

# Meteorología

PUBLICACIÓN ESPECIALIZADA  
EN TEMAS METEOROLÓGICOS

ISSN 0325-187X

Volumen 32 (2007) y 33

Números 1 y 2

Año 2008

## CONTENIDO:

*Hugo Grossi Gallegos y María Isabel Spreafichi:*

**ANÁLISIS DE TENDENCIAS DE HELIOFANÍA EFECTIVA EN  
ARGENTINA**

5

*Carlos H. Zotelo , Sergio L. Martín e Inés A. Camilloni:*

**ESTIMACIÓN DEL TIEMPO DE RETARDO DE LA ONDA DE CRECIDA  
EN LA CUENCA SUPERIOR DEL RÍO URUGUAY**

19

*Federico A. Robledo y Olga C. Penalba*

**ANÁLISIS ESTACIONAL DE LA FRECUENCIA DIARIA Y LA  
INTENSIDAD DE LOS EXTREMOS DE PRECIPITACIÓN SOBRE EL  
SUDESTE DE SUDAMÉRICA**

31

*Olga Penalba y María Paula Llano:*

**CONTRIBUCIÓN AL ESTUDIO DE LAS SECUENCIAS SECAS EN LA  
ZONA AGROPECUARIA DE ARGENTINA**

51

*Gustavo Naumann, Walter M. Vargas y Juan L. Minetti*

**ESTUDIO DE SECUENCIAS SECAS EN LA CUENCA DEL PLATA.  
IMPLICANCIAS CON LAS SEQUIAS**

65

## Notas y Correspondencia

*Celeste Saulo, Soledad Cardazzo, Juan Ruiz, Claudia Campetella y Alfredo Rolla*

**EL SISTEMA DE PRONÓSTICO EXPERIMENTAL DEL CENTRO DE  
INVESTIGACIONES DEL MAR Y LA ATMÓSFERA**

83

# Meteorología

**PUBLICACIÓN SEMESTRAL DEL CENTRO ARGENTINO DE METEORÓLOGOS**

**DIRECTORA**

CLAUDIA M. CAMPETELLA

**EDITORES EJECUTIVOS**

NORA E. RUIZ  
OLGA PENALBA  
SILVINA SOLMAN  
LAURA VENEGAS

**CONSEJO EDITORIAL**

E. KALNAY - U. MARYLAND/USA  
V. R. BARROS - UBA/CONICET  
H. FUENZALIDA - U. CHILE/CHILE  
J. N. PAEGLE - U. UTAH/USA  
M. N. NUÑEZ - UBA/CONICET  
E. R. LICHTENSTEIN - UBA  
N. A. MAZZEO - UBA/CONICET  
J. M. GARDIOL - UBA  
W. M. VARGAS - UBA/CONICET  
D. KAROLY - MONASH U./ AUSTRALIA  
E. H. BERBERY - U. MARYLAND/USA  
S. HASTENRATH - U. WISCONSIN/USA  
M. E. SELUCHI - CPTEC - INPE/BRASIL  
A. M. GRIMM - U. F. PARANA/BRASIL  
M. A. F. SILVA DIAS - U. SAO PAULO/BRASIL  
H. LE TREUT - LMD-CNRS/FRANCIA  
G. RAGA - UNAM/MEXICO  
T. AMBRIZZI - U. SAO PAULO/BRASIL

S. A. BISCHOFF - UBA  
J. PAEGLE - U. UTAH/USA  
H. CIAPPESONI - SMN/CONICET  
I. VELASCO - UBA  
J. RUTLLANT - U. CHILE/CHILE  
G. NECCO - IAI/BRASIL  
P. ACEITUNO - U. CHILE/CHILE  
J. B. VALDES - U. ARIZONA/USA  
P. L. SILVA DIAS - U. SAO PAULO/BRASIL  
C. NOBRE - CPTEC - INPE/BRASIL  
J. L. MINETTI - U. TUCUMAN/CONICET  
V. KOUSKY - NCEP/USA  
M. L. ALTINGER - UBA/CONICET  
B. SCIAN - U. NAC. DEL SUR  
P. WAYLEN - U. FLORIDA/USA  
J. ZAWADSKI - MCGILL U./CANADA  
R. D. GARREAUD U. CHILE/USA  
R. GARCIA - NCAR-ACD/USA

*Objetivo de la revista: Meteorologica publica y difunde trabajos y resultados de investigación teórica y aplicada en todas las áreas de las ciencias atmosféricas.*

*Sistema de arbitraje: Para que los trabajos sean incluidos en la revista deberán ser evaluados por, al menos, dos referís independientes. Todas las decisiones tomadas por la Dirección serán finales.*

© 2008 Centro Argentino de Meteorólogos. Propietario  
Intendente Güiraldes 2160  
Ciudad Universitaria, Pabellón II, 2° Piso  
C1428EHA Buenos Aires, Argentina

Queda hecho el depósito legal que marca la ley 11723.  
Registro de la Propiedad Intelectual en trámite  
ISSN 0325-187X

Impreso en Buenos Aires, Argentina

## ***Editorial***

*Tenemos el agrado de presentar el nuevo volumen de la Revista Meteorologica, en la que se publican artículos que abordan diferentes temáticas relacionadas a las ciencias de la atmósfera y que seguramente serán de interés para la comunidad científica sudamericana.*

*El Comité Editorial agradece la colaboración de científicos argentinos y extranjeros que aportaron, y esperamos continúen aportando, su esfuerzo en tareas de revisión de los artículos, garantizando la calidad científica de los mismos.*

*Invitamos a los investigadores y profesionales que desarrollan sus tareas en áreas relacionadas a las ciencias de la atmósfera a enviar los resultados de sus trabajos a Meteorológica para la sección Artículos de Investigación o Notas y Correspondencias. La continuidad de la revista necesita del aporte de la comunidad. El Comité Editorial continúa realizando esfuerzos para agilizar los tiempos de revisión.*

*La publicación del presente volumen ha sido posible gracias a la colaboración de los autores y del Centro Argentino de Meteorólogos por el apoyo permanente al Comité Editorial.*

*La Dirección*



## **RECORDATORIO**



**ALICIA DE GARIN**

La Dra. Alicia de Garín se graduó como Licenciada en Ciencias Meteorológicas en 1978 y obtuvo su título de Dra. en Ciencias Meteorológicas en 1988. Se desempeñó como investigadora y docente con dedicación exclusiva en el Departamento de Meteorología de la Facultad de Ciencias Exactas y Naturales de la Universidad de Buenos Aires desde su graduación, como auxiliar docente hasta 1989 y posteriormente, con el cargo de Profesora Adjunta. Tuvo la iniciativa, junto a su colega Jesús Gardiol, de iniciar el área de Meteorología Agrícola. Además realizó tareas de investigación en las áreas de Micrometeorología y Biometeorología. En esta última se destacan sus contribuciones sobre los aspectos meteorológicos favorables al desarrollo del dengue en Argentina y las interrelaciones entre las condiciones atmosféricas y la salud humana. Trazó una línea de investigación novedosa y supo trabajar interdisciplinariamente con Ingenieros Agrónomos, Médicos, Biólogos y Matemáticos. Impulsó activamente las actividades de extensión y la labor experimental. Fue Directora Adjunta del Departamento de Ciencias de la Atmósfera y co-coordinadora del Proyecto FOMEC para la mejora de la enseñanza de las ciencias en el DCAO.

La recordamos por el gran humor que la caracterizaba. Aun en los momentos con inconvenientes que atravesábamos junto a ella o de alguno de nosotros en particular, ella imaginaba una situación o improvisaba un chiste, con lo que nos ayudaba rápidamente a relajarnos.

Sus alumnos recordarán los originales crucigramas que reemplazaban a los típicos cuestionarios, con los que los obligaba a pensar un poco más y a amenizar la aplicación de los temas que explicaba.

Muchos la recordarán con un cigarrillo en la mano y un saludo con sonrisa. Jamás hizo alarde de sus conocimientos, sobre todo cuando se doctoró, en una época muy distinta a la de hoy, donde poquísima gente dominaba su tema. Una de sus grandes virtudes fue la de trabajar silenciosamente sin esperar el reconocimiento de sus pares o querer ser protagonista.

No era extrovertida y le costaba aceptar a las personas como amigas, pero con quienes lográbamos pasar el umbral de la amistad, era sumamente generosa, capaz de dar todo sin esperar nada. Sin embargo a pesar de ello, siempre un velo ocultaba gran parte de sus pensamientos, es por eso que los que la rodeábamos advertíamos que algo le aquejaba, pero nunca pudimos saber qué era. Ella negaba su estado, nunca supimos si fue producto de su personalidad o de la enfermedad.

Nos abandonó a los 52 años, podría haber estado con nosotros muchos años más, pero así lo quiso Dios, a pesar de lo cual Alicia sigue estando cerca de nosotros.

Desde aquí tus colegas y amigos te decimos hasta siempre y gracias por darnos tu amistad.

Dras. A. Perla Alessandro y A. Graciela Ulke



## ANÁLISIS DE TENDENCIAS DE HELIOFANÍA EFECTIVA EN ARGENTINA

Hugo Grossi Gallegos y María Isabel Spreafichi (\*)  
Servicio Meteorológico Nacional  
San Miguel, Argentina

(Manuscrito recibido el 24 de Mayo 2007, en su versión final el 2 de Junio 2009)

### RESUMEN

Se presentan resultados del análisis estadístico de series temporales de promedios anuales de heliofanía efectiva (horas de brillo solar) registrados en estaciones de Argentina, que compensan la insuficiencia de datos de irradiación solar y permiten estudiar tendencias relacionadas con el Cambio Climático Global. Se aplicó un estudio previo de consistencia teniendo en cuenta el error de medición, con la aplicación del test de Mann-Kendall y se discuten los resultados obtenidos. Aparecen algunas estaciones en las que los promedios anuales de la heliofanía efectiva decrecen significativamente, agrupándose fundamentalmente en una zona ubicada al noreste de la Pampa Húmeda y al sur de la Mesopotamia.

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

### ABSTRACT

Results of the statistic analysis of time series of annual averages of hours of solar brightness registered in stations of Argentina are presented; these values compensate the insufficiency of data of solar irradiation and allow studying tendencies related to the Global Climatic Change. The measurement error was taken into account in a previous study of consistency, temporal analysis is made with the application of the test of Mann-Kendall and the obtained results are discussed. They appear some stations in which the annual averages of hours of solar brightness decrease significantly, grouping itself essentially in a zone located to the northeast of Humid Pampas and to the south of the Mesopotamia.

*Key words:* sunshine hours, time series, trends, Climatic Change.

## 1. INTRODUCCIÓN

Conocer la energía que, proveniente del Sol, alcanza la superficie de la Tierra se considera necesario, entre otras cosas, para: a) estudiar el impacto que los cambios en los niveles de radiación debido a las variaciones periódicas o anómalas tienen sobre las condiciones climáticas (variaciones en la nubosidad, en la cantidad de partículas en suspensión en la atmósfera y en el agua que se puede precipitar, se verían inmediatamente reflejadas en la radiación medida),

b) determinar la influencia que la radiación solar a nivel de superficie tiene en el rendimiento de cosechas, c) evaluar la evapotranspiración potencial del suelo y determinar así su estado hídrico (agua disponible y necesidad de riego). Por otra parte, la necesidad de contar con valores promedio de irradiación solar global diaria con el fin de planificar su aprovechamiento energético no tiene respuesta en las bases de datos disponibles que resultan escasas, incompletas o de dudosa calidad (Grossi Gallegos, 1998a y b), lo que obliga a hacer uso de estimaciones basadas en correlaciones establecidas con otras variables

dirección electrónica: [hgrossi@smn.gov.ar](mailto:hgrossi@smn.gov.ar)

(\*) Personal CONICET

meteorológicas de más frecuente y extensa medición, como la heliofanía y la amplitud térmica (Righini *et al.*, 2004; Raichijk *et al.*, 2005).

Por otra parte, las bases de datos de irradiación que se correlacionan con los de las bases de heliofanía no tienen la misma extensión: los promedios mensuales o anuales de este último parámetro cuentan en todo el mundo con registros de larga data que permiten analizar su posible variación a través del tiempo y, luego de conocida, utilizar las correlaciones establecidas en un período limitado para obtener un trazado de cartas con peso climatológico de los promedios de irradiación solar global diaria por métodos geoestadísticos.

Vale la pena tal vez insistir en la necesidad de evaluar la incerteza que se comete en la determinación de la heliofanía en las estaciones argentinas, tanto del Servicio Meteorológico Nacional (SMN) cuanto del Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA). Como ya se dijera antes en un trabajo en el que se intentó cuantificar ese error, un alto valor de umbral en la energía necesaria para quemar las fajas subestima sistemáticamente la heliofanía, dando como resultado valores estimados de irradiación solar inferiores a los reales, cualquiera sea el método de correlación usado (Roldán *et al.*, 2005); en el mismo se mostró la dispersión de valores obtenidos con las fajas utilizadas pero no se pudo cuantificar su umbral (el término “error” se está refiriendo no a valores equivocados o disparatados sino a las “incertezas” que son inherentes a toda medición y que nunca pueden ser totalmente eliminadas; por tal razón, las dos expresiones se utilizan de manera indistinta a lo largo del texto).

En este trabajo se utiliza el valor de incerteza determinado estadísticamente a partir de la extrapolación del análisis del comportamiento de la función estructura (Raichijk *et al.*, 2007). Esta incerteza, además de la propia del método de quemado de la faja en el heliógrafo, surge fundamentalmente de la variación de la calidad y de la impresión del papel utilizado en los heliógrafos; la de las estaciones de Argentina difiere de las de los países vecinos, por lo que deberá tenerse en cuenta en la extrapolación de valores en las fronteras. Se analiza la existencia de posibles tendencias utilizando los métodos recomendados por el Grupo de Trabajo en Fluctuaciones Climáticas de la Organización Meteorológica Mundial (Dzerdzevskii *et al.*,

1965), en particular, el planteado originalmente por Mann en 1945 y que fuera reformulado por Kendall en 1948 (Kendall and Stuart, 1961). Se tiene en cuenta en el análisis de consistencia la incerteza introducida en la medición de la heliofanía efectiva realizada en las estaciones, suponiendo que el umbral de respuesta de las fajas utilizadas no cambió a través del tiempo (lo cual no es una hipótesis fácil de defender ni posible de verificar ya que las mismas fueron destruidas en la sede central el SMN, en donde se almacenaban luego de su lectura y envío desde las estaciones, siendo posible proceder a su revisión en casos llamativamente dudosos; el volumen ocupado en los depósitos y la escasa consulta de las fajas llevó a la toma de esta decisión).

## 2. DATOS Y METODOLOGÍA

### 2.1. Tratamiento de los datos

Para este trabajo se consideraron las estaciones que miden con heliógrafos de Campbell-Stokes ubicadas en el territorio argentino; a partir de los valores promedios mensuales de heliofanía efectiva existentes en el SMN correspondientes al período 1956/2003, a los que se agregaron los de las estaciones San Miguel (1957-2005), Rafaela INTA (1961-2005), Paraná INTA (1964-2005), Alto Valle INTA (1971-1992) y Cerrillos INTA (1971-2000) y, procediendo como se hizo en un trabajo anterior (Grossi Gallegos y Spreafichi, 2005), se eliminaron todos aquellos valores mensuales que se apartaban del promedio general en más de  $\pm 1.96\sigma$ , compatible con el nivel de significancia del test a emplear (límites que se flexibilizaron teniendo en cuenta el error de determinación de la heliofanía, la obtención del cual se explica en el ítem 2.2).

Se calcularon así los promedios anuales sólo para los años que tenían completos los registros mensuales, con lo cual la muestra se redujo, y se analizaron las series históricas restantes

Finalmente se retuvieron aquellas series de promedios anuales con una extensión no inferior a 20 valores, las que fueron analizadas con el test de Mann-Kendall (nivel de significancia del 5%).

### 2.2. Estimación de la incerteza del sistema de medición

La forma habitual de analizar las condiciones de extrapolación de variables meteorológicas es la propuesta por Gandin (1970) a través de la función estructura, metodología ya aplicada en varios países (ver, por ejemplo, Suckling and Hay, 1976) y en Argentina para analizar los datos de irradiación solar global (Grossi Gallegos y Lopardo, 1988) y de heliofanía relativa (Grossi Gallegos y Atienza, 1992) en la Pampa Húmeda, suponiendo que la misma es una región homogénea y que ambos parámetros varían de manera isotrópica.

Si se denomina con  $n(x,y)$  a las horas de insolación o heliofanía efectiva medidas en una localidad y se indica su valor medio con una barra sobre el símbolo, se puede notar la desviación con respecto al valor medio (anomalía) de la siguiente manera:

$$n'(x,y) = n(x,y) - \overline{n(x,y)} \quad (1)$$

En base a este formalismo podríamos definir la función estructura de la siguiente manera:

$$b_n(x_1, y_1, x_2, y_2) = \overline{[n'(x_1, y_1) - n'(x_2, y_2)]^2} \quad (2)$$

Es más conveniente estudiar esta función estructura de las anomalías que la calculada directamente en base a los valores de heliofanía ya que su variación latitudinal será en general diferente de la longitudinal (no será homogénea).

También debe tenerse en cuenta que la incerteza en la medición introduce un error sistemático en el valor de esta función, suma de los errores cometidos en cada una de las estaciones, que debe adicionarse a la función estructura; la suposición más simple es que dichos errores en diferentes lugares no están correlacionados entre sí o con los valores medidos, ni que dependen de las coordenadas. Como mostró Gandin (1970), esto permitiría estimar la incerteza introducida en la medición si se extrapola la función estructura a distancia cero a partir de la expresión:

$$b_n(0,0,0,0) = 2\sigma_n^2 \quad (3)$$

donde  $\sigma_n$  es el error de observación.

Con el fin de tener independencia de los valores absolutos de heliofanía pareció conveniente utilizar la modificación introducida por Hay y Suckling

(1979) en la definición del coeficiente de variabilidad de Pearson,  $C_v$ :

$$C_v = b_n^{1/2} / [0,5 (\bar{n}_1 + \bar{n}_2)] \quad (4)$$

donde los valores ubicados en el denominador indican los promedios de la heliofanía en las mismas localidades para las cuales se calcula la función estructura.

Para 12 estaciones ubicadas en la Pampa Húmeda, Raichijk *et al.* (2007) hallaron que la relación entre el coeficiente de variabilidad y la distancia entre estaciones puede ser aproximada, con un coeficiente de correlación  $r = 0,89$ , por la siguiente expresión lineal:

$$C_v = 0,0099 D + 6,0569 \quad (5)$$

donde  $D$  es la distancia entre pares de estaciones medida en kilómetros.

El uso de la función estructura en la Eq. (4), que juega el rol de un desvío estándar, implica sólo un nivel de confianza del 67%. Niveles más altos de confianza pueden alcanzarse multiplicando los coeficientes obtenidos por el valor de  $Z$  apropiado ( $Z$  es la denominada *variable Normal tipificada*, según García, 2004), tal como 1,644 para el 90%. Suckling (1983) observó que, aunque los valores de las anomalías no estén normalmente distribuidos, la aproximación utilizada en la definición del coeficiente de variabilidad se comporta como tal cuando se la convierte al nivel de confianza del 90%.

Si se procede de la manera indicada, la expresión lineal hallada se convierte en:

$$C_v = 0,0163 D + 9,957 \quad (6)$$

A partir de la Eq. (3), si se toma el valor de esta expresión a distancia  $D=0$  y se lo divide por  $(2^{1/2})$  se encuentra que los promedios mensuales de heliofanía obtenidos en las estaciones argentinas están estimados con un error de  $\pm 7\%$ .

### 3. RESULTADOS

Los promedios mensuales de la heliofanía efectiva posteriores a octubre de 1967 ya habían sido consistidos por el Departamento de Climatología del SMN por la condición de que los valores diarios no superaran el valor de la astronómica

(esto es, que la heliofanía relativa no fuera superior a 1), además de verificar los valores dudosos de las planillas con las libretas de observación. Para la última década se detectaron valores irregulares en los años 1991 a 1993 en algunas estaciones debido a la utilización de fajas erróneamente impresas provistas a los observadores; al no poder identificar

su utilización, se decidió no tenerlos en cuenta en general para la preparación de las Estadísticas Climatológicas de la década, si bien los valores no fueron eliminados del Banco de Datos.

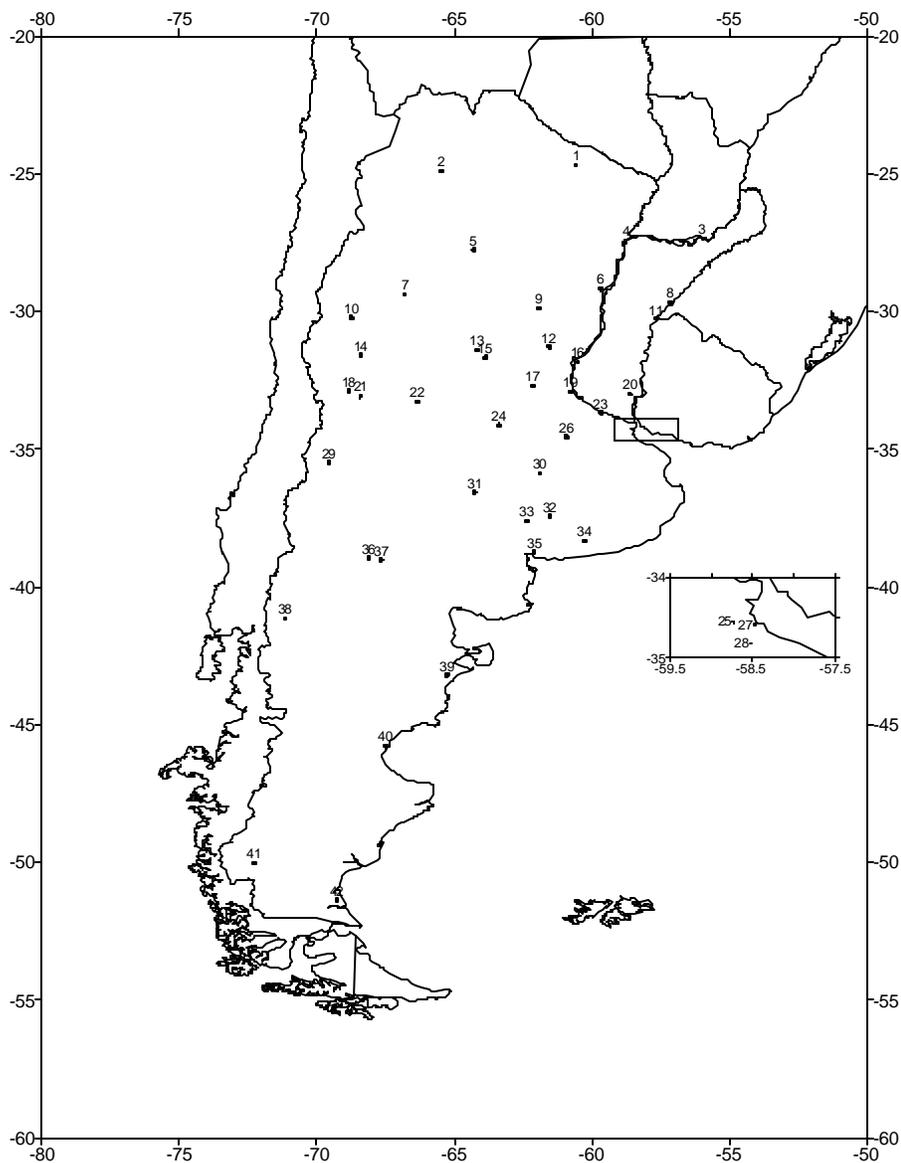
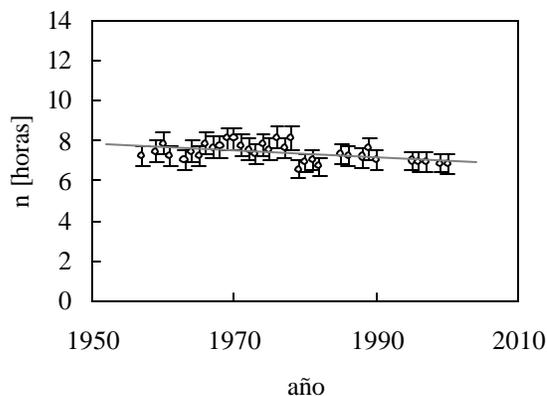


Figura 1. Distribución geográfica de las estaciones consideradas.

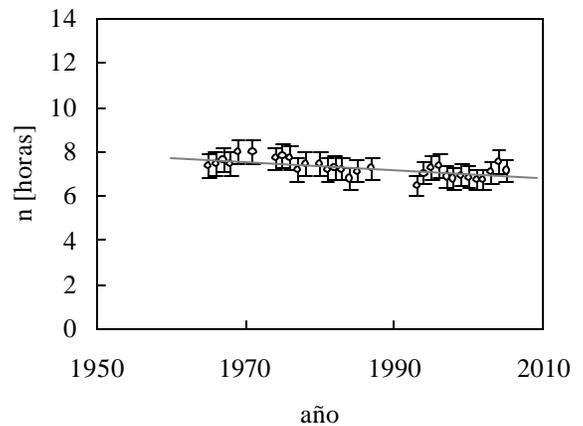
Luego de aplicar a los datos de las 93 estaciones el tratamiento explicado más arriba y de haber analizado cada uno de los gráficos que representan las series temporales registradas en cada estación (descartándose aquéllas en las que era dable observar extensas faltantes producidas por falta de información o como consecuencia del filtrado aplicado); finalmente se consideraron las series de promedios anuales de heliofanía efectiva procedentes de 42 estaciones, cuyo listado se

presenta en la Tabla I y su distribución geográfica en la Figura 1. En la Figura 2 se muestran algunas de las series temporales de las estaciones retenidas para el estudio.

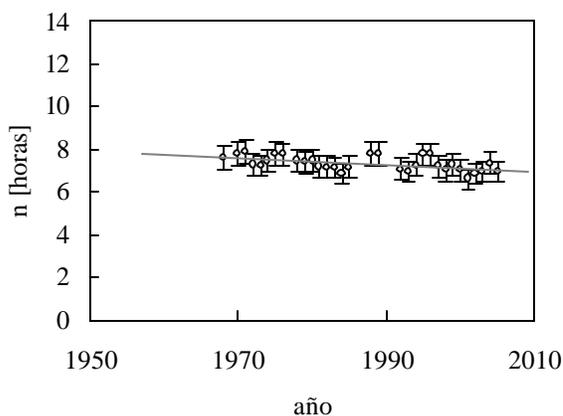
**Las Lomitas. Período 1956/2000**



**Paraná INTA. Período 1964/2005**



**Rafaela INTA. Período 1961/2005**



**San Miguel. Período 1957/2005**

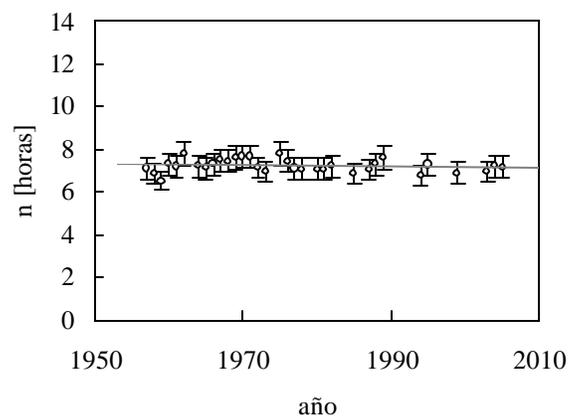
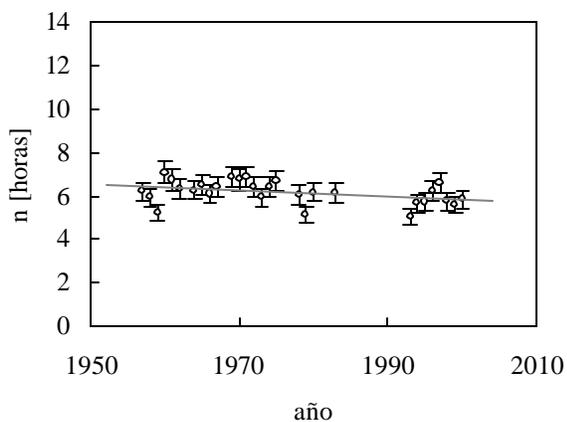
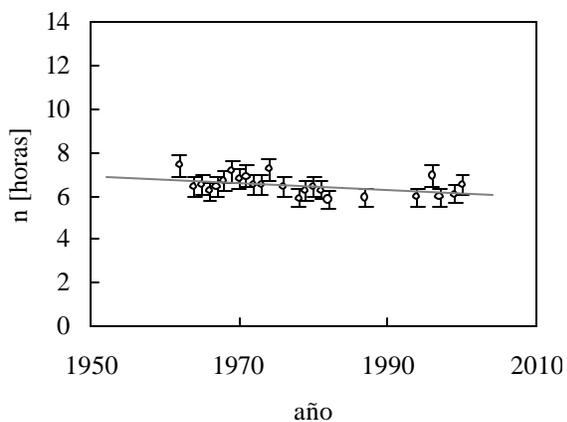


Figura 2. Series temporales de los promedios anuales de heliofanía efectiva (se indican las barras de error).

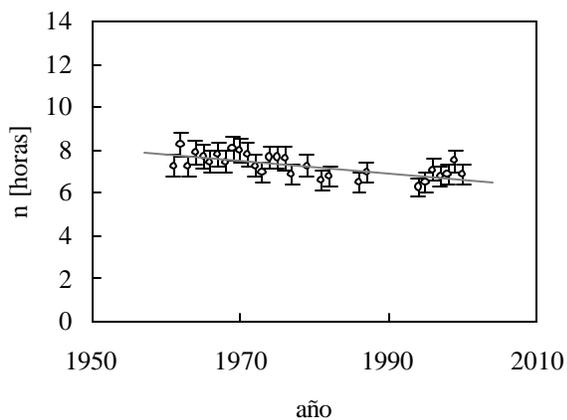
**Santiago del Estero. Período 1956/2000**



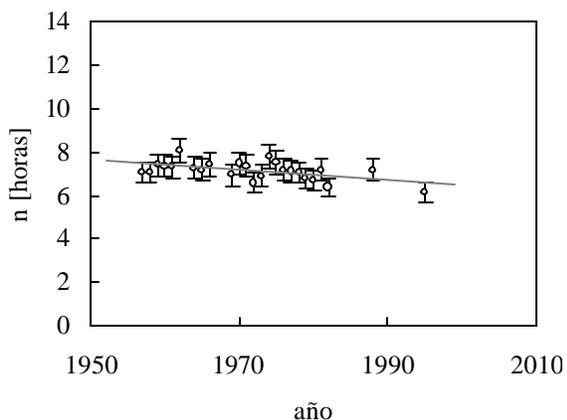
**Gualeguaychú. Período 1956/2000**



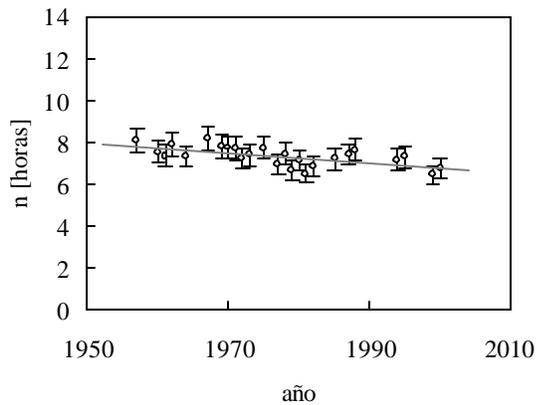
**Reconquista Aero. Período 1961/2000**



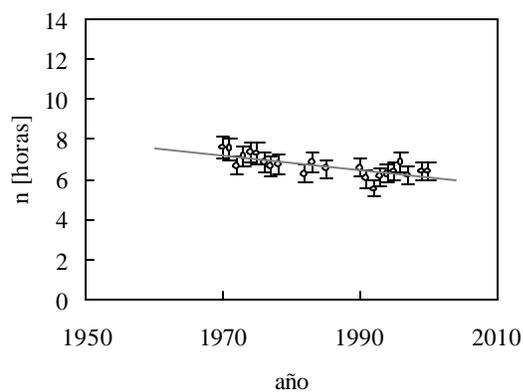
**Pigüé. Período 1956/1995**



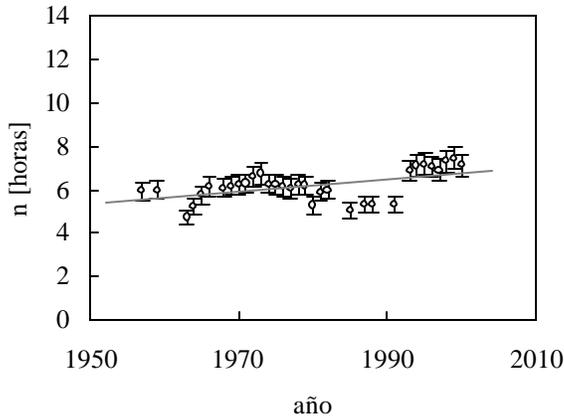
**La Rioja. Período 1956/2000**



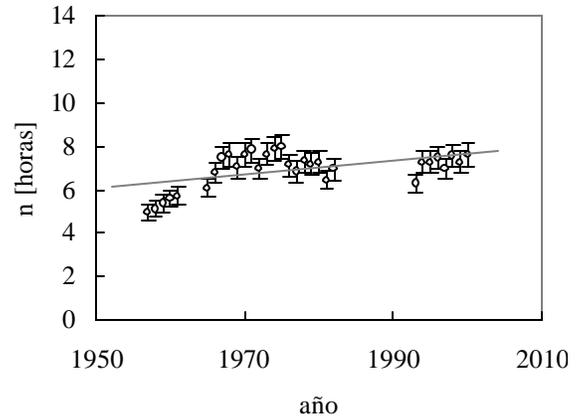
**Tres Arroyos. Período 1964/2000**



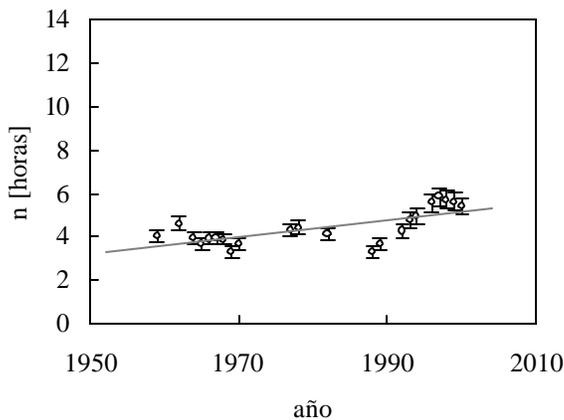
**Comodoro Rivadavia. Período 1956/2000**



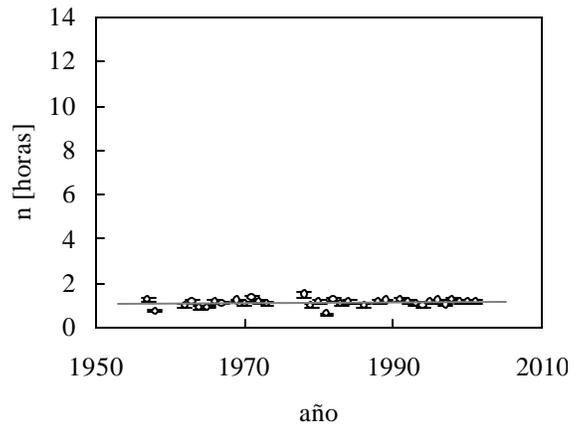
**Bahía Blanca. Período 1956/2000**



**Río Gallegos. Período 1956/2000**



**Base Orcadas. Período 1957/2002**



De las estaciones analizadas, sólo 8 presentan pendiente positiva de valor muy bajo, y de ellas, sólo 3 resultan significativas (Bahía Blanca, Comodoro Rivadavia y Río Gallegos). En particular, la ubicada en las Islas Orcadas muestra una pequeña pendiente positiva no significativa, a pesar de tratarse, junto con Río Gallegos, de una de las dos estaciones argentinas en las que se detectó un incremento significativo en la temperatura ambiente a lo largo del siglo XX (Hoffmann et al., 1997; Cazeneuve et al., 2000), incremento cuyo origen podría ahora ser adjudicado a la influencia de las actividades humanas, como ya lo plantearan como alternativa Hoffmann et al. en su artículo. Del resto, 15 muestran una tendencia decreciente

significativa al 5%. Cabe destacar que 6 de ellas (Monte Caseros, Rafaela, Paraná, Rosario, Gualeguaychú y Junín) se agrupan en la zona noreste de la Pampa Húmeda y sur de la Mesopotamia, mientras que las 9 restantes se presentan dispersas; en general, no se observa ninguna correlación con la latitud. Por otra parte, los promedios anuales de heliofanía efectiva presentan un comportamiento variable en 24 estaciones, por lo que se puede aceptar como válida en ellas la hipótesis de pendiente nula. En cuanto al valor del coeficiente de variabilidad, sólo en 5 estaciones ubicadas al sur de la latitud 38°S supera el 10% (entre 11% y 18%), correspondiendo a series con pendiente positiva

pero sin guardar relación aparente con el nivel de significancia.

