. Melo-Abreu, 2010. Protección contra las heladas: fundamentos, práctica y economía. Vol. 1. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), Roma. 240 pp.
- Sosa, G.; M.E. Fernández Long y L. Spescha, 2020. Evaluación de tres índices como indicadores de sequía agrícola en la Región Pampeana. *Agronomía & Ambiente* 40(1):16–24.
- Sosa, G.; M.E. Fernández-Long and S.M. Vicente-Serrano, 2025. Evaluating the performance of drought indices for assessing agricultural droughts in Argentina. *Agron. J.* 117:e70008. <https://doi.org/10.1002/agrj.270008>
- Strong, C. and G. McCabe, 2017. Observed variations in U.S. frost timing linked to atmospheric circulation patterns. *Nature Communications* 8:15307.
- Vicente-Serrano, S.M.; S. Beguería and J. López-Moreno, 2010. A multiscalar drought index sensitive to global warming: The standardized precipitation evapotranspiration index. *J. Climate* 23(7):1696–1718. <https://doi.org/10.1175/2009JCLI2909.1>
- Xiao, L.; L. Liu, S. Asseng, Y. Xia, L. Tang, B. Liu, W. Cao and Y. Zhu, 2018. Estimating spring frost and its impact on yield across winter wheat in China. *Agric. For. Met.* 260–261:154-164. <https://doi.org/10.1016/j.agrformet.2018.06.006>

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 H_2O). 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. Freytes 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.siiia.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 Agrometeorología, 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, pagina de início e final do artigo.

Exemplo:

Ortega, R.J.; H. Garay, M.E.; Orlando, D.; Freytes 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.siiia.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 for a 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. Freytes 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.siia.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.