Vale la pena recordar que, para que la media muestral sea estadísticamente representativa de la población (período que surge de exigirle que difiera del promedio poblacional en menos del error de medición determinado más arriba), deberían considerarse un número de años  $\eta$  tal que se cumpla con la condición (Roberti et al., 2005):

$$\eta > a^2 C_v^2 \quad (7)$$

en donde el coeficiente  $a$  está dado por el cociente entre  $Z$  (que depende del nivel de significancia) y el error relativo. Aplicada al mayor valor del coeficiente de variabilidad hallado ( $C_v=0,18$ , ver Tabla I), requiere que la extensión de las series no sea inferior a 18 años, condición que se cumple en todos los casos.

#### 4. DISCUSIÓN

El comportamiento estadístico observado anteriormente muestra en general una tendencia a la disminución de los promedios anuales de heliofanía en un 36% de los casos y variable en un 57% (dentro de éstos, 5 estaciones presentaron pendiente positiva), a un nivel de significancia del 5%. En la Tabla I se incluyeron también los valores hallados para la pendiente y la ordenada al origen de las rectas de tendencia calculadas por cuadrados mínimos con sus errores, como así también el coeficiente de variabilidad, esto es, el desvío estándar dividido por el valor medio de cada serie. Raichijk (2007) analizó el comportamiento de la función estructura en la misma región para promedios anuales, pero obtuvo como resultado que la curva resultaba prácticamente horizontal (la función estructura no dependería de la distancia entre estaciones), con un valor extrapolado que permitió evaluar que estos promedios anuales de heliofanía estaban afectados por un error no inferior al 7%, lo que estaría indicando que el error del umbral de las bandas utilizadas por el SMN no permite su reducción al pasar a un nivel anual de integración.

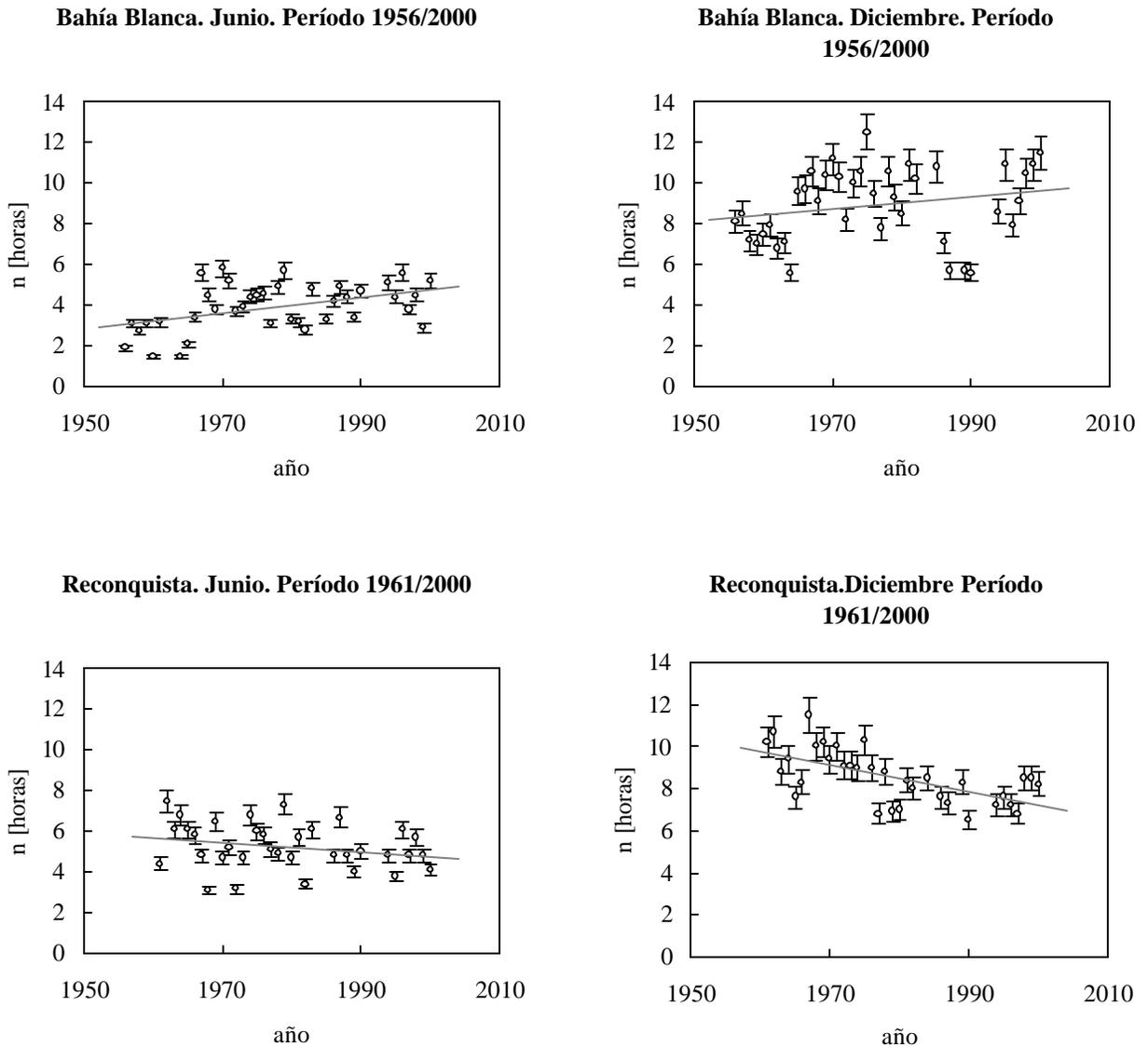
Si se tiene en cuenta este resultado y se estima el error generado por la sensibilidad de las bandas sobre los valores medios calculados a lo largo del período de análisis (esto es, multiplicando el error

relativo por el valor medio correspondiente), los resultados obtenidos se modifican.

El error instrumental no enmascara las tendencias significativas halladas por el test de Mann-Kendall sólo en 9 casos (Santiago del Estero, Reconquista, La Rioja, Gualaguaychú, Pigüé y Tres Arroyos, negativas, Bahía Blanca, Comodoro Rivadavia y Río Gallegos, positivas), las enmascara en 6 (Monte Caseros, Rafaela, San Juan, Paraná, Rosario y Lago Argentino, todas negativas) y deja dudas en 4 (Las Lomitas, Cerrillos, Junín y Alto Valle, todas negativas) ya que los extremos de las cotas de error coinciden.

Por otra parte, al separar los valores ubicados fuera del intervalo adoptado ( $\pm 1,96\sigma$ ) no se corrió el riesgo de dejar de lado evidencias de alguna perturbación importante a nivel local o regional que pudiera provocar efectos temporalmente ya que la misma se manifestaría claramente a nivel mensual o estacional pero no anual. En el caso de la heliofanía, tendría que estar asociada, por ejemplo a una erupción volcánica intensa, como la del volcán Hudson, ocurrida en Chile en agosto de 1991, con alta y duradera inyección de cenizas en la atmósfera; la disminución se registró fuertemente en el mes de septiembre en la estación Puerto Deseado, pero la separación de este valor (por quedar fuera del intervalo fijado) no modificó la pendiente obtenida para el mes en cuestión, si bien provocó que el promedio anual no pudiera ser calculado. Algo similar ocurrió con el promedio de mayo de 1974, en el que el valor de heliofanía fue inusualmente bajo (aunque real) y su supresión no modificó ni la pendiente mensual ni la anual. Al ser la base de datos lo suficientemente extensa, la supresión de pocos puntos no provoca importantes modificaciones.

Si bien excede los objetivos de este trabajo, se analizó el comportamiento temporal de dos de las bases de datos de heliofanía en base mensual con el fin de observar la presencia de alguna variación mensual o estacional de las tendencias halladas. Se tomaron los promedios mensuales correspondientes a Diciembre y Junio (meses en los que la heliofanía astronómica varía muy poco) de Bahía Blanca, que presentó una tendencia positiva estadísticamente significativa al analizar sus promedios anuales, y Reconquista, que presentó una tendencia de signo opuesto, también estadísticamente significativa. Se pudo observar que, si bien el signo de las tendencias no cambió, en el primer caso dejó de ser



**Figura 3.** Series temporales de los promedios mensuales (Junio y Diciembre) de heliofanía efectiva en las estaciones Bahía Blanca y Reconquista.

significativa en Diciembre y en el segundo, en Junio, evidenciando una variación estacional que se presenta en la Figura 3 y en la Tabla II. Estos últimos resultados obligarían a revisar la metodología seguida en general para la depuración de las bases de datos (o para el cálculo de las anomalías estandarizadas) pues habría que hacerlo no con respecto a los valores medios en el período sino a los valores de las rectas de tendencia. Sin embargo, con el fin de completar el análisis de este trabajo, se ensayó la depuración de la base de datos en la estación Bahía Blanca para todos los

meses tomando como referencia no el promedio sino la recta tendencia. El resultado fue prácticamente coincidente, con una diferencia de a lo más 1 dato en cada mes.

## 5. CONCLUSIONES

Aparece en esta oportunidad un conjunto de localidades argentinas en las cuales se detectaron tendencias estadísticamente significativas, tanto a la disminución como al aumento de los valores medios anuales de heliofanía efectiva, con las

consecuencias que ello podría traer asociadas sobre la producción agrícola, ya que una disminución de la heliofanía va asociada a un aumento de la nubosidad y viceversa (Grossi Gallegos y Magrin, 1993; Magrin et al., 1997). Sin embargo, el error introducido por la respuesta de las bandas reduce el número de estaciones con este comportamiento.

Varios autores han hallado tendencias significativas en otras variables meteorológicas registradas en Argentina. Puede citarse entre ellos el trabajo de Hoffmann *et al.* (1997) en el que compararon la década 1981/1990 con la 1941/1950 (esta última considerada como la globalmente más caliente entre 1900 y 1980); al norte de aproximadamente 42°S en Argentina los promedios anuales de las temperaturas máximas decrecieron mientras que los promedios de las mínimas aumentaron. O el de Marino (2007), en el que reportó un incremento significativo del número de días en el año con grandes precipitaciones, en el norte de la Mesopotamia, sur de Córdoba y noroeste de Buenos Aires. Observó también tendencias positivas en los tres parámetros, en Posadas, Monte Caseros e Iguazú. Los mayores totales de precipitación no se dan siempre por aumento de la frecuencia sino por mayor intensidad de las mismas.

No se encontraron trabajos sobre tendencias significativas halladas a nivel regional que pudieran asociarse a un fenómeno de cambio climático en Sudamérica y permitir alimentar así alguna explicación para este comportamiento de la heliofanía en Argentina.

Será conveniente en futuros trabajos analizar las series temporales de los promedios mensuales de la heliofanía efectiva (o quizás, también, de la relativa, para independizarse así de su variación astronómica, es decir, de la latitud y de la declinación) para ver su posible correlación, por ejemplo, con los promedios correspondientes de irradiación solar (en caso de disponerse de ellos), de precipitación o de nubosidad, o aún con los valores del Índice Multivariado ENSO (El Niño Southern Oscillation), conocido como MEI (Multivariate ENSO Index), ya que podría resultar que la posible “teleconexión” con alguna de las fases del evento “El Niño” produjera mayor cantidad de nubes o precipitaciones en esta región en determinada época del año, como indicaran algunos autores y, en consecuencia, una

disminución en los valores de la heliofanía efectiva (Grossi Gallegos y Spreafichi, 2008).

**AGRADECIMIENTOS:** Al señor José Ares, del Banco de Datos del SMN, y al Ing. Rafael Rodríguez y a las señoras Graciela Cazenave y Graciela Galvani, del Instituto de Clima y Agua del Centro de Investigaciones en Recursos Naturales del INTA Castelar.

## REFERENCIAS

Cazeneuve, H., Ozu, R., Luccini, E. y Piacentini, R.D., 2000. Actividades científicas en las Bases Antárticas Argentina. I. Investigaciones sobre el medio ambiente. Energías Renovables y Medio Ambiente, Vol. 8, págs. 17-28.

Dziedzhevskii, B., Flohn, H., Hofmeyr, W. L., Lamb, H. H., Mitchell, J. M., Rao, K. N. and Wallen, C. C., 1965. Report of Working Group on Climatic Fluctuations. Submitted to the Commission for Climatology, WMO, 4th Session, April 1965.

Gandin L. S., 1970. The planning of meteorological station networks. Tech. Note No. 111, World Meteorological Organization, Geneva, Switzerland, WMO-No. 265.TP.149, 135 págs.

García R. M. , 2004. Inferencia estadística y diseño de experimentos. EUDEBA, 1ra. Edición, Buenos Aires, 736 p.

Grossi Gallegos, H. and Lopardo, R., 1988. Spatial variability of the global solar radiation obtained by the Solarimetric Network in the Argentine Pampa Humeda. Solar Energy, Vol. 40 (5), págs. 397-404.

Grossi Gallegos, H. y Atienza, G., 1992. Análisis del comportamiento espacial de los datos de radiación solar en la Pampa Húmeda argentina. En Memoria del IV Congreso Interamericano y I Iberoamericano de Meteorología, Cáceres y Salamanca, España, Tomo I, págs. 216-220.

Grossi Gallegos, H., 1998a. Distribución de la radiación solar global en la República Argentina. I. Análisis de la información. Energías Renovables y Medio Ambiente, Vol. 4, págs. 119-123.

Grossi Gallegos, H., 1998b. Distribución de la radiación solar global en la República Argentina. II. Cartas de radiación. Energías Renovables y Medio Ambiente, Vol. 5, págs. 33-42.

Grossi Gallegos, H. y Spreafichi, M. I., 2005. Análisis del comportamiento de las horas de brillo solar en la zona sur de Argentina. En Anales del IX Congreso Argentino de Meteorología, versión CD-ROM, Buenos Aires, Argentina.

Grossi Gallegos, H. y Spreafichi, M. I., 2008. Análisis de los promedios mensuales de irradiación solar global, heliofanía efectiva y precipitación en Paraná y San Miguel en relación a las fases del evento El Niño-Oscilación Austral. Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente, vol. 12, pp. 11.41-11.48 versión CD-ROM.

Hoffmann J. A. J., Núñez S. E. and Vargas W. M., 1997. Temperature, humidity and precipitation variations in Argentina and the adjacent sub-antarctic region during the present century. Meteorol. Zeitschrift, Vol. 6, págs. 3-11.

Kendall, M.G. and Stuart, A., 1961. The advanced theory of statistics, Vol. 2, fourth edition. C. Griffin and Co. Ltd, London, England.

Magrin, G.O., Travasso, M.I., Diaz, R. and Rodriguez, R., 1997. Vulnerability of the agricultural systems of Argentina to climate change. Climate Research, Vol. 9, págs. 31-36.

Marino M. B., 2007. Variabilidad de la precipitación en Argentina en diferentes escalas temporales, relacionada con actividad convectiva observada. Documentación de la metodología para el tratamiento de la información. Verificación del desempeño de un modelo regional de pronóstico de precipitación. Tesis doctoral, UBA, FCEyN, 238 p.

Raichijk, C., Grossi Gallegos, H. y Righini, R., 2005. Método alternativo para la estimación de

valores medios mensuales de irradiación global en Argentina. Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente, Vol. 9 (2), págs. 11.05-11.08 versión CD-ROM.

Raichijk, C., Grossi Gallegos, H. y Righini, R., 2006. Variabilidad espacial de la heliofanía (duración de la insolación) en la Pampa Húmeda argentina, Uruguay y sur del Brasil. Energías Renovables y Medio Ambiente, Vol. 19, págs. 33-37.

Raichijk, C., 2007 (comunicación personal).

Righini, R., Grossi Gallegos, H. y Raichijk, C., 2004. Trazado de nuevas cartas de irradiación solar global para Argentina a partir de horas de brillo solar (heliofanía). Energías Renovables y Medio Ambiente, Vol. 14, págs. 23-31.

Roberti, A., Grossi Gallegos, H. y Sierra, V., 2005. Análisis de la representatividad temporal de los datos de horas de brillo solar (heliofanía) en Argentina. En Anales del IX Congreso Argentino de Meteorología, versión CD-ROM, Buenos Aires, Argentina.

Roldán, A., Righini, R. y Grossi Gallegos, H., 2005. Análisis preliminar de las fajas de heliógrafos utilizados en Argentina. Avances en Energías Renovables y Medio Ambiente, Vol. 9 (2), págs. 11.09-11.13 versión CD-ROM.

Suckling, Ph. W., 1983. Extrapolation of Solar Radiation Measurements: Mesoscale Analyses from Arizona and Tennessee Valley Authority Regions. J.Clim. and Appl. Meteor., Vol. 22, págs. 488-494.

Suckling, Ph. and Hay, J. E., 1976. The spatial variability of daily values of solar radiation for British Columbia and Alberta, Canada. Climatological Bulletin, No. 20, págs. 1-7, McGill University.

Nombre de la Estación	Latitud S [ ° ]	Longitud W [ ° ]	Período	Años analizados	Pendiente [horas/año]	Ordenada [horas]	Media [horas]	C <sub>v</sub>	Significancia
Las Lomitas	24.70	60.58	1956/2000	34	-0.018 ± 0.005	7.7 ± 0.1	7.4	0.05	S
Cerrillos INTA	24.90	65.48	1971/2000	19	-0.020 ± 0.008	6.6 ± 0.2	6.2	0.06	S
Posadas Aero	27.37	55.97	1956/2000	29	-0.005 ± 0.005	6.1 ± 0.1	5.9	0.07	NS
Corrientes Aero	27.45	58.77	1961/2000	27	-0.002 ± 0.004	7.4 ± 0.1	7.4	0.04	NS
Santiago del Estero Aero	27.77	64.30	1956/2000	28	-0.015 ± 0.006	6.4 ± 0.2	6.2	0.08	S
Reconquista Aero	29.18	59.70	1961/2000	29	-0.028 ± 0.006	7.8 ± 0.1	7.3	0.07	S
La Rioja Aero	29.38	66.82	1956/2000	25	-0.024 ± 0.006	7.9 ± 0.2	7.3	0.07	S
Paso de los Libres Aero	29.68	57.15	1956/2000	22	0.002 ± 0.007	5.6 ± 0.2	5.7	0.08	NS
Ceres Aero	29.88	61.95	1956/2000	31	-0.007 ± 0.004	7.5 ± 0.1	7.3	0.04	NS
Jáchal	30.23	68.75	1956/2000	20	-0.012 ± 0.008	8.2 ± 0.2	7.9	0.06	NS
Monte Caseros Aero	30.27	57.65	1961/2000	31	-0.004 ± 0.005	7.4 ± 0.1	7.2	0.04	S
Rafaela INTA	31.28	61.55	1961/2005	32	-0.016 ± 0.005	7.7 ± 0.1	7.3	0.04	S
Córdoba Observatorio	31.40	64.18	1956/2000	31	-0.002 ± 0.004	7.1 ± 0.1	7.1	0.04	NS
San Juan Aero	31.57	68.42	1956/2000	31	-0.016 ± 0.004	9.2 ± 0.1	8.7	0.04	S
Pilar Obs.	31.67	63.88	1956/2000	31	-0.003 ± 0.005	7.5 ± 0.1	7.4	0.05	NS
Paraná INTA	31.83	60.52	1964/2005	28	-0.020 ± 0.004	7.7 ± 0.1	7.2	0.06	S
Marcos Juárez Aero	32.70	62.15	1956/2000	30	0.004 ± 0.007	6.7 ± 0.2	6.8	0.07	NS
Mendoza Obs	32.88	68.85	1956/2000	20	-0.006 ± 0.012	7.4 ± 0.3	7.3	0.09	NS
Rosario Aero	32.92	60.78	1950/2006	29	-0.007 ± 0.004	7.6 ± 0.1	7.4	0.04	S
Guaqueaychú Aero	33.00	58.62	1956/2000	24	-0.017 ± 0.007	6.8 ± 0.2	6.4	0.08	S
San Martín	33.08	68.42	1956/2000	28	-0.005 ± 0.006	8.7 ± 0.1	8.6	0.05	NS
San Luis Aero	33.27	66.35	1960/2000	28	-0.001 ± 0.005	8.4 ± 0.1	8.4	0.04	NS
San Pedro INTA	33.68	59.68	1966/1998	22	-0.005 ± 0.006	7.2 ± 0.1	7.2	0.04	NS
Laboulaye Aero	34.13	63.37	1956/2000	34	-0.004 ± 0.005	7.4 ± 0.1	7.3	0.06	NS
San Miguel	34.55	58.73	1957/2005	33	-0.003 ± 0.004	7.3 ± 0.1	7.2	0.04	NS
Junín Aero	34.55	60.92	1958/2000	31	-0.012 ± 0.005	7.2 ± 0.1	6.9	0.06	S
Buenos Aires	34.58	58.48	1956/2000	29	-0.004 ± 0.008	6.9 ± 0.2	6.8	0.07	NS
Ezeiza Aero	34.82	58.53	1956/2000	24	-0.008 ± 0.007	5.4 ± 0.2	5.2	0.09	NS
Malargüe Aero	35.50	69.58	1956/2000	23	-0.010 ± 0.009	8.0 ± 0.3	7.8	0.08	NS
Pehuajó Aero	35.87	61.90	1962/2000	26	-0.012 ± 0.009	7.3 ± 0.2	7.0	0.07	NS
Santa Rosa Aero	36.57	64.27	1956/2000	32	-0.006 ± 0.005	7.3 ± 0.1	7.1	0.06	NS
Coronel Suárez Aero	37.43	61.53	1956/2000	27	0.003 ± 0.005	6.9 ± 0.1	6.9	0.05	NS
Pigüé Aero	37.60	62.38	1956/1995	25	-0.022 ± 0.007	7.5 ± 0.1	7.1	0.06	S
Tres Arroyos	38.33	60.25	1964/2000	22	-0.037 ± 0.008	7.4 ± 0.2	6.7	0.08	S
Bahía Blanca	38.73	62.10	1956/2000	31	0.032 ± 0.010	6.2 ± 0.2	6.5	0.12	S
Neuquén	38.95	68.13	1957/2000	33	-0.012 ± 0.007	7.7 ± 0.2	6.3	0.07	NS
Bariloche	41.15	71.17	1956/2000	33	0.003 ± 0.004	7.2 ± 0.1	7.2	0.14	NS
Trelew Ao.	43.20	65.27	1956/2000	39	0.001 ± 0.005	7.2 ± 0.1	6.2	0.05	NS
C. Rivadavia	45.78	67.50	1956/2000	33	0.029 ± 0.009	5.5 ± 0.2	6.0	0.11	S
Lago Argentino Aero	50.03	72.3	1956/2000	26	-0.019 ± 0.005	6.2 ± 0.1	5.7	0.07	S
R. Gallegos	51.37	69.28	1956/2000	22	0.039 ± 0.009	3.4 ± 0.2	4.4	0.18	S
B. Orcadas	60.75	44.72	1957/2002	34	0.002 ± 0.002	1.0 ± 0.1	1.1	0.18	NS

Tabla I: Estaciones consideradas, sus coordenadas, el período de datos existentes, datos considerados y algunos de los resultados estadísticos obtenidos. S: Nivel de significancia 5%, NS: No significativo.

Análisis de las series de los promedios anuales de heliofanía...

Nombre	Período	Mes	N	Pendiente [horas/año]	Ordenada [horas]	Valor medio [horas]	C <sub>v</sub>	Significancia
Bahía Blanca	1956/2000	Junio	39	0.041 ± 0.013	3.0 ± 0.3	3.9	0.28	S
Bahía Blanca	1956/2000	Diciembre	39	0.032 ± 0.023	8.3 ± 0.6	8.9	0.20	NS
Reconquista	1961/2000	Junio	35	-0.023 ± 0.016	5.7 ± 0.4	5.3	0.21	NS
Reconquista	1961/2000	Diciembre	34	-0.065 ± 0.014	9.8 ± 0.3	8.5	0.15	S

Tabla II: Resultados del análisis del comportamiento temporal de los promedios mensuales (Junio y Diciembre) de la heliofanía efectiva en las estaciones Bahía Blanca y Reconquista.

**ESTIMACIÓN DEL TIEMPO DE RETARDO DE LA ONDA DE CRECIDA EN LA CUENCA SUPERIOR DEL RÍO URUGUAY**

Carlos H. Zotelo<sup>1,2</sup>, Sergio L. Martín<sup>2</sup>, Inés A. Camilloni<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>Centro de Investigaciones del Mar y la Atmósfera (CONICET-UBA). Buenos Aires, Argentina.

<sup>2</sup>Laboratorio de Climatología Regional. Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos. Facultad de Ciencias Exactas y Naturales. Universidad de Buenos Aires (FCEN-UBA). Buenos Aires, Argentina.

(Manuscrito recibido el 26 de noviembre 2006, en su versión final el 29 de Junio 2009)

**RESUMEN**

El objetivo de este trabajo es realizar una estimación cuantitativa de la cantidad de agua aportada por la precipitación diaria al caudal del río Uruguay y del tiempo de retardo de la onda de crecida en sus diferentes subregiones. Se escogió como área de trabajo a la región superior de la cuenca del río Uruguay comprendida entre 26°S-32°S y 48.5°W-60.5°W donde el dominio fue dividido en tres subcuencas (alta, media y baja). El análisis fue realizado para el período 1970-2001. Se empleó la triangulación de Delaunay como variante del método de Polígonos de Thiessen en el cálculo de la precipitación areal. Asimismo se estimó la onda de crecida para cada subregión en función de tormentas seleccionadas. Se determinó que una precipitación importante en la subcuenca alta o media, demoraría alrededor de 8 días en ser detectada en los registros de caudal de Paso de los Libres y 10 días en Salto Grande. A su vez, una lluvia intensa en la subcuenca baja tardaría alrededor de 2 días en ser detectada en los registros de caudal de Salto Grande.

*Palabras clave:* río Uruguay, caudal, onda de retardo, precipitación areal.

**ESTIMATION OF THE LAG OF THE FLOOD WAVE IN THE UPPER URUGUAY BASIN**

**ABSTRACT**

The main objective of the present work is the quantitative estimation of the discharge contributed by the daily rainfall to the Uruguay River discharge and the determination of the lag of the flood wave of the precipitation in each region. Due to its characteristics, the upper region of the basin of the Uruguay River comprised between 26°S- 2°S and 48.5°W-60.5°W was selected for this study where the domain was divided in three different sub-basins: upper, central and lower. The period considered for the present analysis was 1970-2001. A triangulation of Delaunay as a variant of the method of Thiessen Polygons was used in the calculation of the areal rainfall. Then, the flood wave for each sub-basin was calculated based on selected storms. Results show that an intense precipitation event in the upper or central sub-basins has an 8-days lag before its detection in the Paso de los Libres discharge and a 10-days lag in the case of Salto Grande discharge. Likewise, an intense rainfall over the lower sub-basin has a 2-days lag before being noticed in the Salto Grande discharge.

*Key words:* Uruguay River, discharge, flood wave, lag, areal rainfall.

## 1. INTRODUCCIÓN

Sudamérica presenta una de las regiones más interesantes del mundo en el aspecto hídrico. La cuenca del río Amazonas y la del Plata son, sin dudas, las principales en este sentido en la región. El río Uruguay es uno de los afluentes directos más importante del Sistema del Plata debido a la magnitud de su caudal, su longitud, la extensión territorial de sus tributarios y las diferentes características del sistema hidrológico.

La cuenca del río Uruguay presenta un área de drenaje total de 365000 km<sup>2</sup>, de lo cuales 174000 km<sup>2</sup> están localizados en territorio brasileño. El río Uruguay tiene su origen en la Serra Geral, en la confluencia de los ríos Canoas y Pelotas, en el límite entre los estados de Río Grande do Sul y Santa Catarina en Brasil, a una altura de 1800 m sobre el nivel del mar. Desemboca en el Río de la Plata en la confluencia con el río Paraná, recorriendo 2200 km. desde su nacimiento hasta su desembocadura. El régimen hidrológico del río Uruguay es claramente irregular. Esto se asocia a diversos factores, climáticos e hidrológicos. A comienzos del siglo XX, aproximadamente el 40% del estado de Río Grande do Sul estaba cubierto por vegetación boscosa (Tossini, 1959). Sin embargo, hoy en día, los bosques representan apenas 2.6% del territorio del estado (Brinckmann, 2001). Este proceso de deforestación trajo como consecuencia un acentuado cambio en el escurrimiento del suelo que modificó las características hidrológicas del río (Reboratti, 1979).

Desde el punto de vista económico, social y político, esta subcuenca presenta un alto grado de relevancia frente a los futuros escenarios que se vislumbran (crisis energética regional y posiblemente global). De acuerdo con las características climáticas de la región en la que se encuentra la cuenca, su disponibilidad hídrica no presenta déficit en ninguna época del año, excepto en las pequeñas subcuencas localizadas en las nacientes del río (Camilloni, 2005). El río Uruguay cumple un papel importante en diversas actividades humanas, tanto en el uso y empleo de agua como en el aporte energético. Sobre su curso principal se encuentran emplazadas las represas de Itá Machadinho y Salto Grande que generan el 60% de la energía requerida en Uruguay, el 9% en Argentina y el 12% en Brasil. El continuo cambio

en los métodos de producción de la actividad ganadera como agrícola modifican los patrones de uso y demanda de agua. La irrigación de arroz, por ejemplo, representa uno de las principales fuentes para el empleo de agua a lo largo de la cuenca en territorio brasileño, concentrado principalmente en la subcuenca del río Ibicuí y en la subcuenca del río Quaraí, en la frontera con Uruguay. En este sentido cabe señalar que el Estado de Río Grande do Sul produce no sólo más del 50 % de todo el arroz consumido en el Brasil, también es uno de los más significativos generadores de cultivos agrícolas de dicho país. Otros cultivos de valor económico producidos en la cuenca son la soja, el maíz y el trigo. En ese sentido, la introducción, en la década de los '90, de prácticas conservacionistas como la siembra directa y el uso de terrazas produjo importantes impactos hidrológicos como la reducción del escurrimiento directo, el aumento del nivel freático y la disminución de la carga de sedimentos transportada hacia los ríos respecto a la producida con la agricultura tradicional (Camilloni, 2005). De allí la importancia de la determinación de la onda de crecida diaria a través de datos de precipitación diaria.

Los objetivos principales de este trabajo se resumen en tres puntos:

- Estimación en forma cuantitativa de la cantidad de agua aportada por la precipitación diaria al caudal de la región superior de la cuenca del Río Uruguay durante el período 1970 – 2001 y que sea aplicable a otras cuencas e intervalos temporales.
- Estimación del tiempo de retardo de la onda de crecida y el tiempo de permanencia medio del agua aportada por la precipitación en cada subcuenca respecto al punto de cierre en Salto Grande y Paso de los Libres.

## 2. DATOS EMPLEADOS

### 2.1 Información disponible

Para realizar este trabajo se utilizaron datos pluviométricos diarios correspondientes al período 1970–2001 de 411 estaciones provenientes de diversas fuentes: Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria de Argentina (INTA), Servicio Meteorológico Nacional de Argentina (SMN), Programa para el Estudio de la Variabilidad Climática Regional, su Predicción e Impactos en el

Área del Mercosur (PROSUR), Evaluación de Recursos S.A. (EVARSA), Red Climática Histórica Global (GHCN) (Willmott y Matsuura, 2001), Dirección Nacional de Meteorología de Uruguay (DNM) y Comisión Técnica Mixta de Salto Grande (CTM) (Fig. 1). Los datos han sido objeto de consistencias temporal y espacial, y se han depurado con el fin de construir una base homogénea y confiable. Por último, se trabajó con datos diarios de caudal de estaciones fluviométricas de la Agencia Nacional del Agua de Brasil (ANA) y CTM de Argentina correspondientes al período 1970–2001.

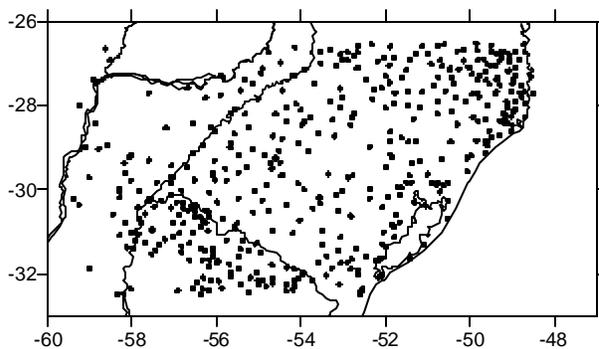


Figura 1: Distribución espacial de las estaciones pluviométricas utilizadas en la región superior de la cuenca del río Uruguay.

## 2.2 Detección de errores e incertezas

Si bien se ha logrado coleccionar un número importante de series de precipitación para esta tarea, los datos presentan algunas falencias: no están igualmente distribuidos espacialmente como para esperar que simples promedios aritméticos resulten representativos de los valores de precipitación media en las distintas subcuencas. Por otro lado, no todas las series de registros están completas para el período en cuestión. Por esto último, la técnica de promediar los datos en las celdas de reticulado constante no garantiza la existencia de registros para cada día en el período en cuestión. Por ello se optó por una técnica que empleara en forma diaria toda la información disponible independientemente de la completitud del registro de datos y de la uniformidad de su distribución espacial. Esta metodología, que se detalla a continuación, resulta adecuada para el presente trabajo por cuanto no se enfoca en el análisis de las tendencias que podrían estar influidas por la presencia o no de datos de

estaciones con mayor o menor precipitación. Aún así, dado el alto número de series de datos en cada subcuenca se podrían obtener conclusiones generales de las tendencias pluviométricas de las subregiones.

Por ello, para determinar posibles errores o incertezas en las mediciones de la precipitación se empleó un análisis temporal y otro espacial del registro total de datos. Las deficiencias comúnmente acarreadas en lo referente a la calidad de la información adquirida tienen origen en diversas causas. Por ejemplo, errores involuntarios en las mediciones, aquellos producidos en la escritura de la información en la libreta meteorológica de la estación, o bien en la digitalización de los datos para su posterior procesamiento. De este modo es posible que algunas mediciones subestimen o sobrestimen el valor de la precipitación. Para la detección de estos datos espurios, se determinó, en forma anual, la cantidad de días con: lluvia (*NDCLL*), no lluvia (*NDSLL*) y dato faltante diario (*DFd*).

Se estableció en forma anual el porcentaje de datos disponibles (*DD*) para cada estación interior en cada subcuenca. Siendo *TD* el total de días al año (365 ó 366, según corresponda), se tiene

$$DD = \frac{(NDCLL + NDSLL)}{TD} 100$$

Más tarde, se confeccionó un gráfico espacial con líneas de igual porcentaje de datos disponibles (uno por año para el período 1970–2001). Luego, se estableció, como criterio primario de aceptación, un umbral mínimo de 90% de datos disponibles. De esta manera si el conjunto de datos diarios de lluvia de una determinada estación *i* presentaba, para un año en particular menos del 90% de registros disponibles (o equivalentemente más de 37 días de datos faltantes anuales), se asumió como ausente la precipitación diaria  $pp_{di}$  correspondiente para todos los días del año en cuestión en dicha estación.

$$\text{Si } DD_i \leq 90\% \Rightarrow pp_{di} = \text{Ausente } \forall \text{ día del año}$$

Como criterio secundario se empleó la precipitación anual acumulada, comparando a cada estación *i* con sus vecinas *j* más próximas a fin de establecer posibles inconsistencias (se entiende por estación vecina *j* a aquella cuya interdistancia *R* no

supera los 71 km. aproximadamente,  $0.5^\circ$  de latitud x  $0.5^\circ$  de longitud). De este modo, no se consideraron valederos los datos provenientes de una localidad  $i$  si la lluvia anual acumulada  $pp_{ai}$  en ésta difería de aquéllas correspondientes a las estaciones  $j$  del entorno  $pp_{aj}$ , en más de un 20%. En ese caso, se asumió como ausente la precipitación diaria  $pp_{di}$  correspondiente para todos los días del año en cuestión en dicha estación  $i$ . Si

$$R = \left\{ r_i - r_j \right\} \leq 71 \text{ km} \quad \text{y} \quad \left| pp_{ai} - pp_{aj} \right| \geq 20\% pp_{aj} \quad \forall j \in R$$

se asume  $pp_{di} = \text{Ausente} \quad \forall \text{ día del año}$

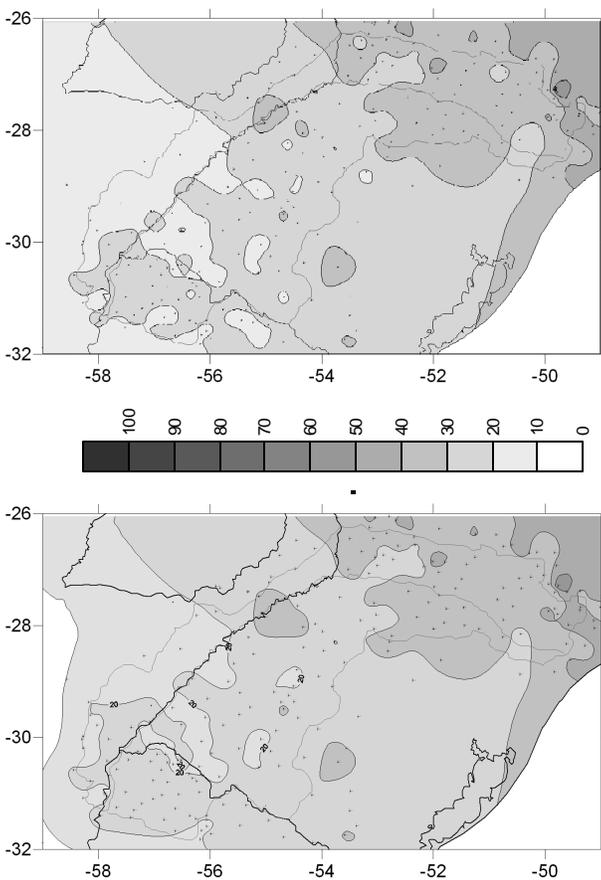


Figura 2: Porcentaje de datos diarios de precipitación disponibles (año 1997). Sin consistencia de datos (superior), con consistencia (inferior).

A modo de ejemplo, la Fig. 2 presenta para el año 1997, una comparación entre el campo de porcentaje real de registros disponibles (superior), es decir sin consistencia de datos, y el resultante luego de la eliminación de datos con errores

(inferior). Los contrastes son apreciables en la zona central, donde se ha descartado la información de algunas estaciones cuyas diferencias con sus vecinas próximas superaba el umbral establecido. Algo similar ocurre en las regiones noreste y principalmente sudoeste, con la exclusión de datos de estaciones por idénticos motivos. El resultado en ambos casos explica la suavización del campo en dichas zonas. Este tipo de análisis se repitió para el resto de los años del período 1970–2001, con resultados similares.

### 3. METODOLOGÍA

#### 3.1 Estimación de la precipitación areal

Con el fin de resolver el problema generado por la gran diferencia en la densidad de estaciones en diferentes zonas del área de estudio se utilizó el concepto de precipitación areal. Para obtener valores representativos de la lluvia areal utilizando datos de estaciones pluviométricas, se emplean métodos que determinan la precipitación media areal mediante el trazado subjetivo de isohietas o la asignación de valores medios areales sobre la base de criterios geométricos (polígonos de Thiessen o triangulación) o la interpolación objetiva a nodos de un retículo regular (discretización del campo), ya sea mediante esquemas empíricos de ponderación como funciones polinómicas que implican empleo de las inversas de las distancias a los pluviómetros o bien mediante técnicas de análisis objetivo estadístico: Kriging, interpolación óptima, etc. (Zucarelli et al., 2005).

Las series medias diarias de precipitación areal para período 1970–2001 fueron construidas utilizando el método de triangulación de área mínima o de Delaunay como variante del esquema de polígonos de Thiessen. Es importante destacar que el método aplicado no considera efectos topográficos en la extrapolación de los datos. Básicamente la técnica empleada consiste en determinar la región del plano en la que cada valor de precipitación es el más representativo. Esta zona no permanece fija en el tiempo, dado que varía si una dada estación está ausente en un determinado momento. De esta manera, y a diferencia de los esquemas tradicionales, se genera una triangulación particular para cada día, razón por la cual el análisis de los datos es más detallado espacial y temporalmente.

La mayoría de las técnicas de extensión de datos puntuales a regiones del plano están basadas en el teorema de las teselaciones de Dirichlet. Básicamente, dado un conjunto de puntos  $p_j$  pertenecientes a un mismo plano  $\mathbf{p}$ , puede dividirse al mismo en  $n$  polígonos convexos disjuntos  $V_i$ , de modo que cada región contenga a todos los puntos del plano cuya distancia a su centro  $p_i$  es menor que a cualquier otro punto centro  $p_j$  perteneciente a los polígonos vecinos (Fig. 3). En términos matemáticos (Anglada, 1997):

$$V_i = \{(x, y) \mid |(x, y) - p_i| \leq |(x, y) - p_j|\} \quad \forall (x, y), p_i, p_j \in \Pi$$

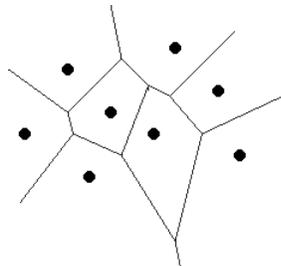


Figura 3: Diagrama de Voronoi o de polígonos convexos disjuntos generados por el método de Dirichlet. Las líneas delimitan las regiones dentro de las cuales residen todos los puntos  $p_i$  del plano cuya distancia a su centro  $p_i$  (puntos marcados) es menor que a cualquier otro centro  $p_k$  de los polígonos vecinos (puntos marcados).

Si se genera una triangulación de la porción del plano considerando los puntos centros de las regiones  $p_i$  del dominio como vértices de triángulos disjuntos, se obtiene un caso particular del teorema de Dirichlet. Esta idea puede ser expresada más formalmente (De Florian y Puppo, 1992): “una red de triángulos es una triangulación de Delaunay si todas las circunferencias circunscriptas posibles de todos los triángulos de la red son vacías”.

En el caso particular de la estimación de precipitación areal, al trabajar con polígonos de Thiessen o su modo más simplificado, el método de triangulación, los puntos  $p_i$  y  $p_j$  del dominio lo constituyen las estaciones meteorológicas. La triangulación de Delaunay presenta las siguientes propiedades (Devillers et al., 2001; Leach, 1992, De Florian et al. 1999):

- La triangulación forma la envolvente convexa del conjunto de puntos.

- El ángulo mínimo dentro de todos los triángulos está maximizado.
- La triangulación es unívoca si en ningún borde de circunferencia circunscripta hay más que tres vértices (Fig. 4).

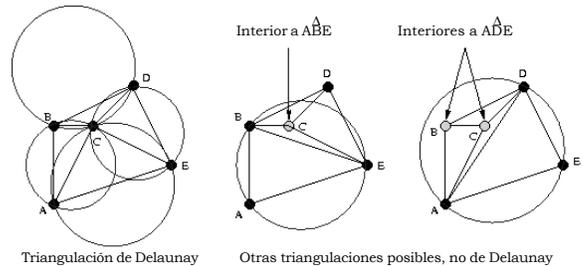


Figura 4: La triangulación generada a izquierda cumple los requisitos del criterio de Delaunay pues ningún circuncentro formado posee puntos del plano en su interior. Los ejemplos a derecha no cumplen las condiciones.

Bajo estas condiciones, el diagrama de Voronoi y la triangulación de Delaunay correspondiente al mismo conjunto de puntos del plano mantienen una correspondencia única (Devillers, 1999) (Fig. 5). El esquema de Delaunay, computacionalmente, implica el empleo de un algoritmo cuyo tiempo de procesamiento es de Orden  $O(n^{1.1})$  en el mejor de los casos y Orden  $O(n^2)$  en el peor, lo que en términos matemáticos es óptimo (De Florian et al., 1999).

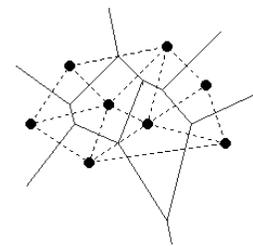


Figura 5: Triangulación de Delaunay (líneas punteadas) correspondiente a los polígonos de Thiessen (líneas continuas) de la Figura 3.

### 3.2 Cálculo de la precipitación y caudal medio diario

El cono sur de Sudamérica presenta dos zonas bien definidas con valores máximos anuales de precipitación. Una de ellas se ubica en la región cercana al límite entre Argentina, Brasil y Paraguay, marcada por la acción de los diversos sistemas convectivos generadores de lluvia. El

caudal del río Uruguay constituye, por lo tanto, un factor fundamental, en términos hídricos, para la región, y por ende clave para la generación de hidroelectricidad por parte de las represas emplazadas en su cuenca. El estudio se suscribió a la región delimitada por la topografía de la cuenca en el dominio comprendido entre 26°S–32°S y 48.5°W–60°W para el período comprendido entre el 01/01/70 y el 31/12/01.

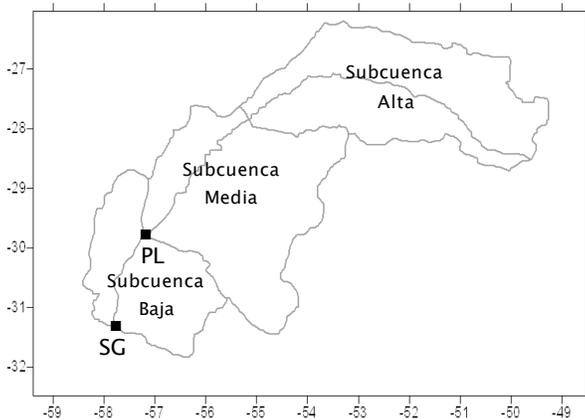


Figura 6: Mapa de la cuenca superior del río Uruguay, sus subcuencas: alta, media y baja y los puntos de cierre Salto Grande (SG) y Paso de los Libres (PL).

Se trabajó con la cuenca superior del río Uruguay (con punto de cierre en Salto Grande) y se la dividió en tres secciones o subcuencas: alta, media y baja, de acuerdo con la distribución topográfica de sus afluentes (Fig. 6). A continuación, se dividió al dominio en un reticulado regular de 0.1° x 0.1° de resolución y sobre la base de éste, se digitalizó el borde exterior de cada subcuenca. Para evitar posibles inconvenientes con las condiciones iniciales del método de triangulación (teorema de Delaunay), los datos de latitud y longitud de cada pluviómetro se mantuvieron con su valor original, es decir, no se extrapolaron al grillado generado en el paso anterior.

Luego, se separaron las estaciones en interiores y exteriores a cada subregión y se aplicó el método de triangulación en cada caso. Esta técnica descarta aquellos puntos que conforman únicamente triángulos exteriores, por lo que el total de estaciones empleadas se redujo a 318. La Tabla I resume la cantidad pluviómetros con información útil para cada subcuenca.

Subcuenca	Total	Estaciones interiores	Estaciones exteriores
Alta	117	78	39
Media	104	57	47
Baja	97	61	36
<b>Total</b>	<b>318</b>	<b>196</b>	<b>69</b>

Tabla I: Cantidad de estaciones pluviométricas con información útil, discriminadas por subcuenca

Para la estimación cuantitativa de la cantidad de agua aportada por la precipitación diaria al caudal de la región superior de la cuenca del río Uruguay se realizó una triangulación diaria empleando sólo las estaciones con datos disponibles para esa fecha. En cada triángulo formado se analizó la cantidad de vértices pertenecientes al interior de la subcuenca (Fig. 7).

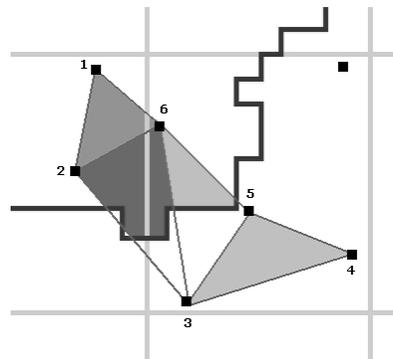


Figura 7: Esquema representativo de una posible triangulación. En negro se presenta el contorno exterior de la cuenca. Caso a: todos los vértices interiores a la cuenca (triángulo 1-2-6). Caso b: dos puntos interiores y otro exterior a la cuenca (2-3-6). Caso c: un punto interior y dos exteriores a la cuenca (3-5-6). Caso d: todos los puntos exteriores (3-4-5). La región sombreada denota el área considerada en los cálculos correspondientes. En d) no se realizan operaciones.

En caso de que las tres estaciones fueran interiores (Fig. 7a), se calculó  $c_m$ , el punto de intersección de las medianas (centro de masa) de cada uno de sus lados y su distancia a cada vértice  $p_k$  de cada triángulo. Se establecieron los factores de peso  $m_k$ , definidos como la inversa de dicha distancia.

$$m_k = \frac{1}{|C_m - P_k|}$$

Luego, se determinó la precipitación media de cada triángulo ( $p_{med.i}$ ) como el promedio de la cantidad de agua caída en cada vértice ( $pp_k$ ), ponderada por las inversas de las distancias de cada uno al centro de masa,  $m_k$ .

$$p_{med.i} = \frac{\sum_{k=1}^3 m_k \cdot pp_k}{\sum_{k=1}^3 m_k}$$

Si bien la Tierra es un geoide no esférico, se consideró un valor de 6370 km. como el radio terrestre medio  $R_T$  para todos los cálculos. Llamando  $j$  a la latitud media de la subcuenca y  $x_i$  e  $y_i$  a la longitud y latitud de los vértices de cada triángulo, el área del mismo expresada en  $km^2$  es:

$$A_i = \frac{1}{2} |x_1 \cdot (y_2 - y_3) + x_2 \cdot (y_3 - y_1) + x_3 \cdot (y_1 - y_2)|$$

$$Area_i = A_i * 111,12 km * \frac{2p}{360^\circ} * R_T \cos j$$

Por su parte, si al menos una de las estaciones fuera interior (Fig. 7b-c), se determinó el o los puntos de intersección entre el triángulo formado y el contorno digitalizado de la subcuenca. Se calculó la precipitación media ( $p_{med.i}$ ) de cada triángulo como la media aritmética únicamente de las estaciones interiores al subdominio  $V_i$  y el área de la subregión interior formada ( $Area_i$ ).

$$p_{med.i} = \sum_{z=1} PP_z \quad \forall z \in V_i$$

En el caso en que ninguna de las estaciones fuera interior (Fig. 7d), se obviaron todos los cálculos para el triángulo formado. Por último se determinó el caudal medio diario para cada subcuenca como la suma del producto del área de cada triángulo por su precipitación media.

$$Q = \sum_{i=1}^N \frac{p_{med.i} \cdot Area_i}{86400 \text{ seg}}$$

### 3.3 Estimación del tiempo de retardo de la onda de crecida en cada subcuenca

El aumento lento y gradual del nivel de la superficie de un fluido en una sección particular de un determinado canal se conoce en hidráulica fluvial como onda de crecida (Becerra y Hernann, 2006). La configuración de la onda se modifica continuamente a lo largo de su desplazamiento y el tiempo que demora dicha crecida en alcanzar un determinado punto en su trayectoria se conoce como tiempo de retardo de onda de crecida.

Debido a que la influencia de la precipitación en el caudal podría ser detectada en el punto de cierre de cada subregión varios días después de ocurrida, para estimar el tiempo de retardo de la onda de crecida en estos puntos se construyeron muestras de lluvia media areal y caudal medio diario considerando los diferentes eventos de precipitación y caudal desde el inicio de la misma hasta un período no mayor a 30 días con posterioridad al último día con registro de lluvia. Debido a que la precipitación diaria es una variable discreta, se empleó esta metodología que considera sólo los eventos de precipitación y algunos días subsiguientes para el cálculo del correlograma cruzado entre las muestras diarias elaboradas de precipitaciones areales y el caudal medio diario de cada subcuenca, de forma de hacer posible la estimación del tiempo de retardo de la onda de crecida. Salto Grande (SG) y Paso de los Libres (PL) fueron seleccionadas como estaciones fluviométricas representativas de las subcuencas baja y media respectivamente por sus ubicaciones cercanas a los puntos de cierre. A su vez, presentan las mayores longitudes de registro de caudal diario en el período 1970-2001 (Fig. 6).

Para estimar el tiempo de retardo de la onda de crecida respecto a SG, se calcularon los correlogramas correspondientes y se estimaron los períodos de influencia de cada una de las muestras de precipitaciones. El cambio en la concavidad anterior y posterior al máximo de la onda determina el límite inferior y superior del período de influencia (Fig. 8). Se observa que el máximo de la onda se encuentra alrededor de 10 días para las subcuencas alta y media. Esto implicaría que las crecidas debidas a precipitaciones en estas subcuencas demorarían en promedio, 10 días en detectarse en las mediciones de caudal de SG. Si bien ambas subregiones presentan máximos

cercanos, el período real de influencia de dicha onda es el que mejor evidencia las diferencias entre cada una, resultando entre 6 y 17 días para la zona alta y entre 5 y 15 días para la media.

Por su parte, la región baja presenta un comportamiento más irregular con un máximo principal alrededor de los 3 días y un intervalo de influencia entre 1 y 12 días (Fig. 8).

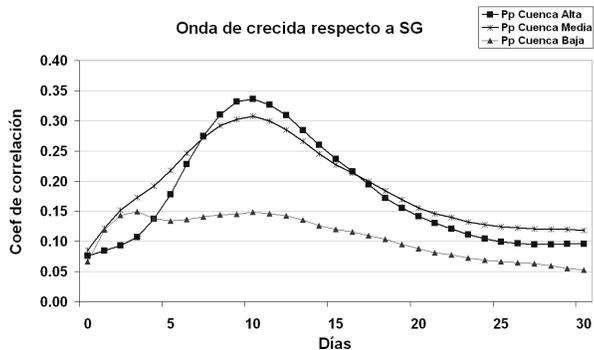


Figura 8: Correlograma que muestra la onda de crecida producida por la precipitación en cada subregión respecto al caudal en SG. En gris subcuenca baja, en negro subcuenca media y en tono intermedio, subcuenca alta.

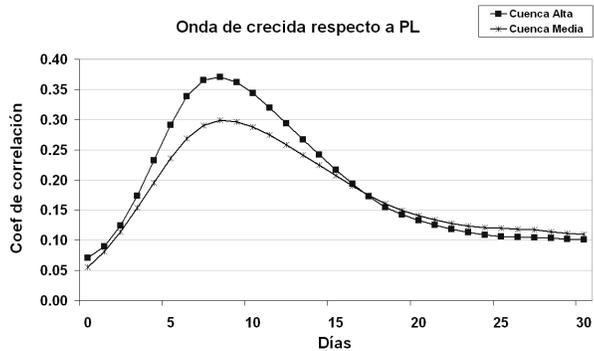


Figura 9: Correlograma que muestra la onda de crecida producida por la precipitación en cada subregión respecto al caudal en PL. En gris subcuenca alta y en negro subcuenca media.

Se repitió el mismo análisis, tomando como base el caudal PL (punto de cierre la subcuenca media). Nuevamente el comportamiento, tanto de la subregión alta como el de la media, presenta un mismo patrón, con un máximo alrededor de los 8 días. Esto implicaría que la onda de crecida debida a una precipitación importante en la región alta o en la media demoraría, en promedio 8 días en ser detectado en el caudal de PL (Fig. 9). Se calcularon los límites del período de influencia

resultando entre 3 y 16 días para la zona alta y entre 2 y 16 días para la media.

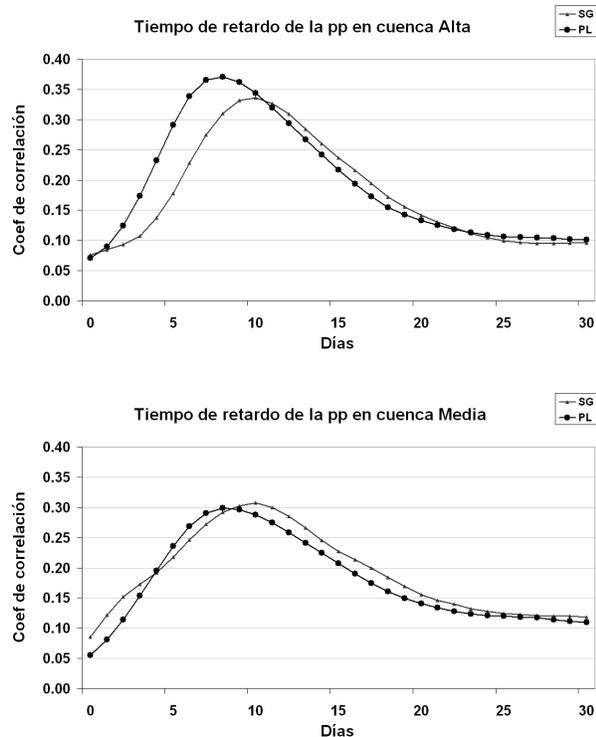


Figura 10: Tiempo de retardo de la precipitación de la subregión alta (superior) y media (inferior) respecto a los puntos de cierre en SG (gris) y PL (negro).

Por último, para determinar el tiempo promedio de retardo y de permanencia de la onda de crecida en cada subregión, se presentan en un mismo gráfico los correlogramas entre la precipitación en la subcuenca alta y el caudal en SG y PL (Fig. 10). La intención de este gráfico es señalar el tiempo de permanencia de la onda de crecida debida a la precipitación de la zona alta en la subcuenca baja. Para ello, se calculó la diferencia entre los máximos de ambos correlogramas (Fig. 10a). Se deduce que para la precipitación de la subregión alta, el tiempo de permanencia en la zona baja es de 2 días. Por su parte, el lapso de permanencia de la precipitación del agua aportada por la lluvia de la zona media en su propia subregión es de 1 a 2 días (Fig. 10 b).

#### 4. RESULTADOS Y DISCUSIONES

Se estimó el grado de incerteza en la determinación de la cantidad de agua aportada por

la precipitación diaria al caudal de la región superior de la cuenca del río Uruguay. Para ello, se calculó la suma de las porciones de área interiores al contorno de cada triángulo (área triangular). Luego, se estableció como parámetro de comparación la razón entre el área triangular y el área real para cada subcuenca. Se observa que el área triangular es menor que la real con un error del orden del 4% para todas las subregiones. (Tabla II).

Subcuenca	Área triang. (km <sup>2</sup> )	Área real (km <sup>2</sup> )	Razón
Baja	50.341	52.054	<b>0,97</b>
Media	97.580	99.207	<b>0,98</b>
Alta	96.945	98.997	<b>0,98</b>
<b>Total</b>	<b>245.866</b>	<b>250.258</b>	<b>0,98</b>

Tabla II: Estimación de la razón entre el área total calculada por el método de triangulación y el área real de cada subcuenca.

La digitalización del contorno de cada subcuenca y el cálculo del área interior a la misma para aquellos triángulos con algún vértice exterior constituyen, sin duda, los factores más importantes en lo que respecta al grado de incerteza en la determinación de la cantidad de agua aportada por la precipitación diaria al caudal de la región. Ambos aspectos están en cierto punto relacionados, ya que debe aproximarse el punto de intersección entre los lados del triángulo y el contorno de la cuenca al grillado generado, para luego calcular el área del polígono cerrado conformado (Fig. 7b y c). Por lo tanto existe una cota inferior definida por el procedimiento en sí asociada al grado de incerteza.

Los valores obtenidos para el factor de comparación muestran que el área triangular es menor que la real con un error del orden del 4% para todas las subregiones, lo que a efectos prácticos es aceptable (Tabla II).

La disponibilidad de datos confiables a lo largo del período de trabajo es otro punto a ser considerado. A partir de 1980 la información disponible crece notablemente hasta 1998, cuando disminuye. Existe cierta relación entre el aumento de la cantidad de datos y un consecuente crecimiento en los valores medio de precipitación areal, más marcado en el comportamiento de su variabilidad; debido a una mayor densidad de mediciones. Es claro que los patrones de

tendencias generales vinculados al cambio climático influyen sobre los patrones de la variabilidad, sin embargo, dicha inconstancia es más detectable con una red de estaciones pluviométricas activas de mayor envergadura.

A modo de establecer la bondad del esquema, se compararon los valores de precipitación media diaria mensual del modelo con datos de precipitación obtenidos del Climatic Reserch Unit (CRU) con una resolución de 0.5° para el hemisferio sur para la década 1981 – 1990 (New et. al, 1998) (Fig. 11). Claramente se observa un patrón similar, aunque una leve subestimación por parte del esquema presentado en este trabajo. Las mayores discrepancias se presentan en junio, mientras que la precipitación en febrero es similar. Estas diferencias podrían deberse a las distintas fuentes de información utilizadas en ambos casos para la determinación de la precipitación media diaria y a los distintos métodos de interpolación de datos empleados.

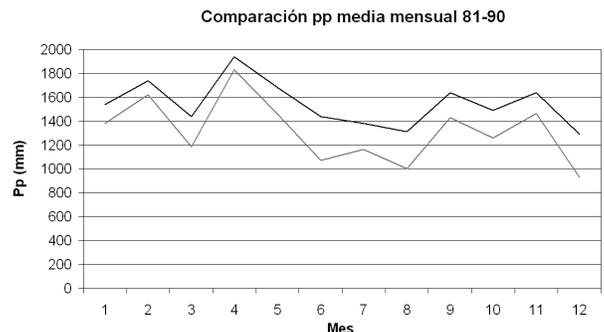


Figura 11. Comparación entre las precipitaciones medias mensuales del esquema sugerido (gris) y datos de la base CRU de la Universidad de East Anglia (negro).

Se estimó el tiempo de retardo de la onda de crecida con respecto al punto de cierre de cada subregión (SG y PL). Se determinó que una precipitación importante en la subcuenca alta o media demoraría alrededor de 8 días en ser detectada en los registros de caudal de PL y 10 días en SG. A su vez, una lluvia importante en la subcuenca baja tardaría alrededor de 2 días en ser detectada en los registros de caudal de SG.

Por último, se estimó el tiempo de permanencia o de viaje de las ondas de crecida de las subregiones alta y media en la zona baja. Se dedujo que, en ambos casos, dicho tiempo en la

zona baja es de 2 días. Por su parte, el lapso de permanencia de la precipitación del agua aportada por la lluvia de la zona media en su propia subregión es de 1 a 2 días.

De este modo, se estableció un método simple para estimar el tiempo de retardo de la onda de crecida y el tiempo de permanencia del agua aportada por la precipitación de cada subregión en cada subcuenca. Este sistema puede ser aplicable a otras cuencas, dado que en ningún momento se hizo hincapié en la naturaleza física de la región.

Para analizar los resultados obtenidos en la determinación del tiempo de retardo de la onda de crecida, se compararon los valores encontrados con las anomalías de descarga diarias mayores a 3 desvíos estándar en los registros de caudal la estación SG estimadas por Camilloni (2005) para el período en cuestión. Se escogieron los siete caudales más extremos (ver Tabla III) y se vinculó a estas crecidas con las precipitaciones ocurridas en los días previos.

Anom. Caudal (m <sup>3</sup> /s)	Fecha Anom. Caudal	Fecha Precip.	Tiempo Retardo (días)	Origen
31.784	03/06/92	23-29/05/92	11	A – M
27.831	21/07/83	10-17/07/83	11	A – M
27.677	07/01/98	05-07/01/98	2	B
26.779	14/04/86	11-14/04/86	3	B
25.302	08/03/98	06-08/03/98	2	B
23.697	21/10/97	09-16/10/97	12	A
17.317	17/11/82	10-15/11/82	7	M – B

*Tabla III: Anomalías de caudal más importantes en el registro 1970–2000. Fecha de medición de caudal, de inicio y fin de la tormenta asociada, tiempo de retardo y subcuenca de origen de la precipitación (A: alta, M: media, B: baja).*

Se observa que el tiempo promedio de retardo de la onda de crecida para intensidades importantes de precipitación en la subcuenca baja es de 1 a 2 días, tal como se determinó por otros medios. Por su parte, para la subregión alta, el mismo corresponde a 11 días, lo que se condice con lo determinado previamente.

*Agradecimientos:* El presente trabajo fue financiado por los siguientes proyectos: UBACYT-X033, ANPCYT-PICT04-25269 y CONICET-PIP5400.

## 5. REFERENCIAS

Anglada, M. V., 1997. An improved incremental algorithm for constructing restricted Delaunay triangulations. *Computers & Graphics*, vol. 21, p. 215-223.

Becerra, A. y Hernán H., 2006. Programa computacional de simulación hidráulica del riego por surco usando modelo de onda cinemática. *Dyna Año 73*, no., p 149 107-117, Medellín, Colombia.

Brinckmann, W.E. 2001. Desarrollo y desigualdad regional: ejemplo del Valle de Río Prado (Río Grande do Sul, Brasil). *Papeles de Geografía*, 34 (2001), 5-15. CAM/Universidad de Murcia, Servicio de Publicaciones, Murcia: España.

Camilloni, I. 2005. Extreme flood events in the Uruguay River of South America. *VAMOS Newsletter 2*, p 23-25.

De Floriani L., and Puppo, A. 1992. An on-line algorithm for constrained Delaunay triangulation. *Computer Vision, Graphics and Image Processing*, 54, p 290-300.

De Floriani, L., Puppo, E., Magillo, P., 1999. Applications of computational geometry to geographic information systems. *Handbook of Computational Geometry*, Chapter 7. J.R. Sack, J. Urrutia (Eds), Elsevier Science, p 333-388.

Devillers, O., 1999. On deletion in Delaunay triangulations. *Proceedings 15<sup>th</sup> Annual ACM Symposium on Computational Geometry*, p 181-188.

Devillers, O., Pion, S., Teillaud, M., 2001. Walking in a triangulation. *Annual ACM Symposium on Computational Geometry*, p 106-114.

Leach, G., 1992. Improving worst-case optimal Delaunay triangulation algorithms. *Proceedings of the 4<sup>th</sup> Canadian Conference on Computational Geometry*, p 340-346.

New, M., Hulme, M. and Jones, P., 1999. Representing twentieth-century space-time climate

Estimación del tiempo de retardo...

variability. Part I: Development of a 1961–90 mean monthly terrestrial climatology. *Journal of Climate*: vol. 12, no. 3, p. 829-856.

Reboratti, C., 1979. Migraciones y frontera agraria: Argentina y Brasil en la cuenca del Alto Paraná-Uruguay. *Desarrollo Económico*, vol. 19, no. 74, p. 189-209, doi: 10.2307/3466626.

Tossini, L., 1959. Sistema hidrográfico y cuenca del Río de la Plata. Contribución al estudio de su régimen hidrológico. *Anales de la Sociedad Científica Argentina*, marzo-abril 1959, III y IV, Tomo, CLXVII, p 41–64.

Willmott, C. J and Matsuura, K., 2001. Global historical climatology network (GHCN). Center for Climatic Research, Department of Geography, University of Delaware.

Zucarelli, G., Ceirano E., Barrera, D., 2005. Modelación matemática hidrológica usando precipitaciones obtenidas a partir de sensoramiento remoto. *Primeras Jornadas del Medio Ambiente*, FI-UBA, vol. 1.

**ANÁLISIS ESTACIONAL DE LA FRECUENCIA DIARIA Y LA INTENSIDAD DE LOS EXTREMOS DE PRECIPITACIÓN SOBRE EL SUDESTE DE SUDAMÉRICA**

Federico A. Robledo <sup>1,2</sup> y Olga C. Penalba <sup>1</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos. Facultad de Ciencias Exactas y Naturales. Universidad de Buenos Aires. (FCEyN – UBA)

<sup>2</sup>Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas. (CONICET). Buenos Aires. Argentina

(Manuscrito recibido el 17 de Marzo de 2009, en su versión final el 26 de Agosto de 2009)

**RESUMEN**

En este trabajo se profundiza en el conocimiento de la variabilidad espacial de la precipitación, estudiando la cantidad de días con precipitación y la intensidad media diaria (en milímetros por día), con énfasis en los extremos, definidos a partir de diferentes umbrales. La base de datos utilizada en este trabajo consta de 58 estaciones pluviométricas ubicadas al sudeste de Sudamérica, para la segunda mitad del siglo XX. De noviembre a marzo, dos áreas núcleo centradas en 68° O - 25° S y 45° O - 22° S, presentan más de 50% de días de precipitación por encima de 0,1 mm, mientras que para el resto de la región no se supera el 32%. El patrón de extremos de precipitación, por encima del percentil 75, no muestra grandes diferencias espaciales y estacionales con respecto a los del umbral 0,1mm. Sin embargo la intensidad media diaria de precipitación extrema se incrementa considerablemente con respecto al umbral 0,1mm. En el área núcleo centrada en 45° O - 22° S, la intensidad es de 36 mm/día en verano, y de 20 mm/día en invierno. Mientras que sobre el noroeste de Argentina, supera 38mm/día (8 mm/día) en verano (invierno). En la provincia de Buenos Aires la intensidad media diaria extrema de precipitación es de 32mm/día (20mm/día) en verano (invierno).

Palabras claves: Climatología. Precipitación diaria. Extremo

**SEASONAL ANALYSIS OF DAILY FREQUENCY AND EXTREME INTENSITY OF PRECIPITATION IN THE SOUTHEAST OF SOUTH AMERICA**

**ABSTRACT**

In this paper the climatology of the different components that composed the monthly rainfall was actualized and extended. For this purpose, we calculated the frequency of daily rainfall and the mean daily intensity for the second half of the century. 58 stations were used for this study. In addition we calculated the climatology for the daily extreme rainfall and its intensity, defining different thresholds according to the regions. Between November and March, we observed two centers (65° W -25° S and 45° W - 22° S) with more than 50% of days with daily rainfall above 0.1 millimeters (mm), and lower values in the rest of the region. Spatial patterns and seasonal variation of daily rainfall above 75<sup>th</sup> percentile show similar patterns. Nevertheless, mean daily intensity increased respect to 0.1mm threshold. The centre 45° W - 22° S, in summer, takes values of 36 mm/day and 20 mm/day in winter and 36 mm/day (8 mm/day) in the northeast of Argentina in summer (winter). In the center east of Argentina the intensity of the extreme rainfall exceeds 32mm/day (20mm/day) in summer (winter).

Keywords: Climatología. Climatology. Daily rainfall. Extreme

---

dirección electrónica: frobledo@at.fcen.uba.ar

## 1. INTRODUCCIÓN

La región de estudio, Sudeste de Sudamérica (SESA), abarca Argentina, Uruguay, Paraguay y el sur de Brasil. SESA es una región densamente poblada, donde la agricultura y la hidrología tienen importantes implicancias socio-económicas. En ella se encuentra la Cuenca del Plata, quinta cuenca más grande del mundo, con una población que supera los 100 millones de habitantes y una economía que representa el 70% del producto bruto interno de los cinco países que la componen. El ciclo anual de precipitación mensual sobre SESA, varía marcadamente dependiendo de la región. Sobre el noroeste y centro de Argentina, el ciclo anual es marcado con precipitación mensual máxima en verano. En cambio sobre la cordillera Patagónica el máximo de precipitación se observa en invierno. Sobre el sudeste de Brasil y Uruguay el ciclo anual no es tan marcado (Hofmann, 1975; Rusticucci y Penalba, 2000).

Las precipitaciones extremas pueden representar uno de los peligros naturales climáticos más importantes en las zonas afectadas, condicionando el rendimiento de la actividad agrícola. (Vargas y Nuñez, 1989; 1990, Nuñez y Vargas, 1998). El conocimiento de las variaciones espacio temporales de las precipitaciones diarias extremas junto con el planeamiento de los recursos hídricos puede minimizar los impactos adversos de las mismas. Otro aspecto importante a tener en cuenta es el entendimiento de los factores dinámicos atmosféricos que favorece la variabilidad estacional e interanual de las precipitaciones extremas. Al respecto, existen diferentes trabajos que han logrado avances importantes en el conocimiento del origen de las precipitaciones mensuales, especialmente en los meses estivales sobre Sudamérica. Los factores de mesoescala y escala sinóptica permiten comprender el clima sobre la región de estudio. Los Meso Sistemas Convectivos (MSCs) son los responsables de intensas precipitaciones diarias, sobre el noreste de Argentina, sur de Brasil y Uruguay. (Machado y otros, 1998; Velasco y Fritsh, 1987). Nicolini y Saulo (2002) estudiaron la intensificación de la dependencia mutua entre el aumento de precipitación intensa y la convergencia del flujo de humedad de niveles bajos en la región del norte de Argentina y Paraguay.

El entendimiento del monzón sudamericano permitió caracterizar diferentes patrones de

circulación regional y su teleconexión con patrones de escala planetaria que están ligados a la precipitación de verano sobre el área de la Cuenca del Plata. Nogués-Paegle y otros (1997), Nogués-Paegle y otros (2002) y Barros y otros (2002), entre otros, identificaron la Zona de Convergencia de Sudamérica (ZCAS) como generador de diferentes patrones de precipitación. A su vez, la actividad de la ZCAS es regulada por la oscilación de Madden-Julian a escala planetaria (Carvalho y otros, 2004). Doyle (2001) y Doyle y otros (2002) observaron que la temperatura de superficie del océano Atlántico modula las precipitaciones en la cuenca del Plata y encontraron diferentes patrones de circulación y transporte de humedad en niveles bajos. A escala diaria, González (2007) observó que el periodo entre 20 y 90 días, explica una porción significativa de la variabilidad temporal de las precipitaciones de verano. Con respecto a las precipitaciones invernales en la cuenca del Plata, se las asocia a la variabilidad de alta frecuencia con trayectoria latitudinal a lo largo del jet subtropical (30° S). Esta variabilidad tiene una estructura semejante a las ondas baroclínicas de latitudes medias (Vera y otros, 2002).

A partir de la década del 70 diversos autores observaron aumentos en la precipitación anual en distintas regiones de la República Argentina. Entre otros se puede mencionar a Barros y Mattio (1977), Hoffmann y otros (1987). Vargas (1987), Krepper y otros (1989), Castañeda y Barros (1994), Penalba y Vargas (1996), Minetti, (1997), Castañeda y Barros (2001) y Minetti y otros (2003). Estos aumentos de la precipitación anual no presentan un comportamiento espacial coherente. Por ejemplo, hacia el oeste de Argentina el mismo se evidencia como un 'salto' o discontinuidad, mientras que hacia el este y la Mesopotamia el aumento es más gradual (García y Vargas, 1998; Minetti y Vargas, 1997; Penalba y Vargas, 1993; Rusticucci y Penalba, 2000; Boulanger y otros, 2005, Liebman y otros 2004, Penalba y Vargas 2004, Pittock 1980). Finalmente, son escasos los trabajos que analizan que estación astronómica es la responsable de este aumento. Barros y otros (2008) mostraron que los aumentos de la precipitación anual sobre la cuenca del Plata fueron debido principalmente a la precipitación en el semestre cálido (octubre a marzo). Este semestre también es el responsable de los aumentos en la

cantidad de días con lluvia en términos anuales en el Cuenca del Plata (Penalba y Robledo, 2009)

Si bien han sido estudiados los cambios en la precipitación mensual y anual, sobre el Sudeste Sudamérica, los trabajos que describen el comportamiento de la frecuencia y la intensidad media diaria de la precipitación son escasos. Esto se debe en parte a la insuficiente cobertura espacial de la red pluviométrica en Argentina. Los trabajos pioneros en la temática datan de la primera mitad del siglo XX. Marchetti (1952, a) estudió las precipitaciones de corta duración y gran intensidad en la ciudad de Buenos Aires. Marchetti (1952, b) estudió el régimen pluviométrico sobre Argentina en el periodo 1908-1946 observando que la frecuencia anual del número de días con precipitación y las precipitaciones mensuales presentan ciclos anuales similares. Marchetti y Machado (1955) estudiaron el número de días de precipitación en el periodo 1910-1954 sobre la Argentina. En los últimos años se ha avanzado en esta temática. Haylock y otros (2005) analizaron las tendencias de precipitación extrema en Sudamérica en el período 1960-2000. Re y otros (2006) observaron el aumento de los días con precipitación por encima de los 75 mm en el noreste de Argentina, y en la provincia de Buenos Aires, sur de Córdoba y San Luis con aumentos por encima de los 150 mm.

La motivación principal de este trabajo es profundizar en el conocimiento de la variabilidad espacial del extremo de precipitación diaria máxima. Esto permitirá contribuir en la discusión del concepto y definición de un extremo. A su vez, los valores climáticos de la precipitación diaria calculados en este artículo pueden ser utilizados para una primera evaluación de las salidas de precipitación obtenidas de modelos regionales o globales.

Ante lo expuesto y frente a la necesidad de una mejor descripción de los principales rasgos hídricos-climáticos en la Argentina, el objetivo principal de este artículo es actualizar y ampliar la climatología de la precipitación diaria en el sudeste de Sudamérica. Para ello se analiza la intensidad media diaria y la cantidad de días de precipitación para la segunda mitad del siglo XX, con énfasis en los eventos extremos. Este trabajo está organizado de acuerdo a las siguientes secciones: 2.1) construcción de la base de datos de precipitación, 2.2) definición de índices, 3.1)

intensidad y persistencia de la precipitación diaria, 3.2) precipitación diaria superior a 10 mm, 3.3) extremos de precipitación diaria, 4) conclusiones y 5) bibliografía.

## 2. DATOS Y METODOLOGÍA

### 2.1 Construcción de la base de datos de precipitación

La región de estudio SESA abarca Argentina, Sur de Brasil, Paraguay y Uruguay (Figura 1). Los datos de precipitación diaria utilizados provienen de diferentes instituciones de los países que se ubican en la misma. Sobre territorio Argentino, los datos fueron provistos por mediciones de estaciones pluviométricas y climatológicas del Servicio Meteorológico Nacional (SMN) y del Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA). En la República Oriental del Uruguay, las mediciones fueron realizadas por el Instituto Nacional de Investigación Agrícola (INIA). Los datos del sur de Brasil y Paraguay fueron provistos por la base de datos construida en el Proyecto de la Comunidad Europea "Assessing the impact of future climatic change on the water resources and the hydrology of La Plata Basin, Argentina: ARG/B7-3011/94/25".

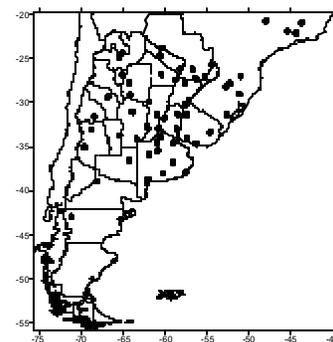


Figura 1 Ubicación geográfica de las estaciones pluviométricas utilizadas (Puntos negros). Se dispone de estaciones en Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay.

El control de calidad y la consistencia de la base de datos en estudios climatológicos son importantes, especialmente en el análisis de la precipitación diaria extrema. Esto se debe a que la misma puede ser considerada errónea si no se la analiza adecuadamente. Los datos utilizados de las estaciones argentinas al norte de 40° S fueron previamente consistidos y utilizados por Bettolli

(2007). Los datos diarios de las estaciones pluviométricas fuera de este dominio fueron consistidos siguiendo los criterios mencionados por Hoffmann (1970) y por la Organización Meteorológica Mundial (World Climate Programme Data and Monitoring, 2003). Finalmente, se analizó en detalle las precipitaciones diarias extremas de todas las estaciones de la base de datos. Para cada estación se construyó su función de distribución empírica y se identificaron todos aquellos datos diarios que se encontraban en el extremo superior de la misma. Con el fin de evaluar la veracidad de esta lluvia intensa se analizó el campo espacial de precipitación de ese día, Si no se disponía de estaciones cercanas se calcula la precipitación mensual media y su desviación estándar del mes de ocurrencia de la misma. Estos momentos de primer y segundo orden se los comparó estadísticamente con los correspondientes a la estación más cercana a partir de un test de diferencia de medias (test de T-Student) y test de Fisher (Wilks) para comparación de varianzas, ambos con un nivel de significancia del 95%.

Finalmente, se evaluó el período de análisis, con el fin de retener aquellas estaciones que contaban con más de 30 años de información. Con respecto a las estaciones de Paraguay y Sur de Brasil si bien disponían de más de 30 años, la mayoría terminaba en 1999. En cambio, las estaciones de Uruguay presentaban un periodo de 35 años, comenzando en 1972. Dado el carácter climatológico de este estudio y con el fin de dar una mayor cobertura espacial se decidió incluir las estaciones de los países limítrofes, a pesar de la disparidad y diferencia de los períodos de análisis. La base de datos utilizada en este trabajo consta de 58 estaciones (Figura 1), y los períodos de análisis considerados son: para las estaciones de Argentina: 1961-2000, para las de Brasil y Paraguay: 1961-1999 y para las de Uruguay: 1972-2000.

## 2.2 Definición de índices

Las características de los extremos de precipitación sobre la región de estudio son muy diferentes de acuerdo al área y época del año que se analice. Aquí se sigue la línea de trabajo de Alexandre y otros (2006) y Haylock y otros (2005), que plantean obtener índices climáticos derivados de datos diarios de precipitación.

En este trabajo se define un día con precipitación cuando la precipitación caída supera 0,1mm, mientras que un día con precipitación extrema es aquel en que la precipitación diaria es superior a un determinado umbral. Este umbral corresponde a los percentiles 75, 90 y 95. Estos percentiles diarios se calculan en base a las distribuciones empíricas de la precipitación diaria para cada estación. Finalmente para obtener una estimación más estable, la marcha anual de cada uno de los percentiles se suavizó utilizando un promedio móvil de 7 días, pesado simétricamente (Wilks, 1995).

En el caso particular de los meses cálidos, las precipitaciones diarias superiores a 10 mm cumplen un rol importante en el balance hídrico sobre los cultivos de la pampa húmeda. Este umbral de precipitación es importante porque compensa aproximadamente el promedio de evaporación diaria que pierde el suelo por radiación de onda corta (Vargas, 1979). Por este motivo, se consideró este umbral fijo de 10 mm para los meses estivales: octubre a marzo.

Los índices analizados son: 1) el porcentaje de días con precipitación superior a los diferentes umbrales mencionados anteriormente (de aquí en adelante PE01 para 0,1mm, PE10 para 10mm y PE75 para el percentil 75), y 2) la intensidad media diaria, evaluada en milímetros por día (mm/día) por encima de los umbrales mencionados (IP01 para 0,1mm, IP10 para 10mm y IP75 para el percentil 75). Todos los índices se calcularon para todos los meses del año.

Como estudio complementario a este análisis se evaluó el porcentaje de dos días consecutivos con precipitación, aquí definido como la persistencia de precipitación (P11). Este índice se calculó para las 4 estaciones astronómicas: verano (diciembre, enero, febrero), otoño (marzo, abril, mayo), invierno (junio, julio, agosto) y primavera (septiembre, octubre noviembre).

## 3. RESULTADOS

### 3.1 Intensidad de persistencia e intensidad de la precipitación

Para analizar los distintos regímenes de precipitación sobre el área de estudio se calculan los diferentes índices definidos anteriormente,

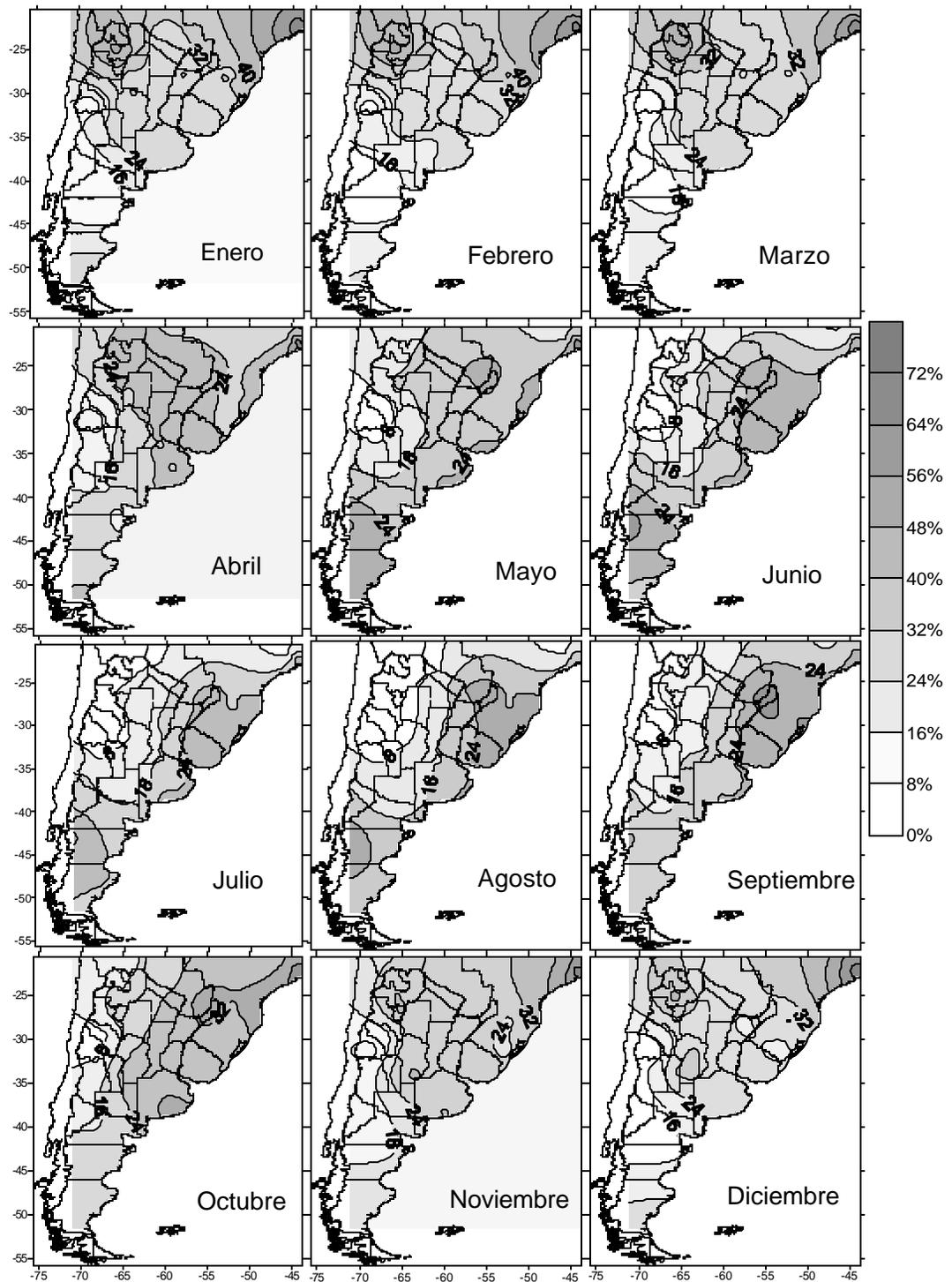


Figura 2. Porcentaje de días con precipitación superior a 0,1mm para todos los meses (PE01). Periodo de análisis 1961-2000

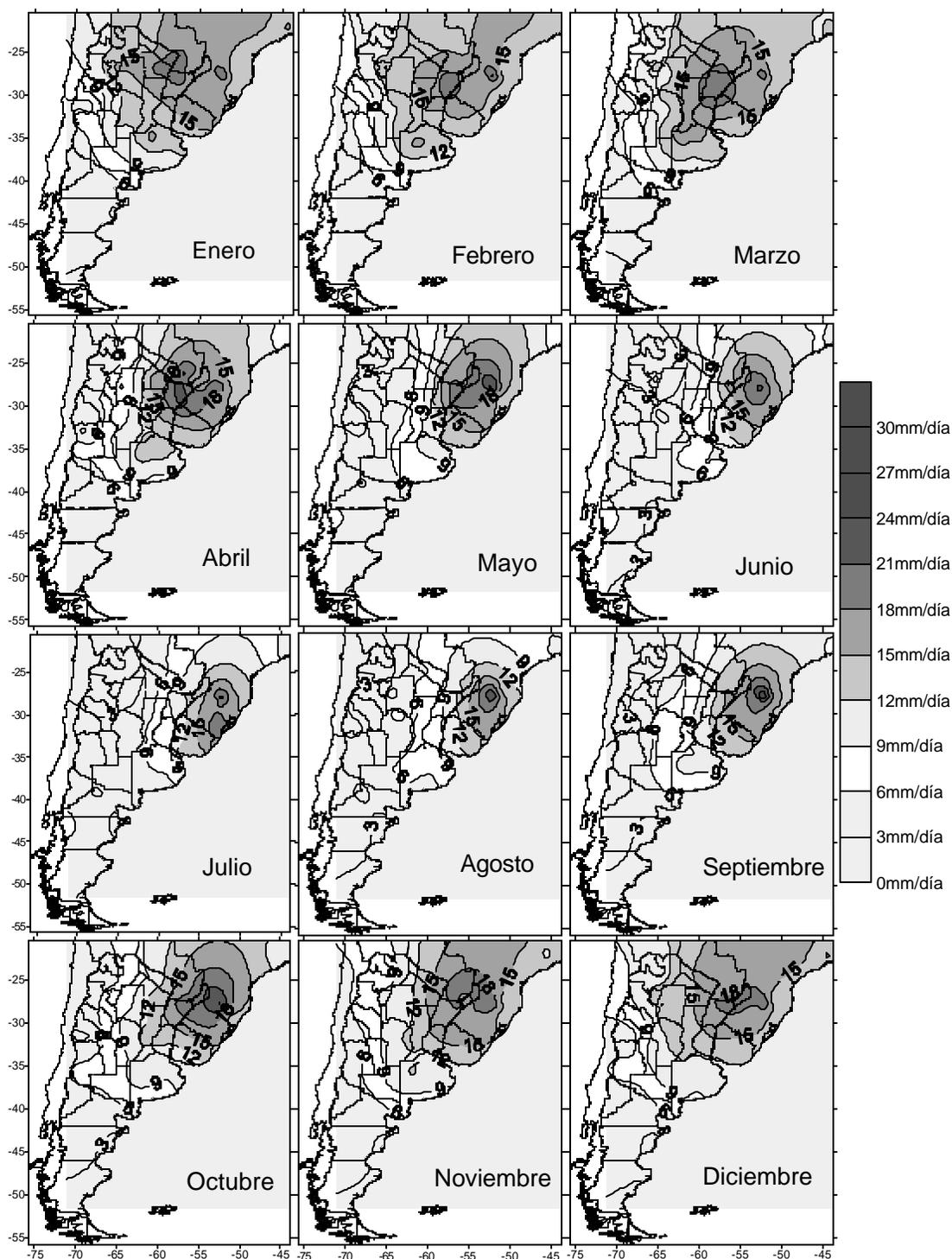


Figura 3. La intensidad media diaria de precipitación, evaluada en milímetros por día (mm/día) por encima de 0,1 mm (IP01). Periodo de análisis 1961-2000

PE01, IP01 y P11. En la Figura 2 se graficaron los porcentajes de días con precipitación por encima de 0.1mm (PE01). En diciembre, enero, febrero y marzo, se observan dos áreas con más de 40% de días de precipitación centradas en 68° O - 25° S y 45° O - 22° S. En el resto de la región, al norte de 40° S, durante estos meses de verano presenta valores entre 16% y 32% de días con precipitación. Durante los meses de junio, julio, agosto y septiembre los porcentajes de días con precipitación no superan el 16% en toda la región salvo en el sur de Brasil y Uruguay y cordillera patagónica (Figura 2).

A diferencia de PE01, la intensidad media del día con precipitación (IP01) presenta solo un área núcleo de máximas intensidades en diciembre, enero, febrero y marzo. Esta área se ubica en 60° O - 28° S y supera los 18 mm/día (Figura 3). En junio, julio y agosto, el núcleo de máxima IP01 se desplaza al sudeste de Brasil, manteniendo valores de 18 mm/día.

Las mayores diferencias regionales de IP01 se observan en abril-mayo y septiembre-octubre con valores superiores a los 21 mm/día sobre el sudeste de Brasil y menos de 6 mm/día en el noroeste de Argentina. (Figura 3). En la región patagónica la intensidad media del día con precipitación (IP01) es baja e inferior a 6 mm/día para todos los meses del año (Figura 3).

Para completar el análisis de los regímenes de precipitación en las diferentes regiones del SESA se calculó la persistencia (P11). Los patrones espaciales de P11 para cada estación astronómica son similares al porcentaje de día con precipitación. Durante el verano, se observan dos áreas con máxima persistencia, ubicadas en las mismas regiones que en PE01, con valores entre 60% y 75% (Figura 4). Este resultado indica que la precipitación es sostenida en días consecutivos sobre Brasil y el noroeste Argentino. En cambio sobre el área núcleo centrada en 60° O - 28° S, la precipitación se concentra en situaciones diarias no consecutivas. Fuera de las áreas núcleos, los valores de P11 oscilan entre 35% y 45%. Durante el invierno, la variabilidad espacial de P11 es menor tomando valores entre 45% y 50% para toda la región de estudio. (Figura 4).

A partir de este análisis, se presenta la marcha anual de P11 para algunas estaciones representativas de cada región (Figura 5).

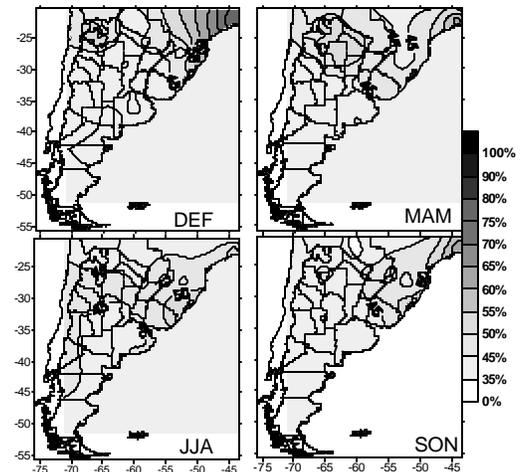


Figura 4. Persistencia de precipitación. Porcentaje de dos días consecutivos con precipitación (P11). DEF: diciembre, enero y febrero; MAM: marzo abril y mayo; JJA: junio, julio y agosto y SON: septiembre, octubre y noviembre. Periodo de análisis 1961-2000

La estación Ferreiras (45°29'O - 21°57'S) presenta un fuerte ciclo anual de P11. Mientras que la estación Corrientes (58°50'O - 27°42'S) no muestra un marcado ciclo anual para P11, e insinúa un doble máximo en otoño y primavera en P11 (Figura 5). A diferencia de Corrientes, la estación de Tucumán (65°5'O - 26°52'S) presenta un ciclo anual marcado, pero no tanto como el de Ferreiras. La estación 9 de Julio (60°50'O - 35°28'S) tampoco muestra un ciclo anual bien definido para P11 (Figura 5). En Esquel (71°50'O - 42°53'S), P11 evidencia un ciclo anual con máximos de hasta 60% en los meses de invierno (Figura 5).

### 3.2 Precipitación diaria superior a 10mm

La ocurrencia de precipitaciones superiores a los 10 mm en los meses estivales tiene implicancias importantes en la región agrícola-ganadera argentina. Evaluar su probabilidad de ocurrencia y delimitar sus regiones darán un marco de referencia para los estudios de variabilidad temporal. En la Figura 6 (arriba) se presentan los porcentajes de ocurrencia de precipitación diaria mayores a 10 mm (PE10).

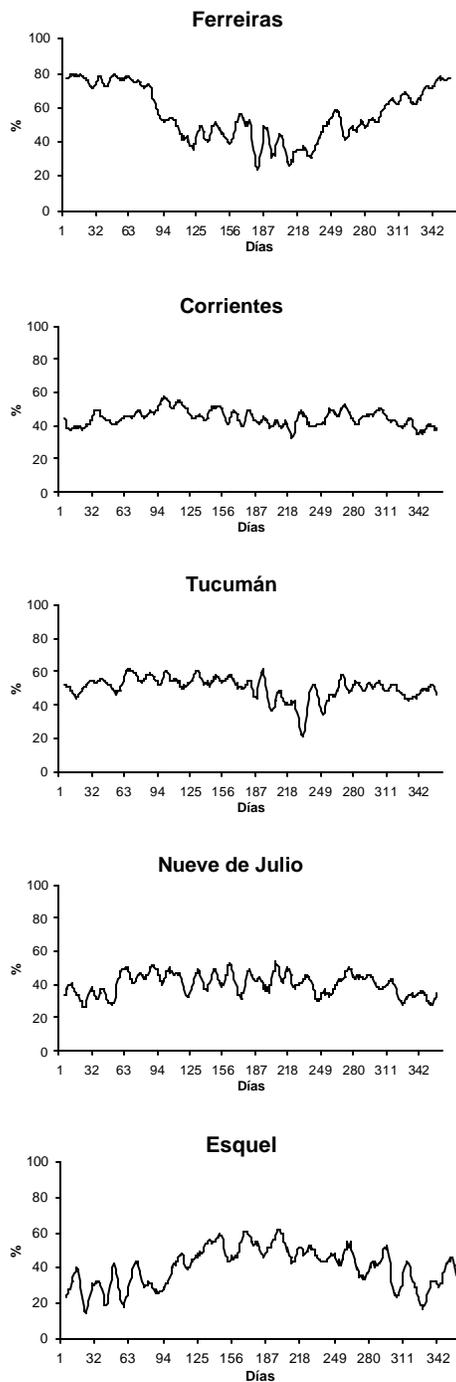


Figura 5. Marcha anual climática de la persistencia de precipitación. Porcentaje de dos días seguidos con precipitación (P11) para diferentes estaciones pluviométricas. Ubicaciones: Ferreiras: 45°29'O – 21°57'S; Corrientes: 58°50'O – 27°42'S; Tucumán: 65°5'O – 26°52'S, Nueve de Julio: 60°50'O – 35°28'S; Esquel: 71°50'O – 42°53'S. Periodo de análisis 1961-2000

Es interesante observar que la región agrícola argentina está delimitada por la isolínea de 5% de probabilidad de ocurrencia (octubre) desplazándose hacia el sudoeste a medida que el verano avanza. En los meses de diciembre y enero toda esta región (aproximadamente al norte de 40° S y al este de 68° O) presenta valores de aproximadamente 10%. Este patrón homogéneo se vuelve a 15% de porcentaje observar en el mes de marzo. En el noreste argentino y sur de Brasil se registran valores superiores al de ocurrencia en los meses de diciembre a marzo.

Al evaluar la intensidad media de los días que precipita por encima de los 10 mm se observa por un lado que el patrón espacial no es tan coherente como el de PE10 (Figura 6, abajo). Por el otro, la zona con mayores valores de IP10 se desplaza hacia el noreste argentino., con registros de 30 mm/día en el mes de octubre a más de 34 mm/día en enero y marzo.

### 3.3 Extremo de precipitación diaria

Finalmente, para completar el estudio de las precipitaciones diarias se realiza una climatología de los extremos de precipitación diaria y sus intensidades, de acuerdo a distintos umbrales calculados a partir de los diferentes percentiles diarios.

#### 3.3.1 Percentiles de precipitación

Inicialmente, para determinar el valor del umbral a partir del cual se consideran precipitaciones extremas se analizó la variabilidad espacial de distintos percentiles. Para ello se analizó el ciclo anual de los percentiles diarios 50, 75, 90 y 95 (P50, P75, P90 y P95 respectivamente). La Figura 7 muestra la marcha anual climática de estos percentiles para seis estaciones, representativas de los diferentes regímenes de precipitación. En el área subtropical, a lo largo de 25° S, el ciclo anual disminuye su amplitud considerablemente para los cuatro percentiles a medida que se aleja de la Cordillera de los Andes.

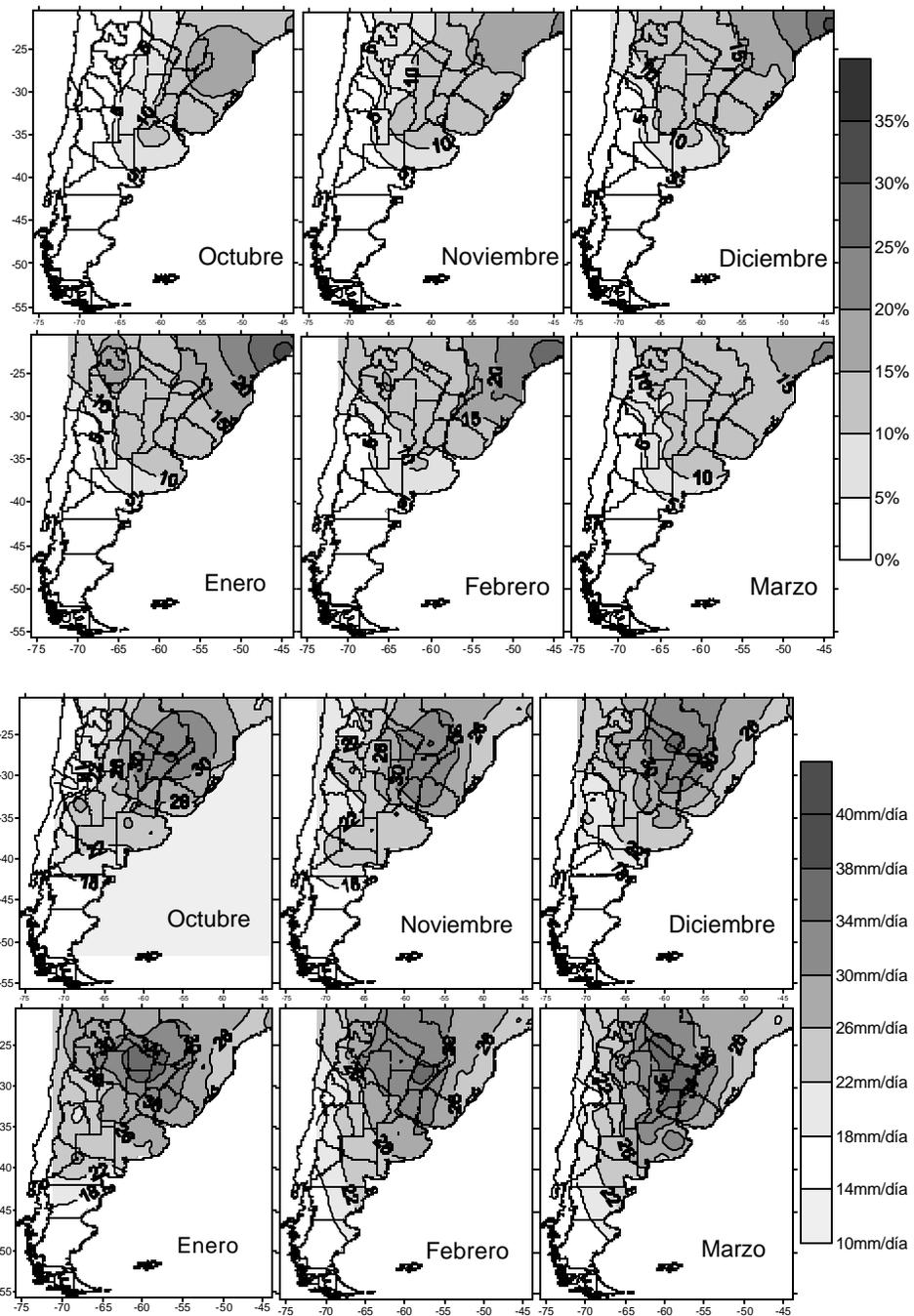


Figura 6. Arriba: Porcentaje de días con precipitación superior a 10 mm para el semestre cálido (PE10). Abajo: La intensidad media diaria de precipitación, evaluada en milímetros por día (mm/día) por encima de 10 mm (IP10). Periodo de análisis 1961-2000

Esto se observa comparando las estaciones de Tucumán ( $65^{\circ}5'O - 26^{\circ}52'S$ ) Corrientes ( $58^{\circ}50'O - 27^{\circ}42'S$ ) y Coqueiros do Sud ( $51^{\circ}9'O - 29^{\circ}01'S$ ) (Figura 7). Para el P95, Tucumán muestra una amplitud anual de 50 mm y Corrientes no supera los 25 mm de amplitud, Coqueiros do Sud no supera los 5 mm de amplitud anual.

### 3.3.1 Percentiles de precipitación

Inicialmente, para determinar el valor del umbral a partir del cual se consideran precipitaciones extremas se analizó la variabilidad espacial de distintos percentiles. Para ello se analizó el ciclo anual de los percentiles diarios 50, 75, 90 y 95 (P50, P75, P90 y P95 respectivamente). La Figura 7 muestra la marcha anual climática de estos percentiles para seis estaciones, representativas de los diferentes regímenes de precipitación. En el área subtropical, a lo largo de  $25^{\circ} S$ , el ciclo anual disminuye su amplitud considerablemente para los cuatro percentiles a medida que se aleja de la Cordillera de los Andes. Esto se observa comparando las estaciones de Tucumán ( $65^{\circ}5'O - 26^{\circ}52'S$ ) Corrientes ( $58^{\circ}50'O - 27^{\circ}42'S$ ) y Coqueiros do Sud ( $51^{\circ}9'O - 29^{\circ}01'S$ ) (Figura 7). Para el P95, Tucumán muestra una amplitud anual de 50 mm y Corrientes no supera los 25 mm de amplitud, Coqueiros do Sud no supera los 5 mm de amplitud anual. También a lo largo de  $25^{\circ} S$ , la estación Corrientes muestra el ciclo anual pero menos marcado que en Tucumán. La estación 9 de Julio, representativa de la región pampeana, presenta dos máximos en los meses de otoño y primavera con un mínimo principal en los meses de invierno. Este ciclo anual se incrementa para los percentiles extremos P90 y P95 (Figura 7). La estación de Esquel representa el comportamiento de la Patagonia, región cordillerana, en donde el ciclo anual de la precipitación se invierte con valores máximos en invierno para todos los percentiles (Figura 7).

Con el propósito de regionalizar los valores de los percentiles se calcularon los campos medios mensuales para P75 y P95. En la Figura 8 se presentan los resultados obtenidos para P75. En diciembre, enero, febrero, marzo y abril los valores

de P75 superan los 12 mm al norte de  $40^{\circ} S$ , con un máximo de 24 mm en el área núcleo centrada en  $60^{\circ} O - 28^{\circ} S$  (Figura 8). En esta misma área núcleo, marzo y abril presenta el máximo valor anual de P75, superando los 28mm. Durante junio, julio y agosto, el área de máximo P75 supera los 20 mm y se ha desplazado hacia el este, centrándose en  $52^{\circ} O - 30^{\circ} S$ . Hacia el oeste de  $60^{\circ} O$ , sobre toda la región, se registra el mínimo valor absoluto de P75 con valores menores a los 8 mm.

En la Figura 9, el percentil 95 (P95) presenta una mayor variabilidad espacial que P75. Sin embargo al comparar los campos de los dos percentiles para cada uno de los meses, se observa la similitud de la ubicación de la isolínea de 12 mm en P75 con la isolínea 30 mm en P95 (Figuras 8 y 9). Durante noviembre, diciembre, enero, febrero y marzo, P95 supera los 40 mm en el área núcleo centralizada en  $60^{\circ} O - 28^{\circ} S$  (Figura 9). La isolínea de precipitación mayor a 50 mm, se desplaza hacia el sudeste de Brasil entre junio y agosto, desapareciendo prácticamente en julio. El mayor gradiente espacial de P95 a lo largo de  $25^{\circ} S$ , se observa en julio con más de 35 mm de diferencia entre el sudeste de Brasil y el noroeste argentino.

### 3.3.2. Intensidad de la precipitación extrema

A partir de los percentiles de la sección anterior, se evaluó el porcentaje de días con precipitación por encima de los distintos percentiles. En la Figura 10 se presentan los resultados para el percentil 75 (P75) como representativo de este análisis. Los patrones espacial - temporales de PE75 son similares a los de PE01. El máximo de PE75 se da en diciembre, enero, febrero y marzo, sobre dos áreas núcleo centrada en  $68^{\circ} O - 25^{\circ} S$  y  $45^{\circ} O - 22^{\circ} S$ , con 10% sobre la primera y más de 12% en la segunda. En junio, julio y agosto sobre estas áreas PE75 disminuye a menos de 2% y 4%, respectivamente (Figura 10). A diferencia de PE75, la intensidad media diaria de precipitación por encima del percentil 75 (IP75) presenta solo una región de máximos valores. En diciembre, enero y febrero IP75 supera los 44 mm/día en el área núcleo centrada en  $60^{\circ} O - 28^{\circ} S$ . En marzo se alcanza el máximo de IP75, superando los 50 mm/día (Figura 11).

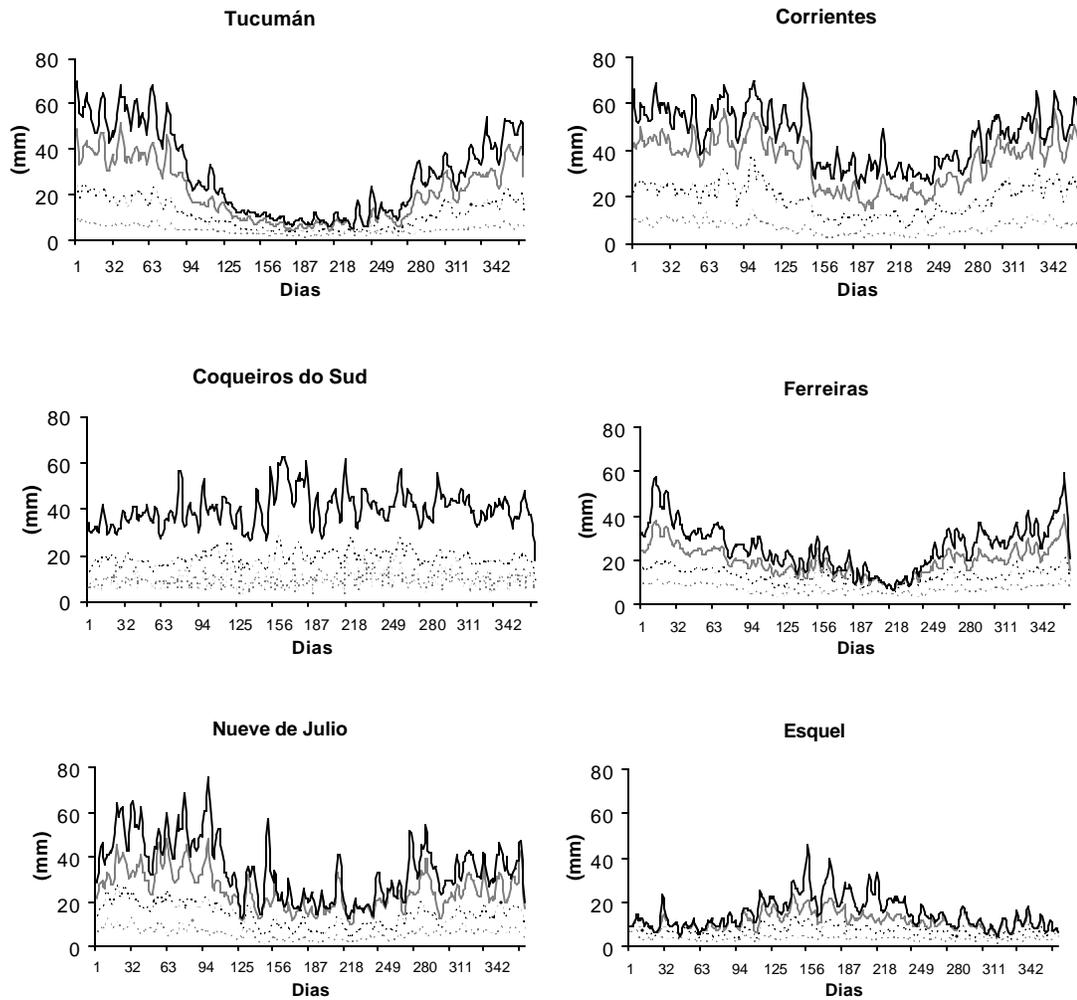


Figura 7 Marcha anual climática suavizada para el percentil 50 (Línea punteada gris), percentil 75 (Línea punteada negra), percentil 90 (Línea llena gris) y percentil 95 en milímetros (Línea punteada negra), para diferentes estaciones pluviométricas. Ubicación de las estaciones: Ferreiras:  $45^{\circ}29'O - 21^{\circ}57'S$ ; Coqueiros do Sud:  $51^{\circ}9'O - 29^{\circ}01'S$ ; Corrientes:  $58^{\circ}50'O - 27^{\circ}42'S$ ; Tucumán:  $65^{\circ}5'O - 26^{\circ}52'S$ , Nueve de Julio:  $60^{\circ}50'O - 35^{\circ}28'S$ ; Esquel:  $71^{\circ}50'O - 42^{\circ}53'S$ . Periodo de análisis 1961-2000

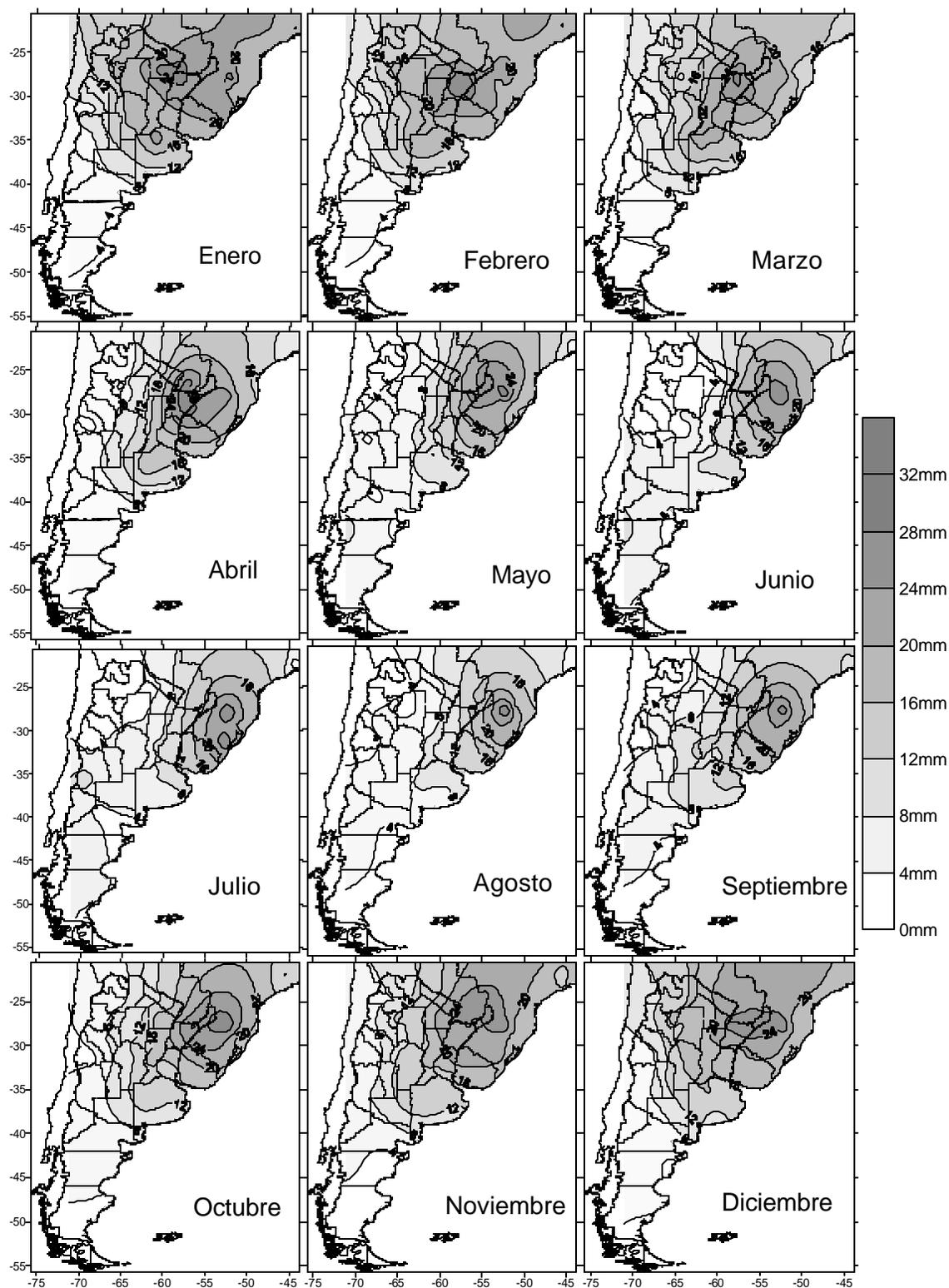


Figura 8. Valor climático mensual del percentil 75 de la precipitación diaria en milímetros (P75). Periodo de análisis 1961-2000

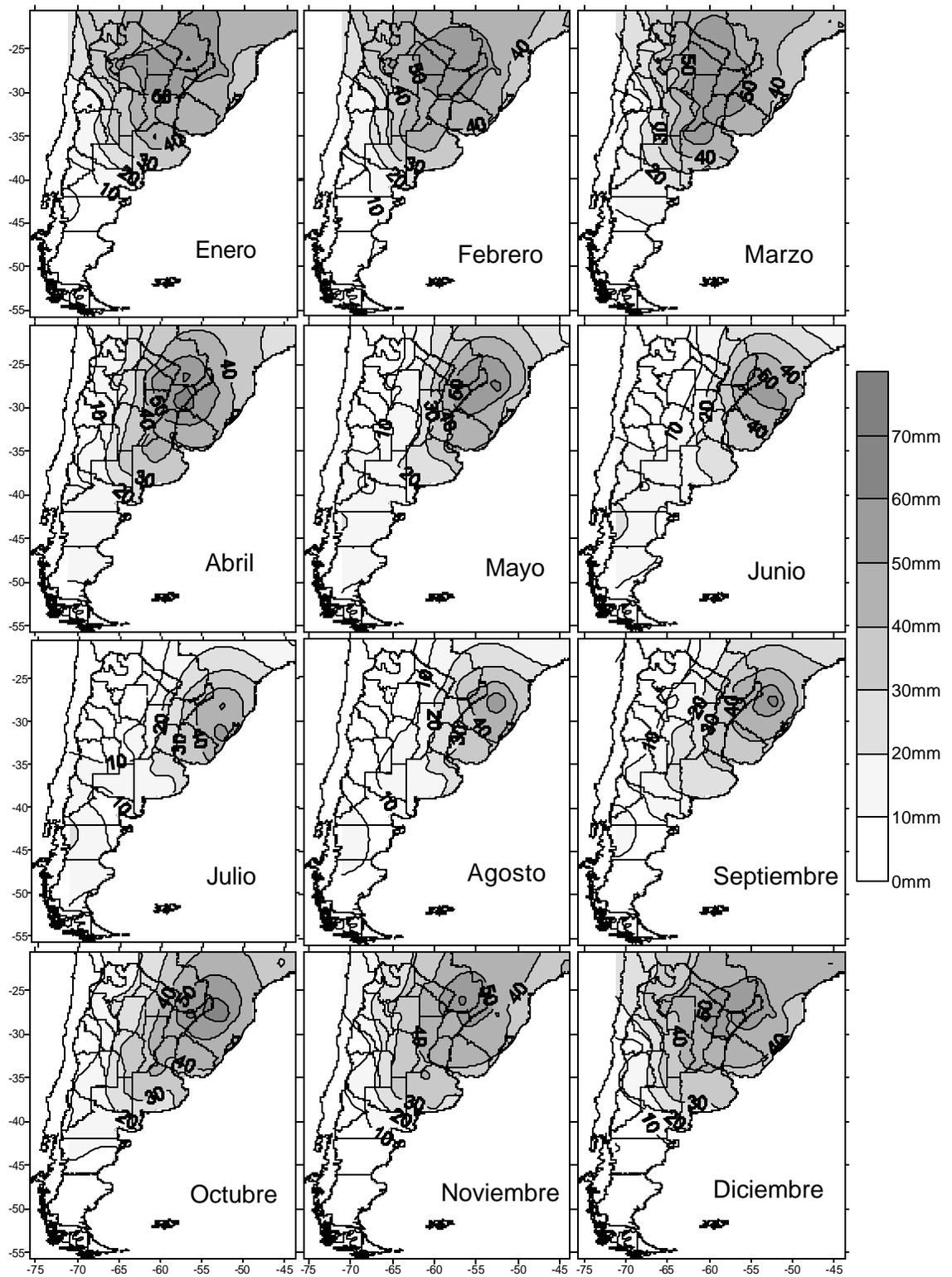


Figura 9. Valor climático mensual del percentil 95 de la precipitación diaria en milímetros (P95). Periodo de análisis 1961-2000

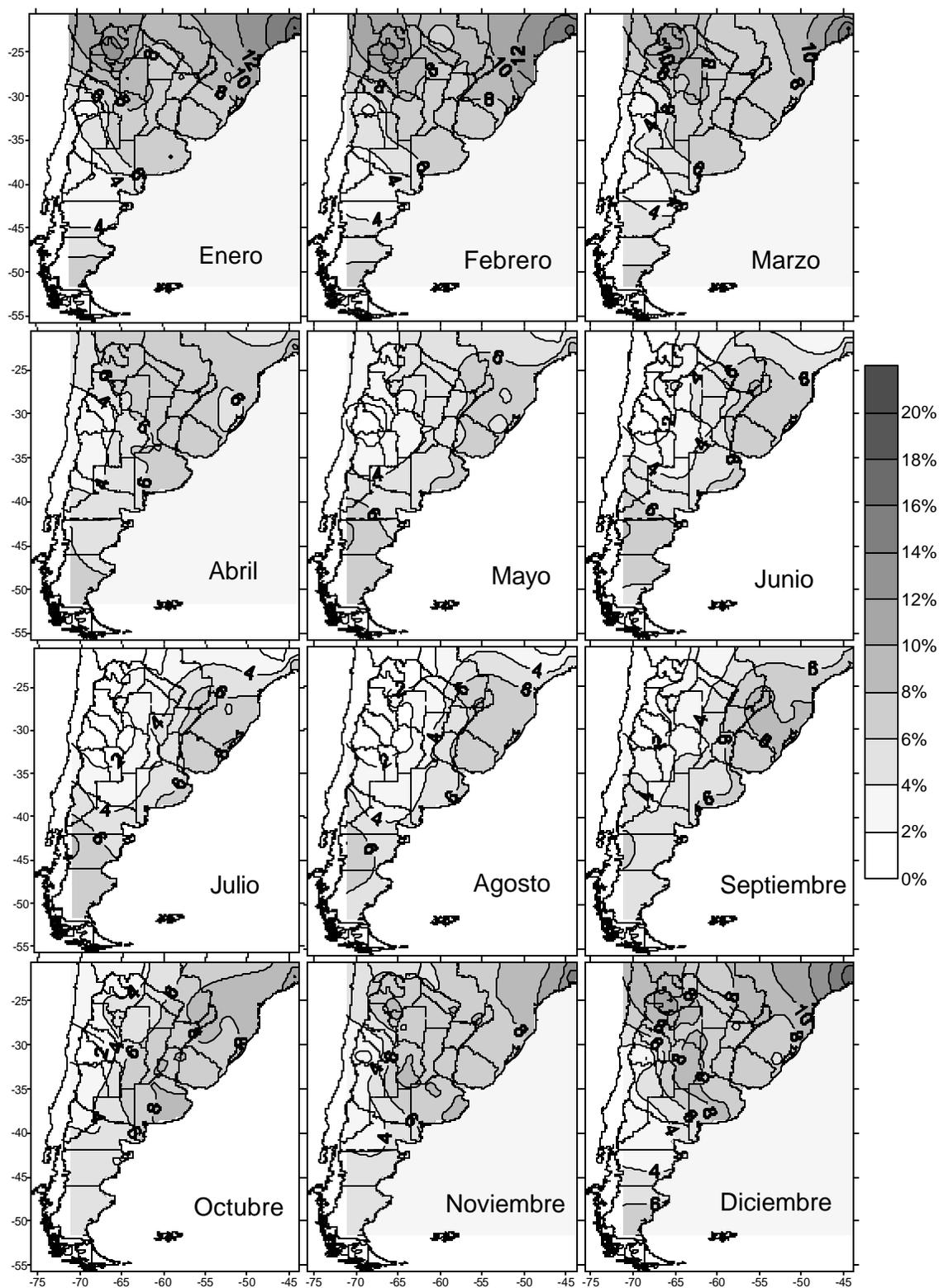


Figura 10 Porcentaje de días con precipitación superior al percentil 75 para todos los meses (PE75). Periodo de análisis 1961-2000

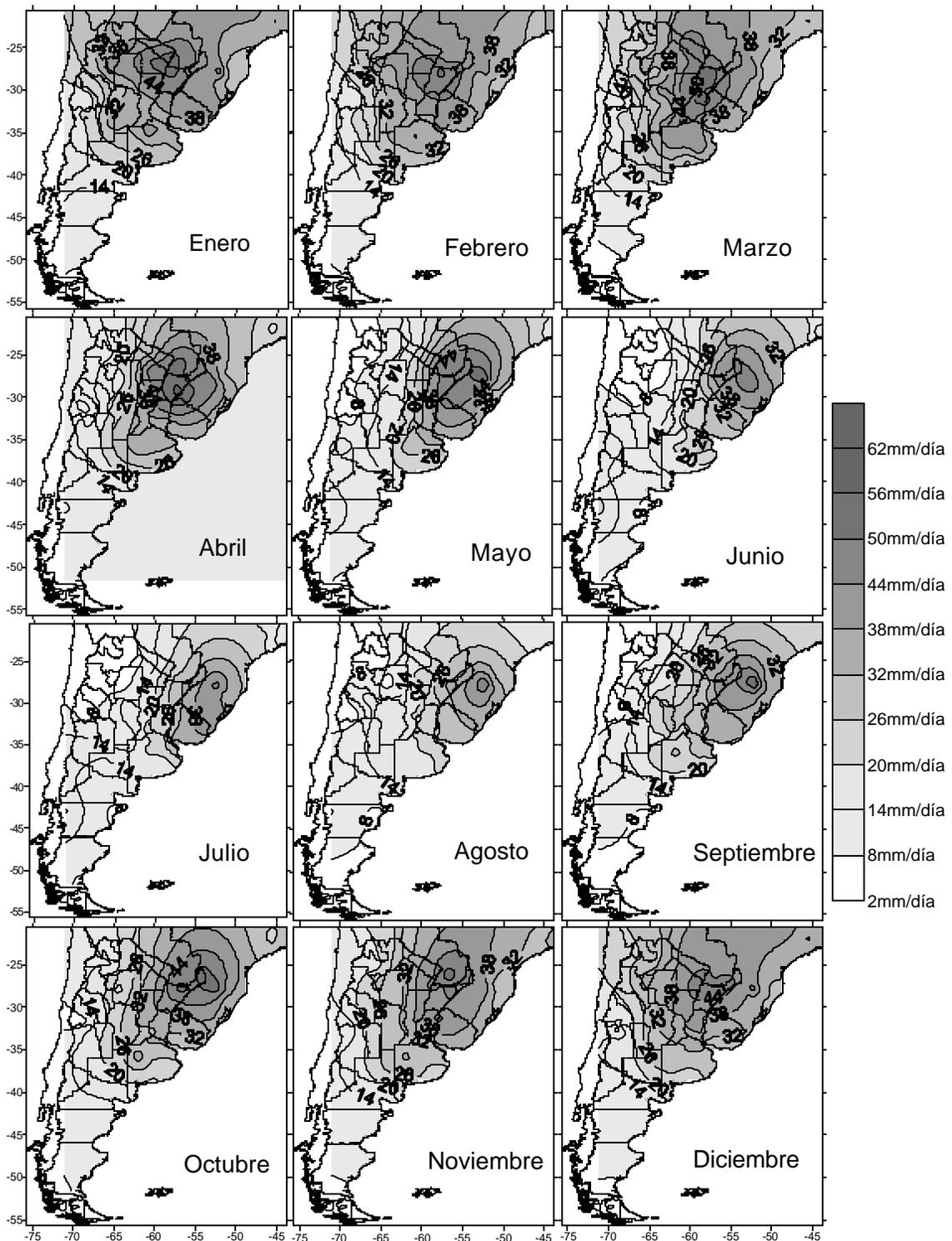


Figura 11 La intensidad media diaria de precipitación, evaluada en milímetros por día (mm/día) por encima de l percentil 75 (IP75) Periodo de análisis 1961-2000

En junio, julio y agosto el máximo de IP75 se desplaza al sudeste de Brasil y disminuye a 38 mm/día (Figura 11). El noroeste de Argentina muestra la mayor amplitud del ciclo anual, con valores cercanos a 38 mm/día en enero y a 8 mm/día en junio (Figura 11). En la provincia de Buenos Aires IP75 supera valores de 32 mm/día en febrero y marzo, mientras que en julio es inferior a 20 mm/día (Figura. 11). En el oeste de la provincia de Chubut, IP75 maximiza en junio y julio con valores de 20 mm/día, mientras que en enero no supera los 14 mm/día (Figura 11). Sobre la costa patagónica no se observa una variación anual importante, con intensidades que no superan los 14 mm/día (Figura 11).

#### 4. CONCLUSIONES

El análisis llevado a cabo en este trabajo, permitió realizar un diagnóstico de la precipitación diaria en el Sudeste de Sudamérica, con especial énfasis en los extremos diarios de precipitación.

De noviembre a marzo, se observan dos áreas núcleos centrados en 68° O - 25° S y 45° O - 22° S con los máximos valores de días con precipitación superior a 0,1 mm (más del 50%). El resto de la región de estudio, al norte de 40° S, registra valores entre 24% y 32%. Sin embargo, para los mismos meses, la intensidad media diaria, superior a 0,1mm, presenta un único máximo centrado en 60° O - 28° S con valores superiores a 18 mm/día.

El área ubicada en el centro-este de Brasil registra los valores de persistencia de precipitación mayores a 76%, en verano. En cambio sobre el noroeste Argentino la persistencia presenta un máximo secundario y no alcanza el 50%. Durante julio y agosto, el porcentaje de días con precipitación superior a 0,1 mm no supera el 16% en toda el SESA, con excepción de la región sudeste de Brasil y Uruguay donde se supera el 24%. En la misma región se registran los mayores valores de persistencia de precipitación, alcanzando el 55%. Es decir, en verano, al norte de 40° S se observa un alto porcentaje de precipitación diaria superior a 0,1 mm localizados en el noroeste argentino y centro este de Brasil. Sin embargo sobre este último, la precipitación es más persistente que en el noroeste argentino, y la intensidad media diaria presenta solo un máximo en el noreste de Argentina.

Los patrones de ocurrencia de extremos de precipitación diaria por encima del percentil 75 (PE75) no muestran grandes diferencias espaciales y estacionales con respecto a los patrones de precipitación diaria (PE0.1). En cambio, la intensidad media diaria del extremo de precipitación (IP75) se incrementa considerablemente con respecto al umbral 0,1mm.

En diciembre, enero, febrero, marzo y abril, la intensidad media diaria del extremo de precipitación presenta un único máximo de 44 mm/día y se localiza en el área núcleo centrada en 60° O - 28° S (Norte de Corrientes, Misiones y sur de Paraguay). Este mismo máximo, en julio y agosto, se desplaza al sudeste de Brasil y no supera los 20 mm/día. En el noroeste de Argentina se observa el mayor ciclo anual, con 38 mm/día en enero y 8 mm/día en julio. En la provincia de Buenos Aires la intensidad de los días con precipitación extrema supera 32 mm/día en febrero y marzo, mientras que en julio no supera 20 mm/día.

A diferencia de la intensidad media diaria, el porcentaje de cantidad de días con precipitación extrema presenta dos máximos regionales con más de 12%, ubicados en dos núcleos centrados en, 68° O - 25° S (noroeste argentino) y 45° O - 22° S (centro sudeste de Brasil), en diciembre, enero, febrero y marzo. En estos dos máximos regionales la intensidad de los días con precipitación superior al percentil 75 alcanza los 38 mm/día.

**Agradecimientos.** Al proyecto UBACyT X135 2004-2007 que permitió financiar una beca estímulo de la Universidad de Buenos Aires. A los proyectos UBACyT X170 y PICT05 38273-ANPCYT. Al proyecto CLARIS LPB (A Europe-South America Network For Climate Change Assessment and Impact Studies in La Plata Basin, FP7-ENV-2007-1). También agradecemos a José Castaño del Instituto Nacional de Investigación Agropecuaria de Uruguay que nos facilitó datos diarios de estación pluviométrica de La Estanzuela.

#### REFERENCIAS

Alexander, L. V., Zhang, X., Peterson, T.S., Caesar, J., Gleason, B., Klein Tank, A. M. G., Haylock, M., Collins, D. Trewin B. Rahimzaded,

- F., Tagipour, A. 2006, Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation, *J. Geophys. Res.*, **111**, D05109, doi:10.1029/2005JD006290
- Barros, V., Doyle, M., González, M., Camillioni, I., Bejarán, R. y Caffera, R. M., 2002: Climate variability over Subtropical South America and the South American Monsoon: a review. *Meteorológica*, **27**, 33-57.
- Barros V. y Mattio H., 1977/1978: Tendencias y fluctuaciones en la precipitación de la región patagónica. *Meteorológica*, **8/10**, 237-246.
- Barros, V., Doyle, M. and Camillioni, I., 2008: Precipitation trends in southeastern South America: relationship with ENSO phases and with low-level circulation. *Theor. Appl. Climatol.* DOI 10.1007/s00704-007-0329-x.
- Bettolli, ML, 2007. Climatología de campos diarios de altura geopotencial en relación con la precipitación en la Pampa Húmeda. Aproximación de una asociación clima-cultivo. Tesis Doctoral. Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos. Universidad de Buenos Aires.
- Boulanger J.P., Leloup J., Penalba O.C., Rusticucci M.M., Lafon F., Vargas W.M., 2005. Observed precipitation in the Paraná-Plata hydrological basin: Long-term trends, extreme conditions and ENSO teleconnections. *Clim Dyn.*, **24**, 393-413
- Carvalho, L. M., Jones, C., Liebmann, B., 2004: The South Atlantic Convergence Zone: Intensity, Form, Persistence y Relationships with Intraseasonal and Intereannual Activity and Extreme Rainfall. *Journal of Climate. AMS*, **17**, 88-108.
- Castañeda, M., V. Barros. 1994. Las tendencias de la precipitación en el cono sur de América al este de los Andes, *Meteorológica*, **XIX**, 23-32.
- Castañeda, M., V. Barros. 2001. Tendencias de la precipitación en el oeste de Argentina. *Meteorológica*, **26**, 5-24.
- Doyle, M. 2001. Algunos factores que determinan la climatología de la precipitación en Argentina Subtropical. Tesis Doctoral. Universidad de Buenos Aires.
- Doyle, M. y Barros, V., 2002: Midsummer Low-Level Circulation and Precipitation in Subtropical South America and Related Sea Surface Temperature. *Journal of Climate*, **15**, 3394-3410.
- García N.O., Vargas W. M., 1998. Análisis de la variabilidad climática en la Cuenca del Río de la Plata, a través de sus caudales y búsqueda de precursores de extremos hídricos. Reporte Final del Proyecto de la Comunidad Europea "Assessing the impact of future climatic change on the water resources and the hydrology of the Río de la Plata Basin, Argentina. Contract N° ARG/B7-3011/94/25, 1999.
- González, P. M., C. Vera, B. Liebmann, G. Kiladis, 2007: Intraseasonal variability in subtropical South America as depicted by precipitation data. *Clim. Dyn.*, **30**, 727-744.
- Haylock M. R., Peterson T., Abreu de Sousa J. R., Alves L. M., Ambrizzi T., Anunciação Y. M. T. , Baez J., Barbosa de Brito J. I., Barros V. R., Berlato M. A., Bidegain M., Coronel G, Corradi V., Garcia V. J., Grimm A. M.I, Jaido dos Anjos R., Karoly D., Marengo J. A, Marino M. B., Meira P. R., Miranda G. C., Molion L., Moncunill D. F., Nechet D., Ontaneda G., Quintana J., Ramirez E., Rebello E., Rusticucci M., Santos J. L., Trebejo I., Vincent L., 2005: Trends in total and extreme South American rainfall 1960-2000 and links with sea surface temperature. *Journal of Climate*. **29**. 1490-1512
- Hoffman, J. A, 1970: Características de las series de Precipitación en la República Argentina. *Meteorológica*, **I**, N3.
- Hoffman, J. A. J., 1975: Atlas Climático de América del Sur. Organización Meteorológica Mundial.
- Hoffmann, J.A., Núñez S. y Gómez, A., 1987. Fluctuaciones de la precipitación en la Argentina, en lo que va del siglo. *Actas del II Congreso Interamericano de Meteorología. V Congreso Argentino de Meteorología*, Buenos Aires, Argentina, 12.1.1-12.1.5

- Krepper CM, Scian BV, Pierini JO. 1989. Time and space variability of rainfall in central-east Argentina. *Journal of Climate* **2**: 39 – 47.
- Liebmann, B., C. S. Vera, L. M. V. Carvalho, I. Camilloni, M. P. Hoerling, V. R. Barros, J. Báez, and M. Bidegain, 2004b: An observed trend in central South American Precipitation. *Journal of Climate*, **17**, 4357-4367.
- Machado, L., A. T., Rossow, W. B., Guedes, R. L. y Walker, A. W., 1998: Life cycle variations of mesoscale convective systems over the America. *Mon. Wea. Rev.*, **126**, 1630-1654.
- Minetti, J. L. and W. M. Vargas. 1997. Trends and jumps in the annual precipitation in South America, south of the 15°S, *Atmósfera*, **11**, 205-221.
- Minetti, J. L., W. M. Vargas, A. G. Poblete, L. R. Acuna, and G. Casagrande, 2003: Non-linear trends and low frequency oscillations in annual precipitation over Argentina and Chile, 1931-1999. *Atmósfera*, **16**, 119-135.
- Nicolini, M., Saulo, A. C., Torres, J.C., y Salio, P., 2002: Enhanced precipitation over southeastern south american related to strong low-level jet events during austral warm season. *Meteorológica*, **27**; 59-69.
- Nogues-Paegle, J. y K.-C. Mo, 1997: Alternating wet and dry conditions over south america during summer. *Mon. Wea. Rev.* , **125**, 279-291.
- Nogues-Paegle, J., Mechoso, C., Fu, R., Berbery, E., Chao, W., Chen, T., Cook, K., Diaz, A., Enfield, D., Ferreira, R., Grimm, A., Kousky, V., Liebmann, B., Marengo, J., Mo, K., Neelin, J.D., Paegle, J., Robertson, A., Seth, A., Vera, C. y Zhou, J., 2002: Progress in Pan American Clivar Research: Understanding The South American Monsoon. *Meteorológica*, **27**, 1-30.
- Núñez, M.N. y Vargas, W M, 1998: El niño 1997-1998: un factor económico y social *Boletín Informativo Techint N 295*
- Penalba O.C. y Vargas W.M. 1993. Study of homogeneity of precipitation in a humid region in the province of Buenos Aires. *Theoretical and Applied Climatology*, **47**, 4, 223-229.
- Penalba OC, Vargas WM. 1996. Climatology of monthly and annual rainfall in Buenos Aires, Argentina. *Meteorological Applications* **3**, 275 – 282
- Penalba, O. C., and W. M. Vargas. 2004. Interdecadal and Interannual variations of annual and extreme precipitation over central-northeastern Argentina. *Int. J. Climatology*, **24**, 12, 1565-1580.
- Penalba, O.C. y Robledo, F.A., 2009. Spatial and temporal variability of the frequency of extreme daily rainfall regime in the La Plata basin during 20th century. *Climatic Change*. En prensa
- Pittock A. B. 1980: Patterns of climatic variation in Argentina and Chile I. Precipitation. 1931-60. *Mon. Weath. Rev.*, **108**, 1347-1360.
- Re, M., Barros, V. y Saurral, R., 2006: Extreme precipitation in Argentina. *Proceedings of 8 ICSHMO*, Foz do Iguacu, Brazil, April 24-28, 2006, INPE, p. 1575-1583.
- Rusticucci, M.M. and Penalba, O.C. 2000: Interdecadal changes in precipitation seasonal cycle over South America. Relationship with surface temperature. *Climate Research*, **16**, N 1, 1-15.
- Velasco, I. y Fritsh, J. M., 1987: Mesoscale convective complexes in the Americas. *J. Geoph. Res.*, **92**, 9591-9613.
- Vera, C., Vigliarolo, P. y Berbery, E., 2002; Cold Season Synoptic-Scale Waves Subtropical South America. *Monthly Weather Review*, **130**, 684-700.
- Vargas, W., 1987: El clima y sus impactos. Implicancias en las inundaciones del noroeste de Buenos Aires. *Boletín Informativo Techint N 250*.
- Vargas, W M y Nuñez, M.N., 1989: Interacciones del clima y la sociedad, respuestas sociales y gubernamentales *Boletín Informativo Techint N 256*
- Vargas, W M y Nuñez, M.N., 1990: El clima y aspectos económicos *Boletín Informativo Techint N 263*

Análisis estacional de la frecuencia diaria ...

Vargas W. M., 1979. Atlas de excesos y déficit de humedad en la región húmeda y semiárida argentina. Ministerio de Economía, Instituto Nacional de Ciencias Técnicas y Hídricas, 140 págs

Wilks, D. Statistical Methods in the Atmospheric Sciences, An introduction. (1995). Academic Pres

World Climate Programme Data and Monitoring, Budapest, Hungría, 6 a 10 de octubre de 2003. Fourth Seminar for Homogenization and Quality Control in Climatological Databases, World Meteorological Organization.

**CONTRIBUCIÓN AL ESTUDIO DE LAS SECUENCIAS SECAS EN LA ZONA AGROPECUARIA DE ARGENTINA**

Olga Penalba y María Paula Llano  
Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos (FCEyN – UBA)  
Buenos Aires, Argentina

(Manuscrito recibido el 9 de Marzo de 2009, en su versión final el 27 de Agosto de 2009)

**RESUMEN**

En el presente trabajo se analizan las secuencias de días sin precipitación, para el período comprendido entre los años 1961 y 2000, para 12 estaciones ubicadas en la zona de interés agropecuario de la Argentina. Se define una secuencia de  $n$  días secos a la sucesión de  $n$  días sin precipitación precedida y seguida por días con precipitación mayor a 0 y 2 milímetros.

En este trabajo nos centramos en el estudio de algunas características de las secuencias secas. La secuencia media seca (umbral 2mm) se ubica entre los 7 ó 8 días; mientras que la duración máxima de las mismas presenta una variación entre los 70 y los 140 días entre las estaciones ubicadas al este y al oeste. En un análisis específico de las secuencias de mayor duración en cada año se puede observar la coherencia espacial y temporal que existe entre las mismas, propias de esta condición hídrica, pudiéndose detectar años hídricamente deficitarios.

Se analizan en especial tres bimestres (octubre – noviembre, noviembre – diciembre, diciembre – enero), los cuales incluyen las etapas importantes para los principales cultivos (trigo, maíz y soja, respectivamente), donde la falta de agua puede afectar a la producción de los cultivos. En cada uno de los bimestres las secuencias secas más extensas alcanzan un valor promedio de 25 a 35 días, con un valor de secuencia media cercano a los 7 días.

*Palabras Clave: Secuencia seca – Bimestre - Variabilidad*

**CONTRIBUTION TO THE STUDY OF DRY SEQUENCES IN THE AREA AGRICULTURAL ARGENTINA**

**ABSTRACT**

In this paper we analyzed the sequences of days without precipitation for the period between the years 1961 and 2000 for 12 stations located in the area of agriculture in Argentina. We define the term dry sequence  $n$  days as a succession of  $n$  days without precipitation preceded and followed by days with precipitation greater than 0 and 2 millimeters.

In this paper we focus on the study of some characteristics of dry sequences. The average length of the dry sequence (2 mm) is located between 7 or 8 days, while the maximum length has a variation between 70 (east area) and 140 days (west area). The specific analysis of the longest sequences of each year shows the spatial and temporal coherence that exists between them; we can detect years with water's deficits.

It discusses in particular three periods of two-months (october - november, november - december, december - january), which include the important stages for the main crops (wheat, corn and soybeans, respectively), where the lack of water can affect crop production. In each period the largest dry sequences reach an average of 25 to 35 days, with an average sequence close to 7 days.

*Key Words: Dry sequence – Two-month – Variability*

## 1. INTRODUCCIÓN

La escasez del agua es un riesgo natural de creciente responsabilidad social, que se ve condicionada por las manifestaciones climáticas y por los cambios en la distribución de los usos y aprovechamientos del agua. (FAO, 2007). Si la falta de ella se da en forma extrema, su ocurrencia tiene una consecuencia inmediata en las sociedades afectadas y dependiendo de lo extremo de este fenómeno meteorológico se verán también afectadas las diferentes comunidades y su economía.

Este trabajo centra su atención en una zona eminentemente agrícola argentina, la Pampa Húmeda. Esta zona es una de las principales regiones de producción de oleaginosas y cereales del mundo. Por ejemplo, en el año 2007 Argentina exportó un total de 14 millones de toneladas de granos de maíz, 10 millones de toneladas de trigo y 12 millones de toneladas de soja. (SAGPyA, 2008). El sistema agrícola - ganadero, está influenciado por la precipitación o su escasez. Un ejemplo de ello es la sequía que afectó durante el año 2006 a gran parte del territorio argentino, esta situación provocó serios daños económicos en la actividad agropecuaria, por ejemplo la provincia de Córdoba perdió un 60 % en el rendimiento del trigo, y en Corrientes la ganadería sufrió pérdidas superiores a los 100 millones de pesos. (Crettaz, 2006). Actualmente, enero 2009, el sector agropecuario y ganadero está siendo fuertemente castigado por la sequía que afecta a distintas zonas argentinas, debido a la escasez de lluvia que se está registrando desde mediados del año 2007 (Subiza, 2008). La provincia de Entre Ríos tuvo pérdidas superiores al 90% relacionadas con el maíz, equivalentes a 176 millones de pesos (Manfroni, 2009).

En el presente trabajo, nos centramos en el estudio de los días sin precipitación, días secos. Una situación prolongada en el tiempo de estas características, puede transformarse en una *sequía*. Según la American Meteorological Society (1997) no existe una única definición de sequía, ya que hay diferentes tipos dependiendo del sector afectado: meteorológica, hidrológica, agrícola y socioeconómica. Distintos autores han analizado estas categorías según sus propios criterios. Para Wilhite y Glantz (1985) la definición meteorológica de sequía puede ser considerada

como una situación prolongada en el tiempo donde las condiciones atmosféricas no producen precipitación. Con respecto a una sequía agrícola, ésta resulta de una deficiencia en la humedad del suelo que no permite el normal desarrollo y crecimiento de las plantas.

Entre los diferentes enfoques que estudian las condiciones deficitarias de precipitación, se encuentra el sinóptico. Al respecto, se puede mencionar a Malaka y Núñez (1980) quienes estudiaron las condiciones sinópticas reinantes en la intensa sequía del año 1962 que afectó prácticamente el 80% del territorio argentino. Malaka (1987) estudió en forma particular la sequía de los años 1985 y 1986, la cual estuvo relacionada con altas temperaturas en superficie y una fuerte subsidencia. Alessandro y Lichtenstein (1996) analizaron la sequía del invierno de 1995, que estuvo asociada con una perturbación en la circulación atmosférica.

Otro manera de estudio es analizando el uso de índices. Donnari y Scian (1996) emplearon el “índice de sequía Palmer” para identificar períodos secos y húmedos en la zona triguera de argentina con el fin de cuantificar la severidad de las mismas. Seiler y Rotondo (2006) emplearon “índice estandarizado de precipitación” para clasificar a las sequías en la provincia de Córdoba y Murphy y Serio (2006) lo utilizaron para determinar las probabilidades de ocurrencia de un determinado tipo de sequía. Minetti y otros (2007) emplearon el “índice mensual de sequía” en diferentes escalas de tiempo para analizar las sequías ocurridas en el siglo 20 en la Pampa Húmeda y su relación con el cultivo del maíz.

El estudio de los días secos es importante debido a la incidencia que los mismos tienen en el funcionamiento de diferentes ecosistemas, afectando directamente la disponibilidad de un recurso tan necesario como es agua. En la Argentina son escasos los trabajos que analizan los días secos. Vargas (1981) ajustó las secuencias de días secos mediante una distribución geométrica, para la estación Observatorio Central Buenos Aires. Ruiz (2005) analizó las condiciones secas diarias entre 5 y 7 días en el período invernal (mayo a octubre) utilizando 5 años de información (1983–1987) para las estaciones de Ezeiza, Aeroparque y OCBA (Observatorio Central Buenos Aires). Ruiz (2006) analizó la probabilidad de ocurrencia de n días secos en una semana o una

quincena, en las estaciones de Ezeiza y Nueve de Julio. Minetti (1983) estudió la persistencia de días secos en la región cañera del noroeste argentino, calculando entre otros aspectos la probabilidad de extensión de un período seco.

Boulanger y otros (2007) aplicó distintas distribuciones teóricas a las secuencias diarias, húmedas y secas, en el sudeste de Sud América.

Entre los más frecuentes procesos estocásticos para el tratamiento de las secuencias diarias secas se encuentran las cadenas de Markov de diferentes órdenes. Martin-Vide y Gomez (1999), las utilizaron para realizar una regionalización de las secuencias secas en la península Ibérica. Douguedroit (1987) analizó las secuencias secas en Marsella en el período 1865-1984. Luengo Ugidos y otros (2002) focalizaron su atención en el análisis de las secuencias secas con diferentes umbrales en la cuenca del Duero. En la Argentina, Gattinoni (2008) ajustó un modelo markoviano a las secuencias de días húmedos para estaciones del área metropolitana de Buenos Aires.

Las condiciones climáticas de una región están determinadas por diferentes parámetros, entre ellos, la precipitación, la temperatura y sus valores extremos. En el estudio específico de la precipitación, esta climatología puede ser ampliada a partir del análisis de las secuencias secas, debido a la sensibilidad que los cultivos de secano presentan frente a las mismas. Por lo tanto, mediante el estudio de las distribuciones teóricas de las mismas se podrán inferir resultados útiles para estudios de aplicación.

Los objetivos de este trabajo son a) caracterizar climáticamente las secuencias secas y analizar su variabilidad temporal; b) ajustar la distribución teórica de las cadenas de Markov a las secuencias secas y analizar su coherencia espacial; c) analizar la variabilidad temporal de las secuencias secas extremas.

## 2. DATOS Y METODOLOGÍA

### 2.1. Datos utilizados

Para la realización de este trabajo se utilizaron datos diarios de precipitación de estaciones pluviométricas ubicadas en la zona de interés agropecuario, conformada por las provincias de Buenos Aires, Santa Fe, Entre Ríos y Córdoba. La información utilizada fue

suministrada por el Servicio Meteorológico Nacional y por el Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria.

Con el fin de obtener resultados consistentes al analizar las secuencias secas, la base de datos utilizada fue sometida a una consistencia adicional: los datos faltantes no debían superar el 10 %, las secuencias secas no debían ser interrumpidas por datos faltantes y se eliminó la presencia de datos erróneos (Llano, 2007). A partir de este análisis, solamente 12 estaciones (Figura 1), presentaron una buena calidad de datos y comprendieron el mayor período común a todas ellas de 40 años (1961-2000).

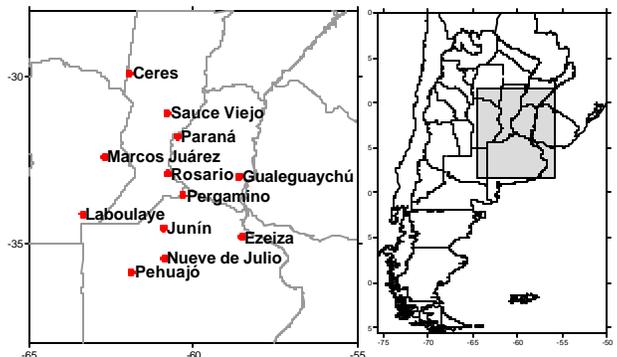


Figura 1: Ubicación geográfica de las estaciones meteorológicas utilizadas

### 2.2. Definición de secuencia seca

En este trabajo se encarará el problema desde un enfoque meteorológico, estudiando la falta de lluvia. Para ello, se define el término **secuencia seca de  $n$  días** como la sucesión de  $n$  días sin precipitación precedida y seguida con día con lluvia. En primera instancia se analizan las secuencias secas en términos anuales, es por tal motivo que las secuencias secas analizadas deben comenzar y finalizar en el mismo año. Posteriormente se analizan las secuencias secas para diferentes bimestres, computándose solamente aquellas que comiencen y finalicen dentro del bimestre de estudio.

Para definir un día seco se pueden considerar diferentes umbrales (0; 2; 5; 10 milímetros) de precipitación. La utilización de umbrales superiores a 0 mm permite incluir en el análisis pequeñas lluvias, las que si bien interrumpen una secuencia seca de 0 mm no pone fin a un período de escasez de agua. En el presente

trabajo se utilizaron dos umbrales 0 y 2 milímetros. Los resultados para ambos umbrales no presentan marcadas diferencias. Por tal motivo y bajo la consideración que precipitaciones menores a 2 mm pueden ser escasas para la actividad agrícola – ganadera, se presentarán los resultados considerando día seco a aquel que recibe una lluvia inferior a 2 mm.

### 2.3. Metodología

Existen diferentes modelos teóricos que permiten ajustar las distribuciones empíricas de las secuencias de días secos, tal es el caso de la serie logarítmica, de la distribución geométrica o las cadenas de Markov (Sneyers, 1990). Con respecto a esta última distribución, ya a comienzos del siglo 20, A. A. Markov comenzó el estudio de un tipo de procesos, donde la respuesta de un experimento dado puede afectar la respuesta de un próximo experimento (Basharina y otros, 2004). A este tipo de procesos se los denomina cadenas de Markov. Las mismas se basan en el concepto de probabilidad condicionada o de transición, es decir no dependen solamente del estado actual de una variable sino también de los estados precedentes. Existen diferentes órdenes en las cadenas de Markov, según la cantidad de días involucrados en las mismas.

En el caso particular de este trabajo la probabilidad de transición dependerá de las condiciones del día actual (seco o húmedo) y de las condiciones del día precedente, ya sea el mismo seco o húmedo.

En el caso de una cadena de Markov de primer orden, la probabilidad de que una secuencia seca tenga una duración de  $n$  días esta dada por la siguiente expresión:

$$Q_n = p_{00}^{n-1} (1 - p_{00}) \quad (1)$$

Donde  $p_{00}$  es la persistencia: probabilidad de tener un día seco seguido de otro día con igual condición, (Wilks, 1995).

Para verificar la bondad del ajuste de la distribución teórica se aplicó el test Chi cuadrado con un nivel de significancia del 95 %. (Buishand, 1982).

## 3. RESULTADOS

### 3.1. Secuencias secas durante el año.

#### *Distribución empírica*

Inicialmente y previo al ajuste de una distribución teórica, se realiza una climatología de las secuencias secas (lluvias menores a 2 mm). Para ello, para cada estación se calcula la distribución de frecuencias empíricas de las mismas, para diferente cantidad de días. (Figura 2).

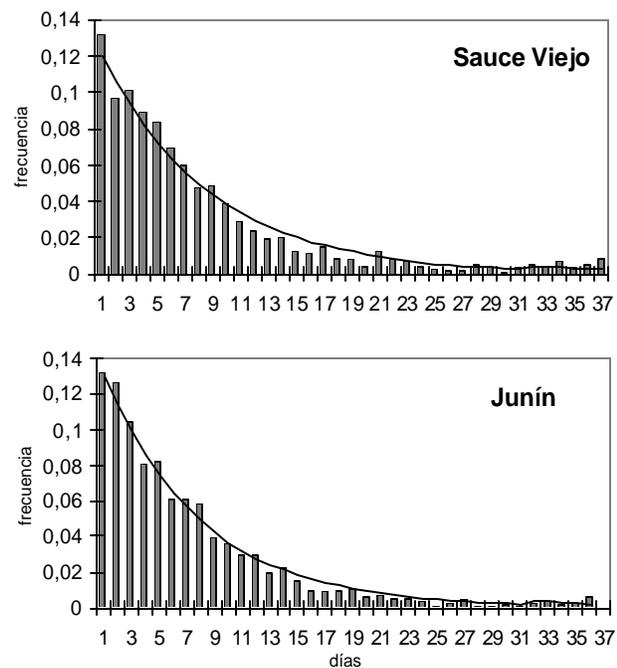


Figura 2: Distribución de frecuencias empíricas (barras) y teóricas -cadena de Markov de primer orden- (línea) para secuencias secas (lluvias menores a 2mm).

Si bien, en términos generales, se observa la disminución asintótica de la frecuencia empírica a medida que aumenta la cantidad de días analizados, las principales diferencias observadas en la región la sintetizan las estaciones de Sauce Viejo y Junín (Figura 2). La estación Sauce Viejo presenta una disminución importante en la ocurrencia entre las secuencias de uno y dos días secos, para luego aumentar la frecuencia de las secuencias de tres días secos. A partir de esta secuencia de días a 11 días la disminución de la frecuencia es gradual. Si bien las frecuencias relativas a partir de los 17 días son pequeñas, las

mismas ocurren con variaciones importantes en las frecuencias empíricas según la cantidad de días involucrados.

En el caso de la estación Junín se observa que las frecuencias empíricas presentan saltos escalonados cada 2 ó 3 días a mediada que aumenta la cantidad de días involucrados. Por ejemplo, la probabilidad de tener secuencias secas de 6 días de duración es aproximadamente la misma que la de 7 u 8 días. Este resultado nos estaría indicando la presencia de perturbaciones de escala sinóptica, que interrumpirían a la secuencia seca.

### Duración media de las secuencias secas

Con el fin de caracterizar estas distribuciones empíricas se analiza la duración media de las secuencias secas (Figura 3). Si bien la variabilidad espacial de la duración media es baja, en términos climáticos la región presenta una diferenciación entre el oeste y el este. Las estaciones ubicadas al sudeste de la región presentan valores alrededor de 7 días de duración; mientras que hacia el noroeste la duración es mayor, alcanzando los 8,8 días en la estación Ceres.

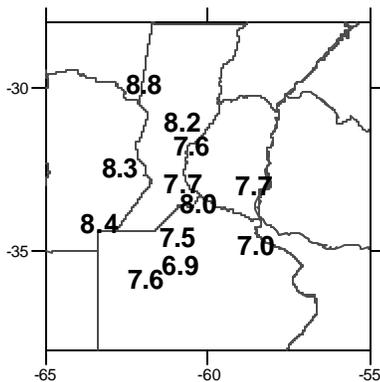


Figura 3: Duración media en días de las secuencias secas

### Duración máxima de las secuencias secas

Otro aspecto importante desde el punto de vista de su impacto en el sector agropecuario, es el análisis de las secuencias secas más largas. En la Figura 4 se grafica para cada estación esta propiedad, observando que el gradiente este-oeste se conserva pero es mayor. Las dos estaciones ubicadas más hacia el este del área de estudio

(Guauguaychú y Ezeiza) presentan un largo máximo cercano a los 60 días. Al desplazarnos hacia el oeste, en la zona central la duración de las secuencias secas más larga es de aproximadamente 80 días, mientras que en las estaciones del oeste se superan los 100 días, alcanzando en Laboulaye los 110 días, en Marcos Juárez los 135 días y la máxima secuencia seca la presenta Ceres con 144 días.

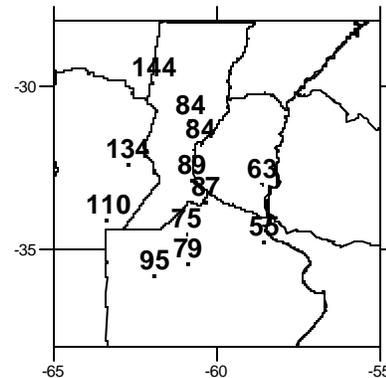


Figura 4: Duración máxima en días de las secuencias secas

Estas secuencias son extremas desde el punto de vista de su duración, y el grado de impacto dependerá en mayor medida de la época del año en que se produzcan. Esta propiedad es muy inestable, debido a que su probabilidad de ocurrencia es baja. Sin embargo, su análisis permite determinar cual es la cantidad de días secos que puede presentar la región.

### Distribución teórica

Previo al ajuste de la distribución teórica de una cadena de Markov de primer orden se analiza el parámetro estadístico involucrado: la persistencia de día seco.

Para el umbral de 2 milímetros, el valor de la persistencia es superior a los 0.86 (resultado no mostrado). Cuando el umbral de análisis es el de 0 milímetros, el valor de la persistencia ronda los 0.83 para todas las estaciones ubicadas en el área de estudio. Para ambos umbrales se observa una variación este-oeste.

Al realizar el ajuste mediante las cadenas de Markov, el mismo es estadísticamente satisfactorio (test de Chi cuadrado,  $\alpha = 5\%$ ), para las estaciones ubicadas en el centro y el este del área de estudio. Las estaciones ubicadas en el

extremo oeste, no presentan un comportamiento markoviano. Este comportamiento se repite para un umbral de 0 milímetros.

En la Figura 2 se graficaron las distribuciones teóricas, considerando el umbral de día seco de 2 mm, para dos estaciones, Junín y Sauce Viejo. En la primera estación el ajuste mediante el modelo markoviano de primer orden fue estadísticamente satisfactorio. Mientras que en Sauce Viejo debido a las diferencias encontradas entre lo observado y lo teórico, principalmente en las secuencias menores a los 7 días, en las de entre 12 y 20 días, tanto así como en las de mayor duración, no permitieron que ajuste de este modelo markoviano sea satisfactorio.

### 3.2. Secuencias secas extremas durante el año.

#### *Cantidad de secuencias secas en un año por largo determinado*

Como se mencionó anteriormente, las secuencias secas de mayor duración pueden ocasionar situaciones de riesgo en el rendimiento de algún cultivo. Es motivo de ello el análisis detallado de las mismas. Inicialmente, se analiza la cantidad de veces por año que ocurren secuencias de una determinada longitud característica: 7, 15, 30 y 60 días (Tabla 1). El patrón espacial para una duración determinada repite el gradiente este-oeste observado anteriormente, poniendo en evidencia las condiciones de aridez en el oeste de la zona de estudio. Los resultados más sobresalientes son aquellos que analizan las secuencias secas extremas.

Las estaciones que presentan mayor cantidad de secuencias de más de 60 días, son principalmente las ubicadas en el oeste Laboulaye (18 veces), Ceres (14) y Marcos Juárez (12). Hacia el este se produce una rápida disminución, las estaciones en promedio presentan de 4 a 5 veces secuencias de esta longitud, hasta llegar al caso extremo de Ezeiza, la cual nunca presenta secuencias de esta longitud en todo el período de estudio.

	duración 7	duración 15	duración 30	duración 60
Ceres	590	235	64	14
Ezeiza	697	186	20	
Gualeguaychú	684	216	28	2
Nueve de Julio	627	188	40	2
Junín	674	190	37	4
Laboulaye	583	208	62	18
Marcos Juárez	620	207	58	12
Paraná	663	202	40	3
Pehuajó	629	199	49	4
Pergamino	570	196	36	7
Rosario	645	207	52	4
Sauce Viejo	642	212	55	5

Tabla 1: Cantidad de secuencias secas de duración mayor o igual a 7, 15, 30 y 60 días.

Para el caso de secuencias secas mayores o iguales a 30 días o más secos, el patrón espacial de cantidad de eventos de este tipo se vuelve a repetir. Las estaciones ubicadas en el oeste (Ceres, Marcos Juárez y Laboulaye), a lo largo de los 40 años de estudio, en alrededor de 60 ocasiones presentan secuencias secas de esta duración. A medida que nos desplazamos hacia el este, las estaciones de la zona central presentan este tipo de secuencias entre 40 ó 50 veces a lo largo del período de estudio. Mientras que las estaciones del extremo este (Gualeguaychú y Ezeiza), son las que menor cantidad de veces presentan secuencias de esta duración.

#### *Coherencia espacio-temporal*

Con el fin de analizar el comportamiento temporal y espacial de las secuencias secas máximas se compila para cada estación y año el valor de la secuencia seca extrema.

En la Tabla 2 se presenta, para cada una de las estaciones, la cantidad de días involucrados para la secuencia máxima. En una gama de grises se destacan, para cada estación, las 4 secuencias más largas del período de análisis. Este estudio permite analizar los años en los cuales toda la región presenta secuencias extremas secas.

Año	Ceres	Ezeiza	Gualeguaychú	Nueve de Julio	Junín	Laboulaye	Marcos Juárez	Paraná	Pehuajó	Pergamino	Rosario	Sacue Viejo
1961	44	26	24	47	45	44	51	37	32	32	45	34
1962	38	<b>48</b>	37	<b>55</b>	43	46	35	43	36	44	<b>72</b>	47
1963	64	25	28	27	27	54	<b>78</b>	47	41	28	44	28
1964	63	26	<b>63</b>	45	34	64	63	<b>64</b>	45	21	51	63
1965	34	25	45	53	36	32	27	45	53	17	27	42
1966	42	28	39	47	<b>62</b>	<b>85</b>	<b>77</b>	44	50	10	40	59
1967	39	26	<b>52</b>	25	26	50	36	28	36	21	28	36
1968	25	<b>48</b>	45	48	48	52	64	54	48	45	54	46
1969	32	38	23	38	39	<b>90</b>	30	31	39	39	<b>60</b>	56
1970	36	27	29	48	41	<b>109</b>	59	28	57	36	36	32
1971	50	38	34	28	36	53	42	27	34	22	28	29
1972	35	26	27	21	24	45	49	27	41	34	34	33
1973	<b>83</b>	27	29	27	31	47	63	37	30	<b>69</b>	43	<b>66</b>
1974	68	28	29	27	27	35	34	43	32	36	52	41
1975	47	22	32	26	26	65	23	25	58	26	25	39
1976	75	21	26	45	45	63	52	<b>55</b>	41	32	45	49
1977	27	22	24	31	45	41	45	30	50	31	36	30
1978	31	36	<b>62</b>	41	41	74	48	46	29	42	40	36
1979	34	34	44	36	29	50	<b>68</b>	44	37	40	32	36
1980	39	20	19	17	27	<b>110</b>	49	31	35	31	31	31
1981	51	36	32	<b>79</b>	<b>71</b>	79	58	41	<b>95</b>	58	43	50
1982	47	23	33	45	33	58	44	34	44	45	32	35
1983	47	33	36	48	58	42	65	24	<b>74</b>	58	54	24
1984	78	29	34	21	35	77	42	30	24	42	37	42
1985	23	26	18	43	33	62	67	32	29	32	31	51
1986	33	17	29	<b>61</b>	40	69	38	33	<b>69</b>	39	38	34
1987	69	<b>55</b>	41	51	54	42	60	42	51	<b>60</b>	42	55
1988	56	<b>51</b>	46	31	<b>61</b>	69	44	46	32	<b>87</b>	<b>79</b>	25
1989	41	27	31	35	35	28	<b>77</b>	27	34	30	30	57
1990	70	28	39	30	30	39	49	30	50	32	38	58
1991	35	21	27	31	32	24	28	29	29	28	35	31
1992	44	28	46	33	33	62	38	46	44	27	46	46
1993	64	<b>54</b>	28	47	<b>75</b>	57	55	41	<b>82</b>	54	54	41
1994	<b>100</b>	22	42	30	22	29	29	42	24	<b>61</b>	55	46
1995	<b>144</b>	42	<b>57</b>	38	59	58	<b>134</b>	<b>84</b>	47	26	<b>61</b>	<b>84</b>
1996	<b>94</b>	27	27	27	38	66	51	<b>63</b>	40	27	50	<b>78</b>
1997	36	32	32	32	33	34	46	31	33	32	33	29
1998	37	34	29	46	21	30	46	18	38	38	28	37
1999	74	25	29	36	42	39	55	39	30		31	<b>74</b>
2000	30	33	27	<b>58</b>	53	30	45	39	45		29	39
		1º mayor sec.			2º mayor sec.			3º mayor sec.			4º mayor sec.	

Tabla 2: Duración de las mayores secuencias secas por año

Es interesante observar lo que ocurre en el año 1995, donde seis estaciones presentan alguna de sus 4 secuencias más largas, ellas son: Rosario con 61 días, Gualeguaychú con 57 días, a las que se suman Ceres con 144 días, Marcos Juárez con 134 días, Paraná y Sauce Viejo, ambas con 84 días, siendo para estas últimas cuatro estaciones su secuencia más larga del registro. Al analizar el momento en que ocurren estas secuencias se observa que este año todas las estaciones del área de estudio exhiben un invierno seco. Ceres ubicada en el extremo noroeste, como ya se ha mencionado presenta su secuencia seca más larga, la cual se inicia a principios del mes de mayo y se extiende hasta finales de septiembre, una situación similar presenta Marcos Juárez cuya secuencia seca comienza unos días después. Si analizamos en detalle lo que ocurre en estos meses invernales en particular, se observa que, por ejemplo Sauce Viejo presenta una secuencia seca de casi la misma duración cortada solamente por un solo día de lluvia cercana a los 5 milímetros. A medida que nos desplazamos hacia el sudeste del área, las estaciones muestran también un período seco, pero con dos o tres interrupciones de días de precipitaciones escasas, mayores a los 2 milímetros en los meses de junio y julio. Por este motivo se puede resumir que la condición extrema del invierno del 95 comienza en la zona oeste desplazándose hacia el este y sur. Este año se caracteriza por presentar una de las sequías más intensas que afectó a la Argentina, analizada sinópticamente por Alessandro y Lichtenstein (1996).

El año 1988 también presenta una fuerte coherencia espacial en la ocurrencia de secuencias secas de mayor duración. Pergamino con 87 días y Rosario con 79 días, tienen durante este año las secuencias secas más largas de todo su registro. Seguidos por dos estaciones cercanas Junín con 61 días y Ezeiza con 51 días, ambas con una de sus cuatro secuencias más extensas. Esta secuencia comienza en la provincia de Buenos Aires a finales del mes de abril. En las otras estaciones también se producen importantes secuencias secas, pero su duración no está incluida en la clasificación de las cuatro secuencias más extensas del registro.

### *Variabilidad temporal*

A partir de los resultados obtenidos, se observa que la longitud de una secuencia seca superior a 30 días es frecuente en la zona de estudio. Dada la importancia que reviste la misma en el sector agropecuario se analiza su comportamiento a lo largo del tiempo.

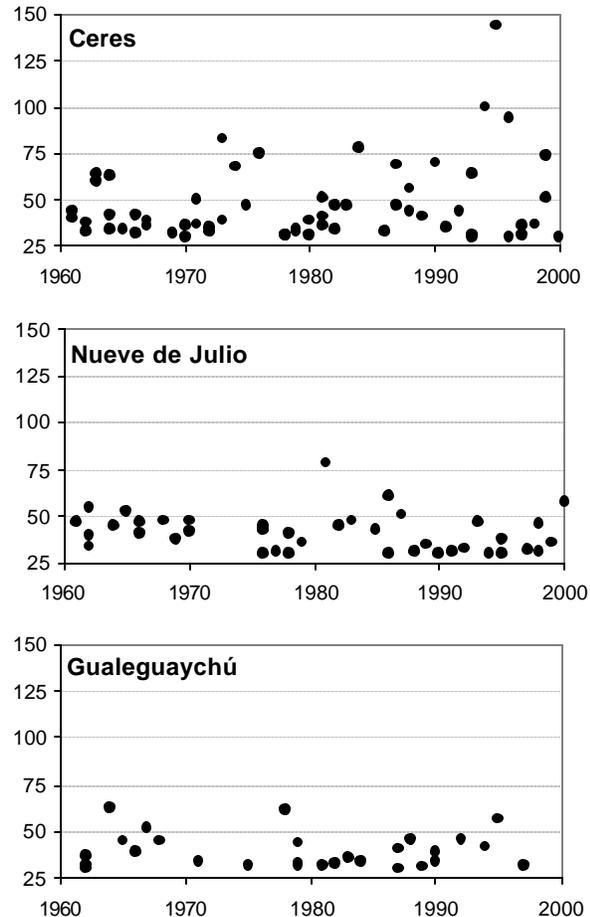


Figura 5: Duración de las secuencias secas mayores a 30 días (en días)

En la Figura 5 se presenta la cantidad de días que abarcaron las secuencias secas mayores a 30 días en función del tiempo, para algunas estaciones representativas del comportamiento regional.

En el caso de Ceres, se observa que a lo largo de casi todo el período presentan este tipo de secuencias con una duración promedio menor a los 90 días, se puede notar que si bien las secuencias secas mayores a 30 días ocurren a lo largo de todo

el período analizado, hay una tendencia a que las mismas duren más en la última década, donde queda ejemplificado el caso del año 1995 con la mayor secuencia del registro.

Otro tipo de comportamiento es el observado en Nueve de Julio, donde salvo algún caso aislado, las secuencias no superan los 70 días de duración. En esta estación si es notorio la ausencia de secuencias de esta longitud durante los primeros años de la década del setenta. A su vez, en el período 1980-90 la variabilidad de la duración de las secuencias secas es mayor. Un comportamiento similar lo presenta Gualaguaychú, donde a comienzos de la década del setenta en solo una oportunidad se registra una secuencia seca de esta longitud. En el resto del período de análisis es clara la forma aislada en que las mismas se producen.

### 3.3. Secuencias secas bimestrales

En la agricultura, el agua disponible, es generalmente el principal factor que limita el crecimiento y el rendimiento de los cultivos, siendo la precipitación una de las variables más relevantes en este proceso.

La Argentina es uno de los principales productores en diferentes especies de cultivos. Para este trabajo se seleccionaron tres de los más importantes: el *trigo*, debido a que fue el cereal fundador de la colonización agrícola de la región pampeana, por lo que su historia en el país es paralela a la de la agricultura argentina. El *maíz*, el cual es sin lugar a dudas el grano forrajero por excelencia, presentando además como una de sus principales características sus múltiples posibilidades de utilización en diversos procesos industriales, de los que se obtiene una amplia gama de productos derivados de su procesamiento. Y por último se eligió a la *soja*, ya que la sojización en la Argentina es una realidad, cuyo proceso de intensificación y expansión aumenta día a día.

En base a estos tres cultivos se tomaron diferentes bimestres que incluyen las etapas importantes para los mismos: octubre - noviembre (O-N) para el trigo, noviembre - diciembre (N-D) para el maíz y diciembre - enero (D-E) para la soja. (SAGPyA, 2007, USDA, 1994).

### Duración media de las secuencias

Como primera propiedad característica de las secuencias secas bimestrales se analiza la duración media de las mismas. En la Figura 6 se puede ver como en términos generales, en los tres bimestres el valor promedio es de 5 días de duración, con variaciones según la estación y el bimestre considerado.

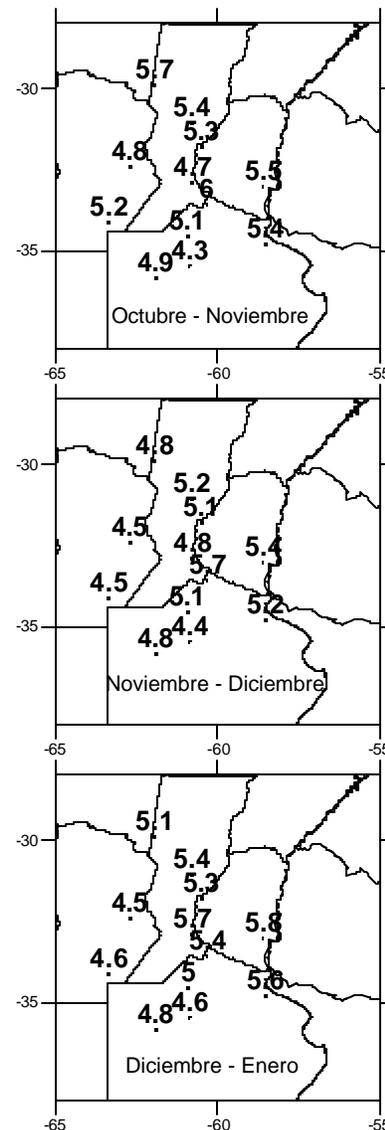


Figura 6: Duración media de las secuencias secas por bimestres. O-N (sup.). N-D (centro). D-E (inf.)

Durante el bimestre O-N, esta propiedad analizada no muestra un patrón definido entre las tres zonas encontradas en términos anuales. Las

secuencias presentan un largo medio entre los 4 y los 6 días, en forma indistinta según su ubicación geográfica.

En el bimestre N-D (el cual esta comprendido en los otros dos bimestres estudiados) los valores medios alcanzados son los menores, los mismos tienen una variación menor a un día entre todas las estaciones con un gradiente de oeste – este. Las estaciones del oeste del área de estudio muestran una duración de las secuencias medias cercana a los 4,5 días mientras que en la zona central y este, el valor medio asciende hasta los 5,7 días.

En el bimestre D-E, el gradiente vuelve a observarse, pero con una variación sudoeste – noreste. Y con un aumento en la duración media si se lo compara con el bimestre anterior. Es notoria la orientación que alcanza este gradiente a nivel bimestral, ya que en esta oportunidad las menores secuencias las encontramos en la zona oeste del área de estudio, mientras que a nivel anual las mismas se hallaban en el sector este.

#### *Duración máxima de las secuencias*

Para cada bimestre se calculan las secuencias máximas registradas. Por tratarse de una propiedad extrema de las secuencias secas su variabilidad espacial es mayor. En la Figura 7 para el primer bimestre O-N, la mayor secuencia se encuentra en Ezeiza con 42 días, y la menor en Nueve de Julio con 19 días. Para los meses de N-D, la mayor secuencia seca de 32 días se produce en dos estaciones, Gualeguaychú y Pergamino, y la menor secuencia seca de 22 días en Sauce Viejo. En el último bimestre analizado, las mayores secuencias secas de 44 días se producen en Gualeguaychú y Paraná, y la menor de 20 días en Nueve de Julio.

El patrón visto en las secuencias medias, se continúa manteniendo para esta propiedad, pero contrario al encontrado en términos anuales. Durante los bimestres estivales las secuencias secas más extensas se producen en las zonas central y este de la región de estudio.

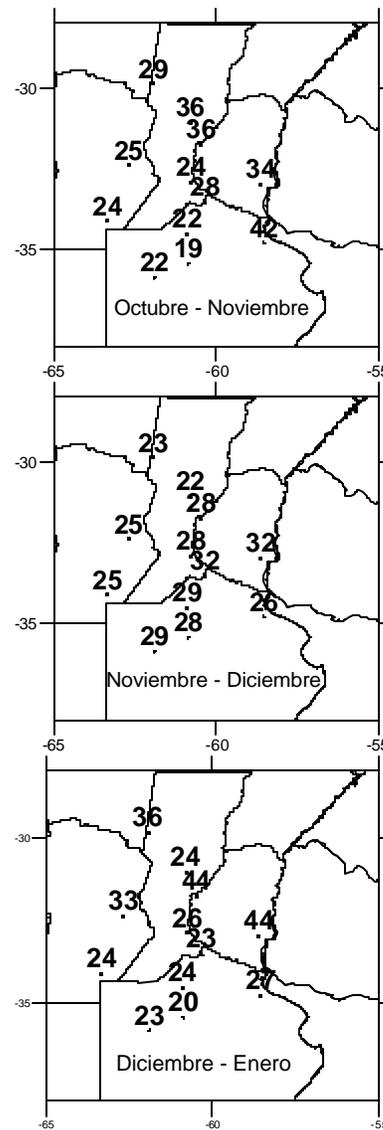


Figura 7: Duración máxima de las secuencias secas por bimestres. O-N (sup.). N-D (centro). D-E (inf.)

Sintetizado lo que ocurre con las secuencias secas mayores a 30 días se arriba a las siguientes conclusiones regionales: en el primer bimestre las mismas se producen en el sector este y central norte. Durante los meses de noviembre y diciembre solo dos estaciones se producen. Y en el último bimestre este tipo de secuencias suceden en las estaciones del norte.

## Distribución teórica

Previo a llevar a cabo el ajuste de la distribución teórica, se procede a analizar la distribución espacial de la persistencia de día seco para cada uno de los bimestres estivales. Al igual que en términos anuales, el valor de la persistencia para cada bimestre es elevado, sin embargo el mismo disminuye a valores cercanos a 0.80. Al comparar los campos espaciales de las persistencias bimestrales se observa que la mayor variabilidad espacial la presente el bimestre N-D, debida principalmente a la disminución de la persistencia en las estaciones del oeste, con valores de 0.79.

Esta disminución de la persistencia en términos bimestrales permitió que el ajuste de la distribución teórica sea estadísticamente satisfactoria en la mayoría de las estaciones y bimestres. Solamente no ajustaban a una cadena de Markov de primer orden las estaciones de Ezeiza, para el bimestre N-D y Rosario en el último bimestre, D-E.

## Análisis de las distribuciones empíricas

Al analizar con mayor detalle las distribuciones empíricas entre estaciones y entre bimestres se observan particularidades interesantes de mencionar. En la Figura 8, se presentan las distribuciones empíricas de las secuencias secas para distintas longitudes de días para los bimestres excluyentes (O-N; D-E) y cuatro estaciones que caracterizan el comportamiento regional.

En términos generales, para el bimestre O-N, se observa que las estaciones Nueve de Julio y Laboulaye, presentan un comportamiento similar (mayor probabilidad empírica) para las secuencias secas cortas (menores a 7 días). Las secuencias entre 7 y 10 días presentan una singularidad, observándose un máximo relativo en la probabilidad empírica. Por ejemplo este aumento se da entre 7 y 11 días en la estación Gualeguaychú, y entre 8 y 9 días en Laboulaye. Con respecto a las secuencias superiores a 12 días las mayores probabilidades se observan en Laboulaye.

Al comparar para cada estación las distribuciones empíricas de los bimestres O-N y D-E, las diferencias más importantes en términos

agrícolas que se pueden mencionar son: Gualeguaychú que en D-E presenta una mayor variabilidad en la probabilidad de ocurrencia, principalmente en las secuencias de menor duración y en las de más de dos semanas. En Nueve de Julio no se observan grandes diferencias, salvo el aumento en la probabilidad de secuencias largas. En Laboulaye la mayor diferencia se produce en las secuencias de 2 días de duración, cuya probabilidad de ocurrencia aumenta significativamente en el bimestre D-E. Por último en Sauce Viejo en las secuencias de menor duración se observa una fuerte variabilidad en su probabilidad de ocurrencia.

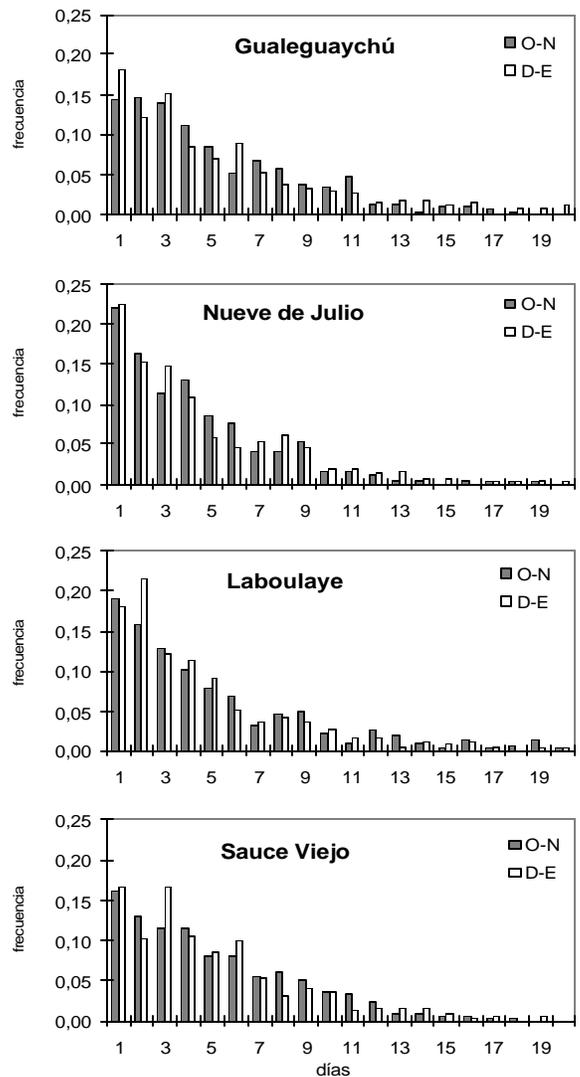


Figura 8: Distribución de frecuencias empíricas para secuencias secas (lluvias menores a 2mm) en diferentes bimestres.

#### 4. CONCLUSIONES

Los eventos extremos en el clima que sufre la Argentina afectan el entorno agrario, social y el económico, de la zona perjudicada. Desde el punto de vista de la política de manejo de los recursos de agua, un estudio detallado de los períodos secos es absolutamente necesario, como también el pronóstico de episodios extremos de días secos consecutivos.

En este trabajo se analizan las secuencias secas, de 12 estaciones para el período 1961-2000.

Entre los principales resultados obtenidos para un umbral de 2 milímetros, se puede mencionar que las secuencias de máxima duración presentan un valor cercano a los 70 días, y para las estaciones ubicadas en el Oeste del área de estudio este valor supera ampliamente los 100 días.

La variabilidad temporal de las secuencias secas superiores a 30 días presenta en términos generales una disminución de la ocurrencia de eventos a lo largo del período. Este resultado acompaña al aumento en los totales de precipitación a nivel anual en varios sectores de Argentina, a partir de mediados del siglo XX, observado en diversos trabajos científicos.

En lo que respecta a la coherencia espacial de las secuencias secas extremas se observa que las mismas se producen simultáneamente, cubriendo en algunos casos prácticamente la totalidad de la zona bajo estudio.

La persistencia de tener un día seco seguido por otro día sin precipitación ronda el valor del 0.86 en toda la región. El valor de esta propiedad disminuye notablemente en el análisis de las secuencias secas bimestrales.

La falta de lluvia puede afectar si ella ocurre en forma sucesiva y prolongada en algunas etapas características de los cultivos. En el caso de la región de estudio se consideraron los cultivos principales de la zona, resultando: octubre-noviembre, para el trigo; noviembre-diciembre, para el maíz y diciembre-enero, para la soja. Analizando la duración de las mayores secuencias secas, entre los diferentes bimestres encontramos un comportamiento similar, con un valor promedio de 25 a 35 días.

El ajuste de la distribución teórica fue satisfactorio estadísticamente en términos bimestrales, permitiendo de esta forma conocer en

forma sencilla cual es la probabilidad de tener secuencias de una cierta cantidad de días.

*Agradecimientos:* A los proyectos de la Universidad de Buenos Aires X170 y al proyecto CLARIS de la Comunidad Europea (001454) por hacer posible y financiar este trabajo. Los autores desean expresar su gratitud a los revisores cuyas sugerencias han enriquecido la calidad de este trabajo.

#### REFERENCIAS

Alessandro, P. y Lichtenstein, E., 1996. Situación sinóptica asociada a la sequía del invierno de 1995, *Geofísica*, **45**, 125-143.

American Meteorological Society, 1997. Meteorological drought – Policy statement. *Bull. Amer. Meteor. Soci.* **78**, 847-849.

Basharina, G., Langville, A., and Naumov V., 2004. The life and work of A.A. Markov, *Linear Algebra and its Applications*, **386**, 3-26.

Boulangier, J. P., Martinez, F., Penalba, O. y Segura, E., 2007. Neutral network based daily precipitation generator (NNGEN-P). *Clim. Dyn* **28**, 307-324.

Buishand, T. A., 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. Hydrol.*, **58**, 11-27.

Crettaz, J., 2006. Una amplia zona agrícola con sequía. *Suplemento Diario La Nación*, 21 de septiembre.

Douguedroit, A., 1987. The variations of dry spells in Marseilles from 1865 to 1984, *Journal of Climatology*, **7**, 541-551

Donnari, M. y Scian, B., 1996: "Estudio de episodios húmedos y secos en la región triguera V Sur, Argentina". VII Congreso Argentino de Meteorología, pp 41-42.

FAO. 2007. Food and Agriculture Organization of the United Nations. <http://www.fao.org/newsroom/es/news/2007/1000520/index.html>

- Gattinoni, N., 2008. Diagnóstico de propiedades estadísticas de la lluvia diaria en relación a su aplicación en el pronóstico objetivo en Buenos Aires y alrededores. Tesis de Licenciatura en Cs. de la Atmósfera. Facultad de Cs. Exactas y Naturales. Univ. de Buenos Aires.
- Luengo Ugidos, M. A., Ceballos Barbancho, A., Martínez Fernández, J. y Yuste Yuste, C., 2002. Las rachas secas en el sector central de la cuenca del Duero. *Investigaciones geográficas*, **27**, 65-82.
- Llano, M., 2007. Variabilidad espacio temporal de las secuencias de días sin lluvia en la Argentina. Tesis de Licenciatura en Cs. de la Atmósfera. Facultad de Cs. Exactas y Naturales. Univ. de Buenos Aires.
- Malaka, I. 1987. Aspectos sinópticos de las anomalías de precipitación ocurridas durante los meses octubre a enero 1985/86. *Anales del II Congreso Interamericano de Meteorología y V Congreso Argentina de Meteorología*. Buenos Aires 30/11 – 4/12.
- Malaka, I. y Núñez, S., 1980. Aspectos sinópticos de la sequía que afectó a la República Argentina en 1962, *Geoacta*, **10**, 1 – 22.
- Manfroni, M., 2009. Sequía: Entre Ríos la provincial más castigada. *Suplemento Diario La Nación*. 24 de enero.
- Martin-Vide, J. and Gomez, L., 1999. Regionalization of Peninsular Spain based on the length of dry spells, *Int. J. Climatol.*, **19**, 537-555.
- Minetti, J. y Sierra, E., 1983: “Persistencia de días secos en el área cañera del NOA”, *Revista Industrial y Agrícola de Tucumán*, N° **60**, 97-104.
- Minetti, J., Vargas, W., Vega, B. y Costa, M., 2007. Las sequías en la Pampa Húmeda: Impacto en la productividad del maíz. *Revista Brasileira de Meteorología*, **22**, 218-232.
- Murphy, G. y Serio, L., 2006 Cálculo de la probabilidad de alcanzar distintas categorías de sequías definidas por medio del índice estandarizado de precipitación. XII Reunión Científica de Argentina de Agrometeorología. 5 al 8 de septiembre de 2006. La Plata, Buenos Aires, Argentina, 294-250.
- Ruíz, N., 2005. Análisis climático – estadístico de las propiedades asociadas a condiciones secas semanales en Buenos Aires, CONGREGMET IX, Buenos Aires, 3 – 7 octubre.
- Ruíz, N., 2006. Estudio sobre el inicio a condiciones secas semanales y quincenales. XII Reunión Argentina de Agrometeorología, La Plata, Bs. As. 5 – 8 septiembre.
- SAGPyA., 2007. Secretaria de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación. Dirección de Mercados Agroalimentarios. Estimaciones agrícolas. Principales cultivos de la República Argentina. Informe sobre cierres de campaña. <http://www.sagpya.mecon.gov.ar>. 2007.
- SAGPyA., 2008. Secretaria de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación. Dirección de Mercados Agroalimentarios. Exportaciones de granos y oleaginosas. Elaboración propia a base de datos suministrados por terminales portuarias. <http://www.sagpya.mecon.gov.ar>.
- Seiler, R. Y. y Rotondo, V., 2006. Las sequías en los últimos 20 años en el sur de Córdoba evaluadas mediante el índice estandarizado de precipitación. XII Reunión Científica de Argentina de Agrometeorología. 5 al 8 de septiembre de 2006. La Plata, Buenos Aires, Argentina, 294-250.
- Sneyers, R., 1990. On the statistical analysis of series of observations. WMO, 415.
- Subiza, E., 2008. La sequía no da tregua y amenaza la cosecha gruesa. *Suplemento diario La Nación*, 24 de septiembre.
- USDA, 1994. United States Department of Agriculture, Major World Crop Areas and Climatic Profiles, *Agricultural Handbook*, 664.
- Vargas, W., 1981. Las secuencias de días secos y días con precipitación en Buenos Aires, *Meteorológica*, **12**. 73-85.

Wilhite, D. A. and Glantz, M. H., 1985. Understanding the drought phenomenon: the role of definitions. *Water International*, **10**, 111-120.

Wilks, D.F., 1995. *Statistical Methods in the Atmospheric Sciences*, Academic Press, 467.

**ESTUDIO DE SECUENCIAS SECAS EN LA CUENCA DEL PLATA.  
IMPLICANCIAS CON LAS SEQUIAS.**

Gustavo Naumann<sup>1,2</sup>, Walter M. Vargas<sup>1,2</sup>, Juan L. Minetti<sup>2,3</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos - UBA

<sup>2</sup>CONICET

<sup>3</sup>Departamento de Geografía de la UNT

Buenos Aires - Argentina

(Manuscrito recibido el 27 de Febrero de 2009, en su versión final el 30 de Septiembre de 2009)

**RESUMEN**

El trabajo estudia las secuencias secas en el ámbito de la Cuenca del Plata. Los datos utilizados son diarios y pertenecen a 98 estaciones que incluyen periodos variables desde 1900 hasta 2005. El propósito fundamental es caracterizar las secuencias secas y en especial sus casos extremos o sequías meteorológicas en términos diarios. Como marco general se presentan los campos de tendencias de diferentes propiedades de las secuencias secas. A partir de esta información se detectan y comparan cambios temporales en los estados secos. Las tendencias estimadas por dos métodos distintos evidencian un decrecimiento especialmente en el este de la Cuenca en el período común 1972-1998. Finalmente, se analiza la ocurrencia de la sequía de 1988 en escala hemisférica. Esta sequía es una de las más intensas y de mayor extensión que ha ocurrido en gran parte de la cuenca del Río de la Plata. El impacto que este evento produjo en la economía argentina fue mayor a \$4 billones de dólares de pérdida.

Palabras clave: secuencias secas – sequías – Cuenca del Plata

**DRY SPELLS IN THE LA PLATA BASIN. MONITORING AND TREND  
STABILITY. DROUGHT IMPLICATION.**

**ABSTRACT**

This paper studies the dry spells observed in the La Plata Basin, using daily data supplied by 98 stations during variable periods between 1900-2005. The main purpose of this study was to define dry spells, especially their extreme cases (meteorological droughts), and to consider them on a daily basis. Trends in over different properties of precipitation and dry spells are presented as a general framework to detect and compare temporal changes in dry states. These trends, estimated by two different methods, show a decrease, especially in the east of the basin during the period 1972-1998. The study of the coherence of extreme dry spell shows that these phenomena occur in subregions reducing the risk of occurrence of one of these events in the entire basin. Also the extreme dry spell occurrence show a seasonal preference suggesting that there is a slight and complex dependence on the annual cycle of precipitation. Finally, the occurrence of the 1988 drought was analyzed in a hemispheric scope. The 1988 drought is considered to be the longest dry spell in the basin. Droughts are studied in detail because water deficits translate to Argentinean economic losses of more than \$4 billion dollars.

Keywords: dry spells – drought – La Plata Basin

## 1. INTRODUCTION

The study of droughts is one of the main concerns of climatology, for it is one of the recurring phenomena with the greatest impact in all areas.

The definition of drought is controversial. In some cases, the definitions refer to different systems that are affected by dryness (e.g. agriculture and water resources). Another approach takes advantage of the fact that droughts are local phenomena that affect subregions and that persist for prolonged periods (Dracup et al, 1980). This has led to the development of a number of indices to represent drought situations as in Keyantash and Dracup (2002). The issue of defining droughts that the American Meteorological Society has divided drought definitions and types into five categories: meteorological, climatological, agricultural, hydrological, and socio-economic.

A meteorological drought is one that lasts several months or years, during which precipitation is reduced or absent, and it can develop quickly and end abruptly; in some cases, the transition can occur almost literally overnight. An agricultural drought can result when short-term dryness in the surface layers (root zone) occurs at a critical time during the growing season. Such a drought can severely reduce crop yields, even though deeper soil levels may be saturated. Hot temperatures, low relative humidity, and desiccating winds often exacerbate the impact of the lack of rainfall (Condra, 1944). The onset of an agricultural drought may lag that of a meteorological drought, depending on the prior moisture status of the surface soil layers. Precipitation deficits over a prolonged period that affect surface or subsurface water supply, thus reducing streamflow, groundwater, reservoir, and lake levels, will result in a hydrological drought, which persists long after a meteorological drought has ended. Socioeconomic drought associates the supply and demand of some economic goods with elements of meteorological, agricultural, and hydrological droughts. The relationships among the different types of drought are complex. For example, streamflow is the key variable to analyze in order to describe droughts for many water supply activities, such as hydropower generation, recreation, and irrigated agriculture, where crop growth and yield are largely dependent on water availability in the stream. Consequently, drought

has been defined by the international meteorological community in general terms as a “prolonged absence or marked deficiency of precipitation,” a “deficiency of precipitation that results in water shortage for some activity or for some group,” or a “period of abnormally dry weather sufficiently prolonged for the lack of precipitation to cause a serious hydrological imbalance” (World Meteorological Organization 1975; American Meteorological Society 2003).

Preceding literature on the statistics of dry spells is limited. Papers that could be found have dealt primarily with the length of dry and wet spells (Longley, 1953; Williams, 1952; Feyerherm, 1965 and 1967; Caskey, 1963; Gringorten, 1971; and Gabriel, 1962). One of the goals of studying dry spells is that their absolute maxima would help determine the phenomenon called *drought*.

In general, from the atmospheric point of view, droughts are mainly studied on a monthly basis or even over longer periods of time. Droughts or extreme dry spells occur over a certain number of days that occasionally may coincide with a month or be included within it. To take a novel approach to drought studies, we decided to work with daily data and to define dry spells and droughts on a daily scale. Another reason for this decision is that, for applications such as risk estimation and the impacts of droughts, it is most convenient to precisely define the lengths of dry spells.

Taking all of this into consideration, the goal of this work is to represent dry states in the La Plata Basin by taking in account only daily data from testing stations in the basin, and then to analyze their dominant structure. The rainfall deficiency’s definition regarding dryness is that of meteorological drought.

In contrast to most existing research on droughts, which is carried out as studies of particular cases and elaborated on monthly to annual scales, this work uses daily precipitation values collecting over a long period to define dry spells on the daily scale.

The objective of this paper is to carry out an analysis of spatio-temporal variability involved in the different properties of dry events. To perform this analysis some inference about the length of the analysed period were performed. To analyze the dryness events that has the highest impact on the region by considering the evolution of precipitation

anomalies in specific droughts, as an approach to monitoring dry events.

## 2. METHODS AND DATA

Daily rainfall data collected at 98 stations positioned in the La Plata Basin were used. Stations are located in Argentina, Brazil, Paraguay and Uruguay, as shown in Figure 1 and Table I. Data were supplied by the Meteorological Services of the countries and by the Aneel Base (Prosur Project).

The data were subjected to different levels of internal consistency, according to a variety of publications like the WMO Guides to Hydrometeorological Practices (1970). Only the series that contain less than 10 % of missing data were used.

Reference stations were selected for carrying out specific analyses; these stations contained daily records for at least 50 years, except for the Parana region with records for 20 years.

Dry spells were defined in the same terms as a drought, i.e. an occurrence of consecutive dry days without measurable precipitation. Days with less than 0.3 mm of rainfall was considered dry days. In addition, dry spells in our definition had to occur between wet spells, which were defined as periods of daily rainfall of at least 10 mm. This additional condition took into account the quick runoff and daily evaporation of ~10 mm in this region.

In order to estimate trends, the correlation coefficient ( $r$ ) between dry spell length and time through coefficient  $Z$  (normalized  $r$ ), which is the quotient between  $r/z_{crit}$ , were calculated. The significance level of  $r$  is representative of the slope.

$$Z = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1+r}{1-r} \right) \quad (1)$$

$$Z_c = \frac{Z_a}{\sqrt{n-3}} \quad (2)$$

In this work, the confidence level. ( $\alpha$  is 5%, using a two sided tail.

We compared the trends of the dry spells length in different periods. Maximum spells were defined as the three maximum dry spells of each year; the average of these dry spells length was also considered.

The years in which the five dryest spells occurred at each of the stations, in the overlapping period between them, were used to measure spatial coherence. The results were compared with those of the complete periods.

Precipitation anomalies were studied, including those occurring during specific droughts at reference points in the region. We represent the lengths and occurrence dates of regional maximum dry spells.

Before studying other details and properties of dry states, we present below some aspects of the rainfall regime in this region. Although this regime has been studied before, we discuss aspects that complement existing studies of droughts.

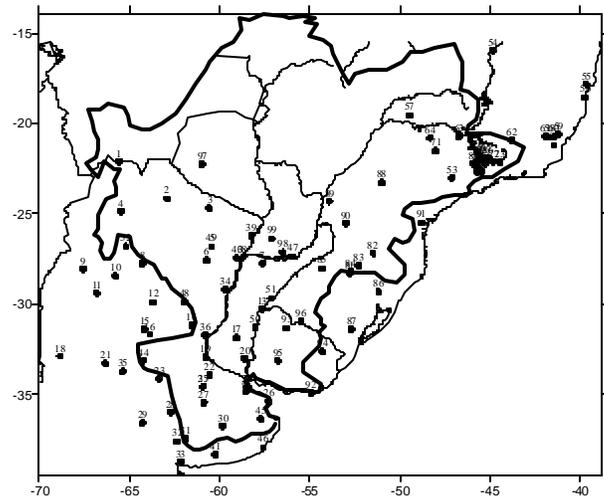


Figure 1. Stations used in this study and basin borders in bold line.

N	Station	start	end	longitude	latitude	N	Station	start	end	longitude	latitude
1	ag000001	1959	1998	-65.6	-22.1	51	ag000PDL	1961	2005	-57.15	-29.68
2	ag000006	1959	1997	-62.9	-24.17	52	ag00tucu	1884	2001	-65.2	-26.8
3	ag000011	1959	1998	-60.58	-24.7	53	bcampinas	1890	2003	-47.12	-23
4	ag000012	1959	1998	-65.48	-24.85	54	b1544012	1938	1994	-44.87	-15.95
5	ag000034	1959	1998	-60.45	-26.82	55	b1739006	1941	1998	-39.67	-17.82
6	ag000059	1959	1991	-60.73	-27.57	56	b1839001	1930	1998	-39.75	-18.57
7	ag000061	1959	1995	-57.63	-27.75	57	b1949004	1941	1998	-49.48	-19.55
8	ag000062	1959	1998	-64.3	-27.77	58	b2041001	1939	1998	-41.68	-20.77
9	ag000065	1959	1998	-67.57	-28.07	59	b2041002	1939	1998	-41.2	-20.6
10	ag000069	1959	1991	-65.77	-28.45	60	b2041003	1939	1998	-41.47	-20.75
11	ag000077	1959	1998	-66.82	-29.38	61	b2041005	1939	1998	-41.92	-20.7
12	ag000082	1959	1998	-63.68	-29.9	62	b2043018	1941	1998	-43.8	-20.95
13	ag000087	1959	1998	-57.65	-30.27	63	b2046001	1941	1998	-46.73	-20.73
14	ag000098	1959	1992	-61.55	-31.18	64	b2048020	1940	1998	-48.33	-20.78
15	ag000105	1959	1998	-64.18	-31.4	65	b2141014	1937	1998	-41.47	-21.2
16	agg00111	1931	2005	-63.88	-31.67	66	b2145001	1941	1998	-45.08	-21.88
17	ag000115	1959	1996	-59.08	-31.85	67	b2145008	1941	1998	-45.27	-21.87
18	ag000132	1959	1998	-68.85	-32.88	68	b2145009	1941	1998	-45.48	-21.92
19	agg00133	1949	2005	-60.78	-32.92	69	b2145017	1941	1998	-45.53	-21.77
20	ag000134	1961	1998	-58.62	-33	70	b2145022	1941	1998	-45.67	-21.58
21	ag000139	1960	1998	-66.35	-33.27	71	b2148053	1924	1980	-48.03	-21.5
22	agg00145	1931	2005	-60.55	-33.93	72	b2244054	1941	1998	-44.83	-22.12
23	ag000148	1959	1998	-63.37	-34.13	73	b2244057	1941	1998	-44.47	-22.13
24	ag00i156	1861	2005	-58.48	-34.58	74	b2245010	1941	1998	-45.47	-22.67
25	agg00157	1950	2005	-60.92	-34.55	75	b2245011	1941	1998	-45.73	-22.68
26	ag000177	1959	1998	-57.28	-35.37	76	b2245065	1941	1998	-45.27	-22.22
27	agg00178	1950	2005	-60.88	-35.45	77	b2245066	1941	1998	-45.78	-22.42
28	ag000185	1959	1994	-62.73	-35.97	78	b2245070	1941	1998	-45.62	-22.47
29	agg00192	1937	2005	-64.27	-36.57	79	b2245074	1941	1998	-45.7	-22.05
30	ag000196	1959	1997	-59.83	-36.75	80	b2245077	1941	1998	-45.93	-22.23
31	ag000204	1959	1998	-61.88	-37.43	81	b2852006	1941	1998	-52.78	-28.3
32	ag000206	1959	1998	-62.38	-37.6	82	b2751004	1943	1998	-51.5	-27.17
33	ag000221	1959	1998	-62.17	-38.73	83	b2752006	1943	1998	-52.3	-27.85
34	ag000309	1961	1998	-59.7	-29.18	84	b2852007	1944	1998	-52.75	-28.18
35	ag000335	1959	1998	-65.38	-33.73	85	b2854003	1943	1998	-54.35	-28.03
36	ag000451	1959	1998	-60.82	-31.7	86	b2951022	1943	1998	-51.18	-29.33
37	ag000453	1959	1998	-60.92	-34.55	87	b3152003	1943	1997	-52.7	-31.38
38	ag000470	1903	2005	-58.77	-27.45	88	b2351011	1971	1997	-51.02	-23.27
39	ag000483	1962	1998	-58.23	-26.2	89	b2453003	1972	1997	-53.92	-24.3
40	ag000489	1968	1998	-59.05	-27.45	90	b2553018	1972	1997	-53.02	-25.52
41	ag000490	1959	2005	-60.25	-38.33	91	b2548038	1966	1997	-48.82	-25.5
42	ag087582	1959	2005	-58.42	-34.57	92	uy00PEST	1948	2000	-54.92	-34.91
43	ag087576	1959	2005	-58.53	-34.82	93	uy151220	1964	1999	-56.28	-31.33
44	ag0rioiv	1961	2000	-64.23	-33.12	94	uy151709	1964	1999	-54.3	-32.62
45	ag0dolo	1959	2005	-57.73	-36.35	95	uy152061	1964	1999	-56.78	-33.12
46	ag00mdp	1959	2005	-57.58	-37.93	96	uyrivera	1948	2001	-55.48	-30.97
47	ag00posa	1959	2005	-55.97	-27.37	97	py000068	1950	1999	-60.97	-22.25
48	ag0ceres	1959	2005	-61.95	-29.88	98	Pyencarn	1950	1996	-56.5	-27.14
49	ag000rsp	1959	2005	-60.45	-26.82	99	Pyvilarc	1951	1999	-57.12	-26.38
50	agCONCOR	1963	2005	-58.02	-31.3						

Table I. Stations used in this study.

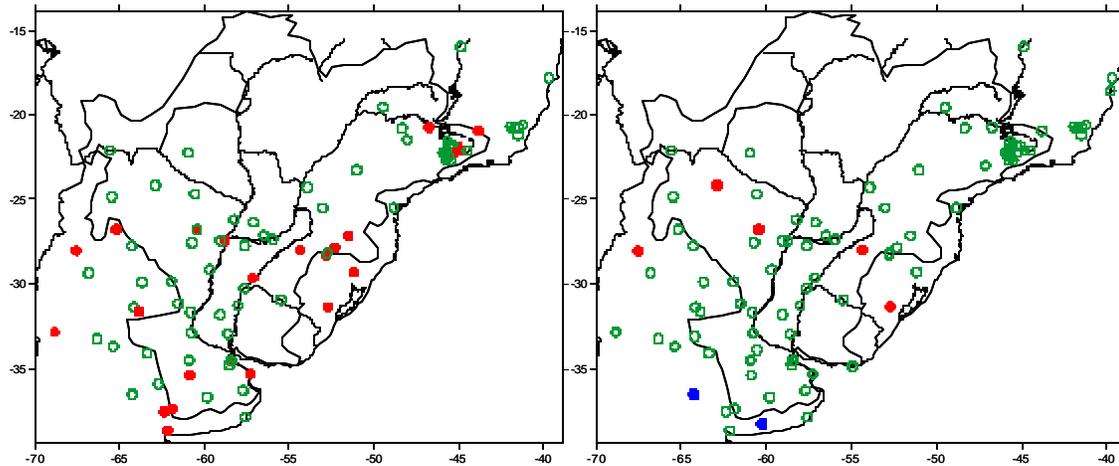


Figure 2. Estimation of annual precipitation trends through the statistic  $Z$ , with a level of confidence of 5%, for the complete period (a) and for the common period of 1959-1998 (b). Red and blue circle indicates positive and negative significant trends respectively.

### 3. CLIMATIC ASPECTS OF LOW FREQUENCIES IN ANNUAL RAINFALL SERIES

One of the most important aspects in understanding rainfall regime behavior is rainfall at low frequencies, as indicated by trends and the aggregate measure of annual precipitation. As can be observed in Figure 2a, during the longest periods of the stations, trends tend to cause an increase in precipitation in southern Brazil, northwestern subregions of Argentina, and the north of the basin.

Using the common period 1959-1998 of the series in the region (in this case was only used the series that satisfy this period length) and studying the results generated by all stations, we observe that fields in Figure 2b are similar, except in the north of the basin, where significant positive trends disappear in some stations. First, it can be observed that the results of both data collection networks are modified in some regions, though this depends on period length chosen. In other words, in both cases, the regions showing significant positive trends are divided into sectors, although they tend to show the effect of period length in the negative ones.

Similar results are seen when analyzing the annual frequency of rainfall days. In this case, changes in

the period length affect specific areas both broadly and regionally.

In Figure 3 the trends at seasonal accumulated precipitation are shown, where different behavior for the different seasons were found. Only a decrease of the summer precipitation is observed in the North region of the basin, near Rio de Janeiro. In the other seasons it's observed increases in accumulated precipitation in the middle and lower basin. This increase mainly in spring seems to be similar to the observed annual trends.

In order to compensate for the lack of details in the annual and monthly studies, in the following step other aspects of the climatology of dry spells were studied.

### 4. CLIMATOLOGY OF THE DRY SPELLS

In order to analyse the series of dry spells for stations with the longest period we select four stations (Campinas (bcampinas), Corrientes (ag000470), Tucumán (ag00tucu) and O.C. Buenos Aires (ag00i156)), we find that these series show little or no persistence and that randomness seems to govern their occurrence (Figure 4). This leads to certain inferences on circulation patterns of dry spells. Analysis of these series shows clearly that most spells last on the order of weeks and that longer spells are uncommon.

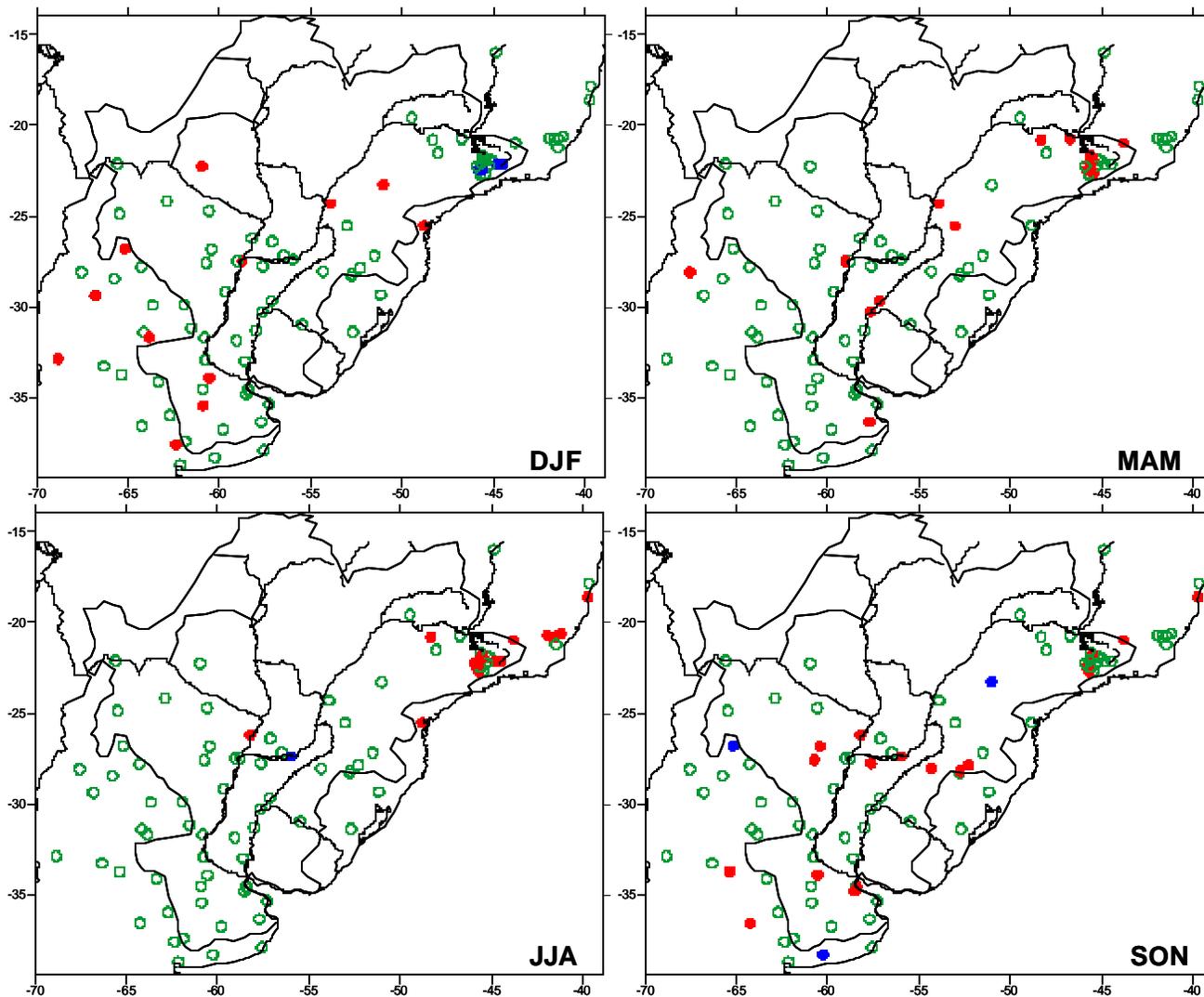


Figure 3. Estimation of seasonal precipitation trends through the statistic  $Z$ , with a level of confidence of 5%, for summer (DJF), autumn (MAM), winter (JJA) and spring (SON). Red and blue circle indicates positive and negative significant trends respectively

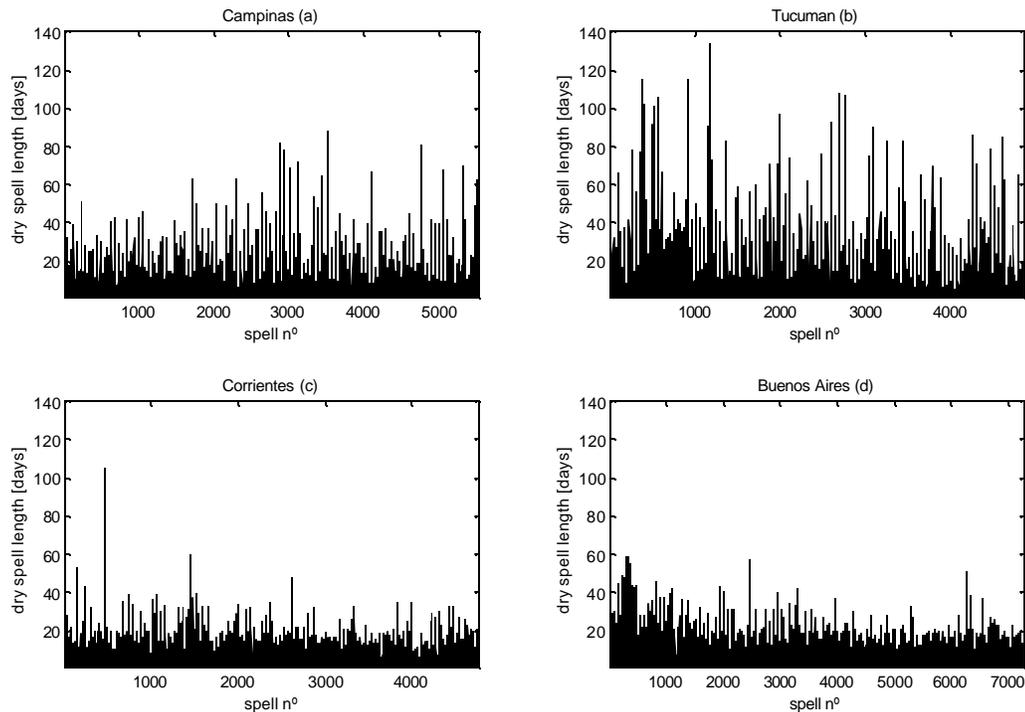


Figure 4. Temporal variations of dry spells length in (a) Campinas, (b) Tucumán (c) Corrientes (d) O.C. Buenos Aires.

In addition, these series of spells show certain climatic characteristics. Tucumán, located in north-western Argentina, for example, presents long-term spells, many of which are due to the climatic regime that causes winter droughts in the region. This implies a need for a more detailed seasonal analysis of this station and the region to which it belongs.

From a regional point of view, the estimation of trends of all dry spells shows a particular field in Figures 5 (a) and (b) for the common and complete periods of each station, which reveals the effects of differences of periods between stations and the effects of these differences on trends arising during the same period. A trend towards a decrease in dry spell length is observed in south-eastern Brazil, Uruguay, and the northern Mesopotamian region, with the exception of a region in southern Brazil that borders Uruguay. The addition of total periods reveals the effect of dry spell length on trends, and it also shows the appearance of negative trends in zones where they did not previously exist. We

deduce that processes between rains in at the last years are shorter, which implies an increase in low frequencies in the series of dry spells.

It is also important to present variation in terms of means and low frequencies of this property, removing high frequencies in order to highlight interannual variability, evidence of climate change, and other phenomena.

For this purpose, Figure 6 presents the series of annual occurrence of dry spells at four reference stations. From the data we deduce that a year with high frequencies implies higher interchange in meridional flow, whereas one with low frequency may represent less but more intense meridional flow.

If the four stations with the longest records of annual occurrence of dry spells are analysed (Buenos Aires, Corrientes, Tucumán, and Campinas). It is possible to see that, unlike in Tucumán and Buenos Aires, in Campinas there is no defined trend in this property. If we take into consideration the findings of Minetti and Vargas

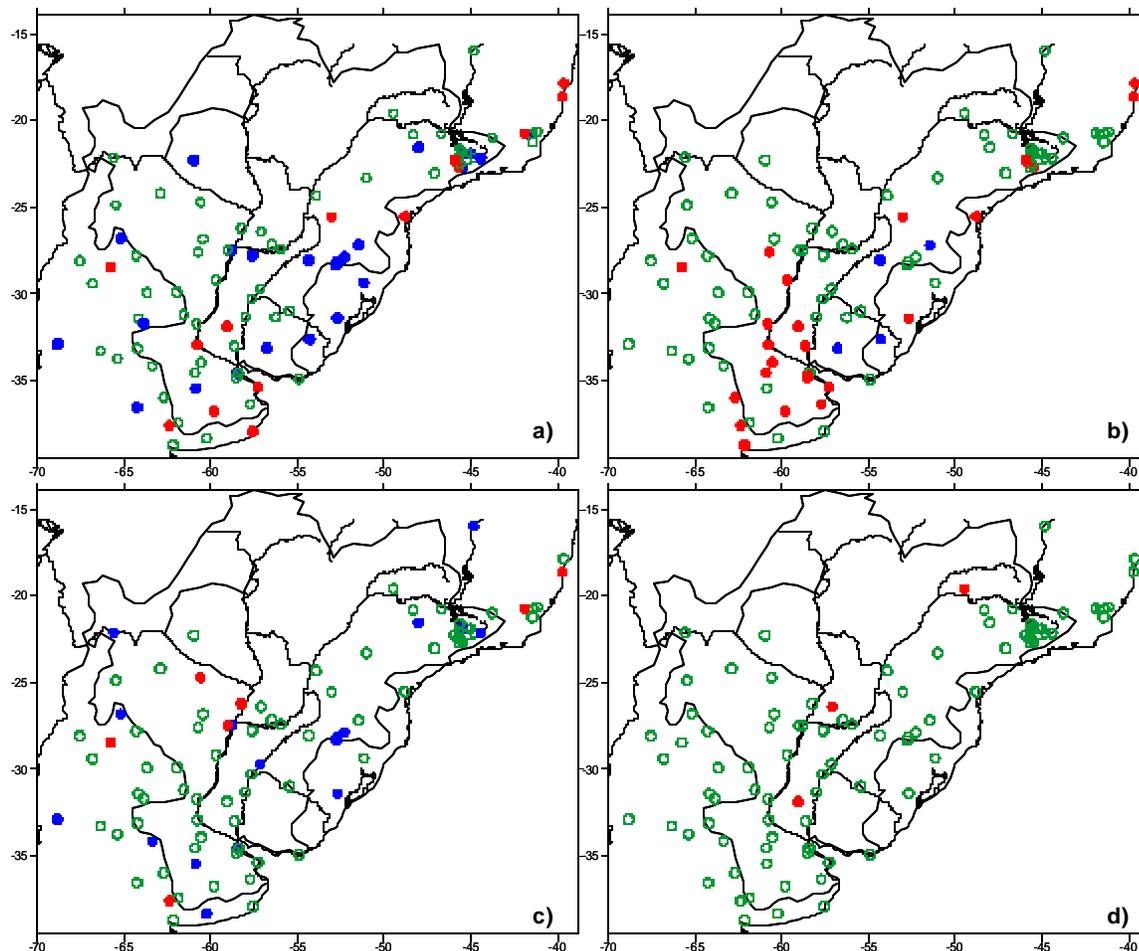


Figure 5. Estimation of the trends of all dry spells by the Z statistic with a confidence level of 5% for the complete period (a) and for the common period 1972-1998 (b) and Estimation of trends of the annual longest dry spell for complete period (c) and common period 1972-1998 (d). Red and blue circle indicates positive and negative significant trends respectively.

(1983) regarding variability between the 1940s and 1960s, we see that in Tucumán and Buenos Aires the cooling effect described in this work is reflected in this parameter, which makes the trend and its estimation more complex. In conclusion, the observation of an increase in the frequency of dry spells, together with no decrease in precipitation, suggests that dry spells should be shorter and more numerous.

If long dry spells imply meridional advection in a wide latitude range, processes in the four stations should be coherent over time. Although this is not shown, this does not occur, which indicates that most more frequent meridional advectations occur in a narrower latitude range than in the region from Campinas (S23°) to Buenos Aires (S34.5°). This

means that deep penetrations of dry air from the north to the south and cold ones from the south to the north in this context are less probable. In addition, there is a closer similarity of regimes between Campinas and Corrientes (S27.4°) than that existing between Tucumán (S26.8°) and OCBA, since spell frequencies are generally higher in OCBA than in Tucumán.

In order to approach the concept of drought (extreme situations of no rain), we found the three longest dry spells per year and their average so as to establish four annual series of so-called meteorological drought.

Figure 7 presents the three maximum dry spells and their average. Dry spell series generally occur randomly at most of the stations, but they present

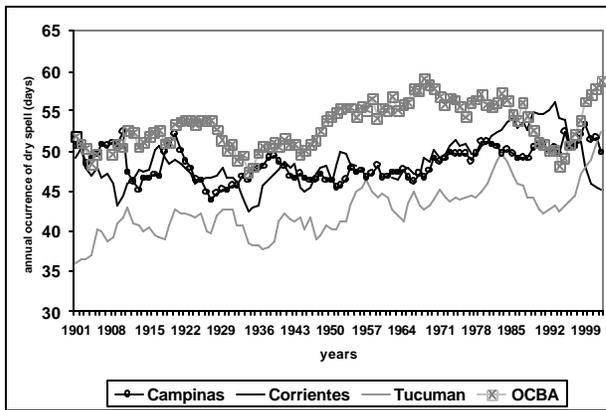


Figure 6. Annual occurrence of dry spells in Campinas, Corrientes, Tucumán, and O.C. Buenos Aires

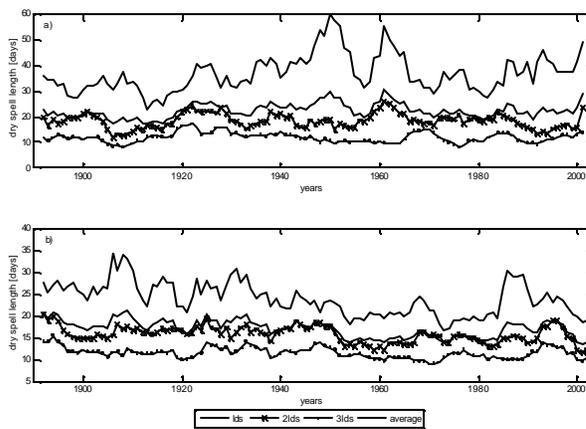


Figure 7. Three longest dry spells per year at Campinas (a) and O.C. Buenos Aires (b). longest dry spell (lds), second longest dry spell (2lds), third longest dry spell (3lds) and its average.

spectral peaks in the lower frequencies, reflecting in some cases the presence of trends (not shown). To analyse the extreme dry spell regionally (Figure 7), we present two stations located in the north and south of the basin to show that long-term dry spells have negative trends, but that maximum spell grouping is different at the stations, with no specific wavelength common to all stations. Extreme dry spells represented by annual maximum dry spells show significant negative trends, especially in south-eastern Brazil, with no sign of positive trends in any part of the region.

This supports an increase in precipitation in the region at the expense of drought occurrence, such as may be observed in Buenos Aires, where the presence of low frequencies over a long period of time (140 years) is significant in the series of the two extreme dry spells, the average of the three absolute maxima and the absolute maxima.

Again, from a regional point of view (Figure 5 c and d), it can be observed that the increase or decrease of annual longest dry spell is determined by well-defined zones. In addition, the existence of a significant dependence on the period, especially when dealing with low frequency oscillations, can be seen at all stations containing records over the longest period (Figure 5c). In this case, this property is very sensitive to the period length, indicating that as the period increases, new negative trends are found. Given the differences entailed by period length, we conducted a methodological analysis on trends and their implications.

The characteristics of wet spells that indicate the beginnings and ends of dry spells are important when modeling dry spells. Wet spells are also closely related to the definition of drought. One association between the meteorological and hydrological droughts can be performed with the array that represent the longest dry spell per year and the accumulated precipitation of the wet spells that occurs before and after the longest dry spells minus the average daily evaporation (10 mm). In figure 8 can be inferred that the wet spells mentioned above have an accumulated precipitation that less than the average daily evaporation. This result suggests in many cases that the meteorological drought can be associated with a hydrological drought.

To complete and expand the analysis, we examine the rainfall and length of wet spells that occur before and after dry spells longer than 15 days. Figure 9 presents the maximum annual dry spells and rainfall associated with wet spells defining the beginning and end of the dry spells. The analysis of all the dry spells longer than 15 days and their associated wet spells reveals that there is no explicit relationship between the wet spells involved, nor is there a relationship between wet and dry spells, as proven by the low significance of the correlation coefficients.

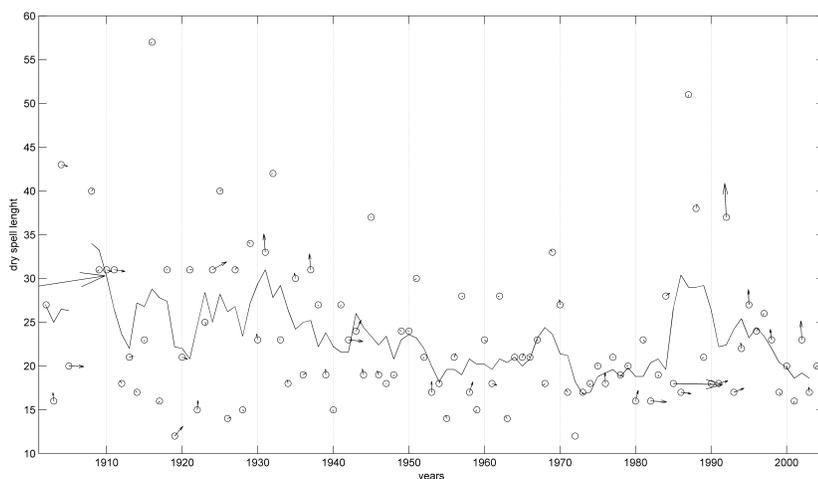


Figure 8. Longest dry spell per year (vertical axis) and the array that represent accumulated precipitation of the wet spells that occurs before (horizontal component) and after (vertical component) the longest dry spells minus the average daily evaporation (10 mm) at Buenos Aires. Both positive/negative components indicating positive negative/balance.

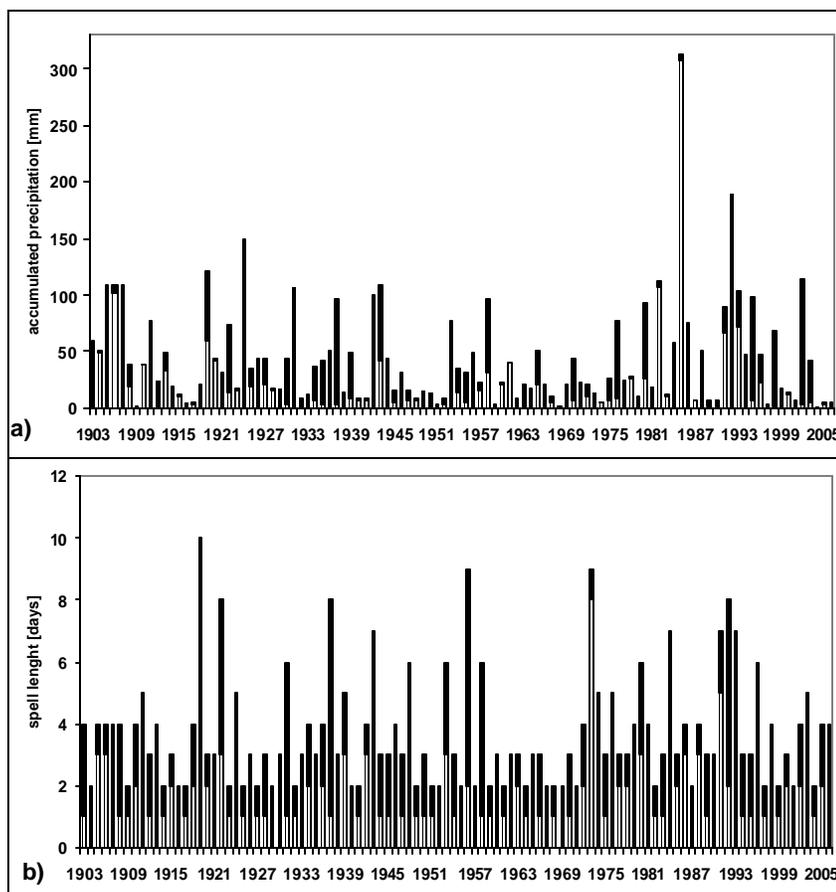


Figure 9. Accumulated rainfall (a) and length of wet spells (b) previous (white) and posterior (black) to the maximum annual dry spells at O.C.B.A.

**5. METHODOLOGICAL ASPECTS IN TREND ESTIMATION**

One of the most important factors in trend estimation is the choice of period over which to calculate the trend. A trend reflects the effect of waves that are longer than the period of estimation; therefore, a trend may be defined as the sum of the effects of low frequency waves in the series with periods longer than the recording period. This implies a restricted definition of trends, particularly when trends are calculated over short periods of time (Vargas et al, 2006). In Figure 10, correlation coefficients are shown for two series located in the extremes of the basin. Lapses of estimation begin with the total period up until the last twenty years of each record. Through the examples of Figure 10, it can be inferred that the correlation coefficient is unstable, which implies the existence of low frequency waves that modify the values and natures of trends in various ways, depending on the period chosen.

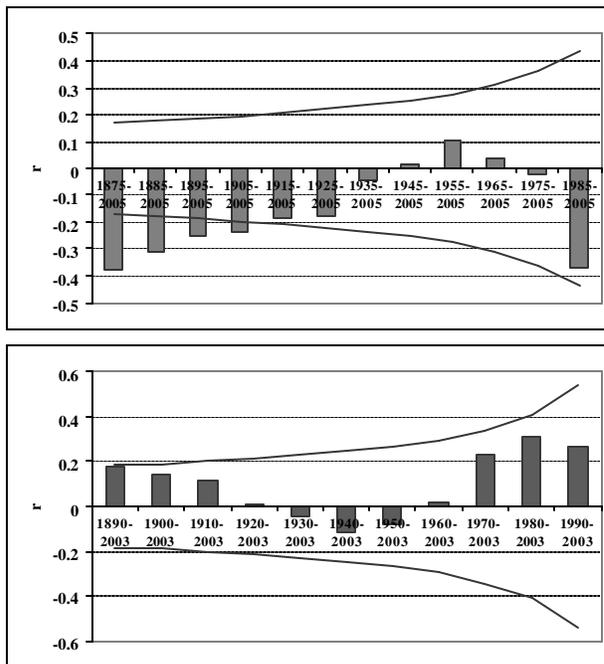


Figure 10. Estimation of linear trends of annual precipitation for different periods in OCBA (a) and Campinas (b) and significant values at 5% (lines). Periods decrease in 10 years from left to right.

This may be due to the fact that in the time period common to the different testing stations there is no

notion of waves with periods larger than the records, and that only fragments of these waves are observed. For this reason, trend values in this work are calculated in two ways: for the same period across all stations and for the total period available at each one of the stations individually.

In this way, another question has to be solved, which is the effect on the trend estimation of some missing information in the series? To do that some modifications over a time series with significant trend and long period were performed over the annual precipitation time series at Buenos Aires:

- a: the z statistic over the complete time series was estimated
- b and c: ten years were subtracted randomly
- d: the five first and last years of the time series are subtracted

The table 2 shown that all Z statistics are significant at 5% confidence level. With this results it's possible infer that the Z statistic maintain its significance if the missing information is less than 10 %. Similar results were found by Vargas et al (2006).

Condition	Z statistic
a	1.57
b	1.63
c	1.67
d	1.16

Table II. Z statistic for the four modifications applied to the annual rainfall time series at O.C.B.A in the period 1908-2002. Values of Z greater than 1 are significant.

**6. ASPECTS OF THE REGIONAL EXTENT OF DRY STATES**

One of the problems concerning drought impacts and risk factors is the affected surface. How well this can be estimated depends on the density of data collection stations. As since this region is not dense, we chose specific parameters of coherence and simultaneity of occurrence between stations to estimate the regional sizes of droughts. For this reason, we studied the occurrence of the most prolonged droughts at each station, as well as the longest drought during each one-year period.



(centred in June and July); in contrast, only a small number of stations reported extreme droughts in the summer or autumn, and practically none in the spring. The results are different for the ending days of extreme droughts; in this case, most ending days occur in the spring. The starting days show a dependence on the annual precipitation cycle, since the minimum of precipitation for most of the region occurs in the winter. We can infer, then, that maximum dry spells tend to interact with variability on an annual scale; in other words, these occur during the monthly minimum of the annual precipitation cycle.

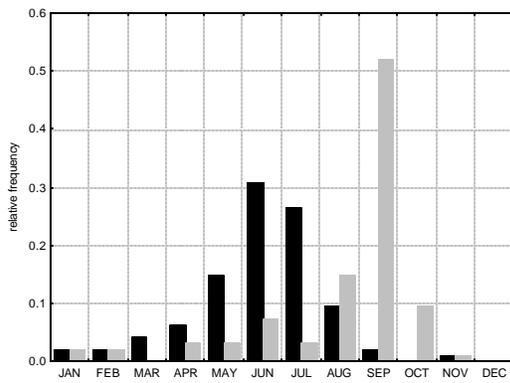


Figure 12. Seasonality of extreme dry spells: starting (black) and final (grey) days

If we consider the entire observation network, despite the gaps in the data collection during certain years, and carry out the same analysis as above for the common period, we note that the 1988 and 1995 droughts show more developed regional characteristics than in the case of the analysis of the common period. This argues that specialized study of those years is needed in order to understand the dominant circulation patterns.

In addition, it is important to note that in considering the five longest spells or the station maximum droughts in the region, only five stations shows two droughts per year. Furthermore, it is implicit that a change in period length may alter the conclusions of the frequency studies.

## 7. DAILY RAINFALL ANOMALIES

One of the problems faced during modeling rainfall anomalies is the definition of *anomaly*.

This is particularly evident when dealing with daily rainfall anomaly series in models to analyze dry spells used in hydrology and agriculture. Figure 13 presents the average of daily precipitation calculated with respect to the average daily rainfall of all the days on record and with respect to the rainfall average of rain days at two stations in the basin.

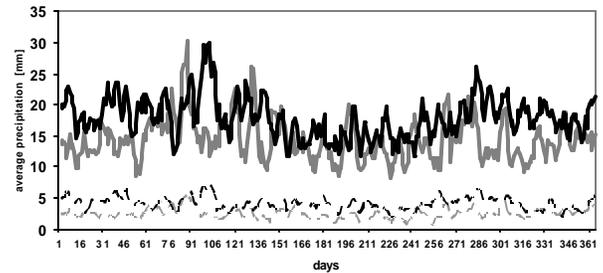


Figure 13. Average of daily rainfall of all the days in the record (dashed line) and with respect to the rainfall average of rain days (solid line) at O.C.B.A. (grey) and Rivera (black).

Small in amplitude, the shape of both annual cycles has a slight trough in winter and peaks in the fall and spring. On the other hand, there is great inter-daily variability. The annual averages of both cycles are between 3 and 12 mm at OCBA, and 4 and 18 mm at Rivera. It must be mentioned that the first series assigns greater importance to the mathematical structure required imposed by the mathematical model, while the second emphasises a physical representation of the rainfall statistic obtained from rainfall values greater than zero. In other words, all the elements in the series should have an equivalent definition. This is fulfilled by the first average, whereas each term in the second average may be the result of quotients with different denominators, or may become a partial series.

We analysed the annual cycles of both daily anomalies: the ones estimated with respect to the average daily rainfall of all the days on record ( $P^*$ ) and those estimated with respect to the rainfall average of rain days ( $P^{**}$ ).

Three regimes of annual rainfall (dry, normal, and wet) are analyzed at OCBA and Rivera to demonstrate the discrimination possible using annual totals, even though the annual rainfall during the dry period is of the greatest interest for this study. The histograms of both anomalies (not shown) are similar, although as expected the main

statistics of the distribution shows some no significant differences in both stations (Table III). The asymmetry reveals that the normal and rainy years are significantly different than the dry years, if  $P^*$  at OCBA is analyzed. Moreover at Rivera the statistics shown opposite behavior. The kurtosis of  $P^*$  is greater than  $P^{**}$ , indicating the effect of the different properties of the averages. The skew towards greater positive values indicates the difference among the regimes (dry, moist, and normal according of a percentile representation of annual precipitation) and is the result almost exclusively of the strength of the events, rather than the increased frequency. Finally, the statistics for both distributions represent different regimes of precipitation at each station.

statistics	dry		wet		normal	
	rain days	total	rain days	total	rain days	total
<b>OCBA</b>						
average	-10.4	-0.8	-7.6	1.9	-9.7	-0.1
Std. Dev.	7.8	6.9	15.3	15.1	9.6	8.9
Asymmetry	2.4	4.5	4.1	4.7	3.6	4.8
Kurtosis	10.8	24.3	22.0	25.6	18.5	25.9
<b>Rivera</b>						
average	-16.9	-3.0	-8.9	5.0	-14.1	-0.2
Std. Dev.	10.0	7.3	22.9	23.4	13.7	12.5
Asymmetry	3.0	7.7	3.7	4.3	3.1	5.1
Kurtosis	22.8	73.4	18.7	22.8	17.5	34.0

Table III. Main statistics of  $P^*$  and  $P^{**}$  for dry, moist and normal years at OCBA (ag00i156) and Rivera (uyrivera).

## 8. EVENTS IN 1988 IN THE US, ARGENTINA AND BRAZIL

The year 1988 was characterized by extreme droughts in regions important for food and power production in the world. These include the prairies in the United States and the Plata Basin, among others. The mechanisms that caused the event in the US will not be described here and were studied in detail by Trenberth and Guillemot (1996), Trenberth and Branstator (1992), Kalnay et al. (1990), Chen and Newman (1998) and Liu, Ting, and H. Wang (1998). The main conclusion can be summarized as follows: “...in 1988 disturbances

were weaker and displaced far enough to the north to avoid most of the moisture source, and the drought was perpetuated by the dry conditions. Consequently, these effects should be viewed as feedbacks that amplify and prolong the response, while from the standpoint of the atmosphere, the anomalous tropical Pacific sea surface temperatures are a notable (but not the sole) external forcing of the patterns...” That drought took place between April and July, as in the Plata Basin, Namias (1991). However, other months in that year also presented multiple, simultaneous events, although total symmetry is not observed in some months. In the case of the southern hemisphere, and more precisely in southern South America, a strong anticyclonic anomaly was observed, and at the hemispheric level, a disturbance in the easterlies. In any case, the Plata Basin event has not been studied in enough detail and deserves greater attention. A strong La Niña event took place in 1988, which may also be the cause of the events studied here, Palmer and Brankovic, (1989).

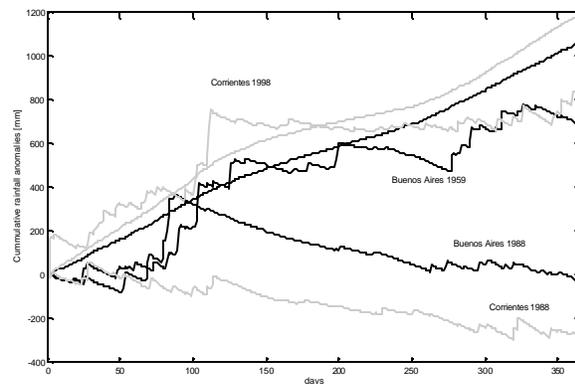


Figure 14. Cumulative rainfall anomalies at OCBA (black) and Corrientes (grey) for wet years (1959, 1998), 1988 and its average (bold lines).

The analysis of the evolution of daily rainfall anomalies in 1988 allows a complete description of this drought, as it allows us to estimate the level of soil moisture in each of the sub-regions represented by the stations mentioned in Figure 14. We observe a balance between losses and inputs until March, although these areas experience water deficit due to evaporation. The balance is not general, since the stations in the province of Buenos Aires recorded a water deficit in February.

Dry spells in the La Plata basin ...

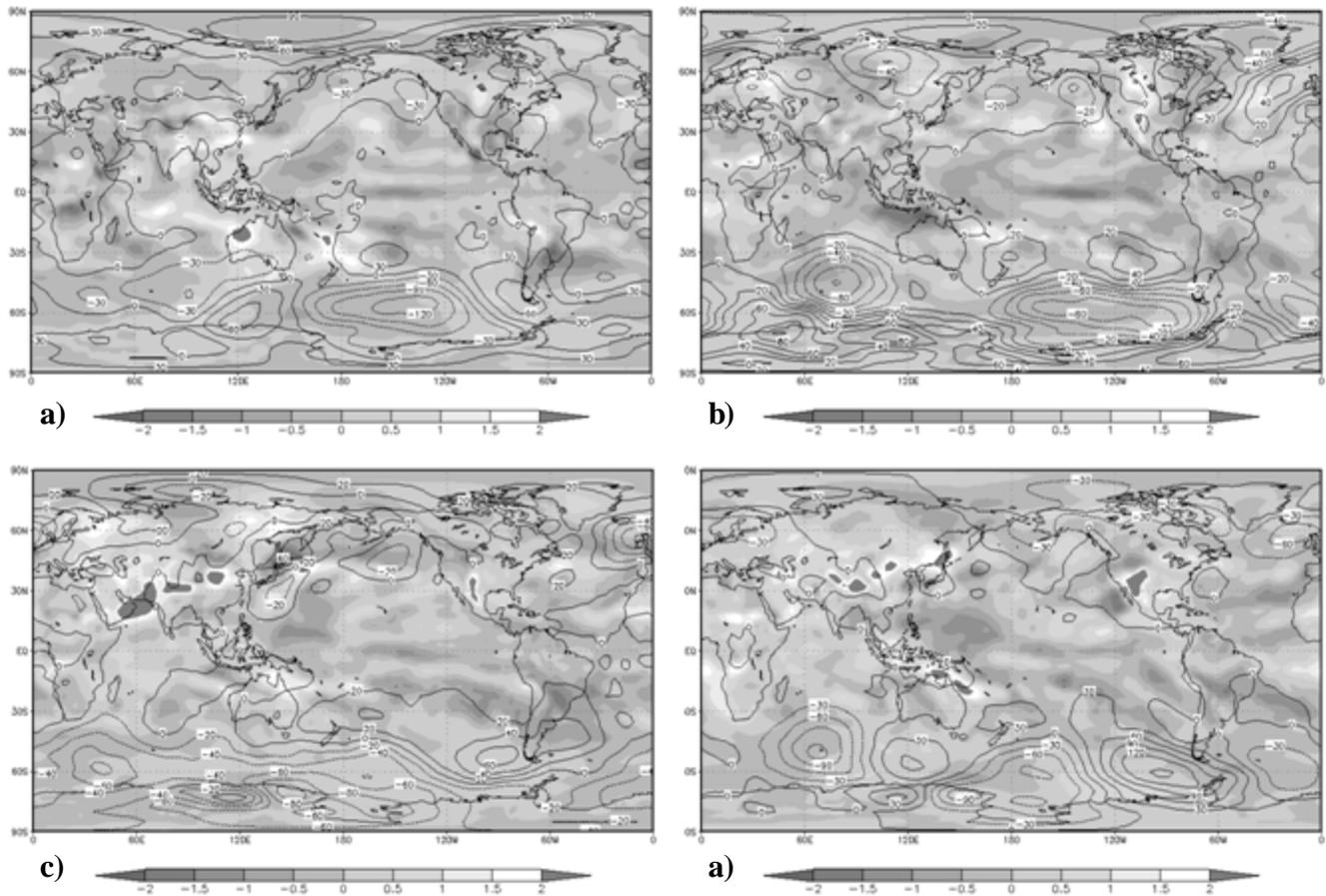


Figure 15. Geopotential height anomalies at 1000 hPa (contours) and specific humidity anomalies at 850 hPa (shaded) in the period May (a), June (b), July (c) and August (d) during the drought of 1988.

One remarkable fact is that the stations in central-eastern Buenos Aires receive a cumulative input of 50 - 300 mm in approximately one week. Generalized soil drying continues from March through nearly the end of the year. This water deficit translates to economic losses in Argentina of more than US\$4 billion.

Circulation at 1000 hPa, from a NCEP/NCAR reanalysis from May through August (Figure 15), reveals a relative coincidence between the positive and/or normal anomalies in the areas mentioned. Although not included here, geopotential height maps, e.g. at 300 hPa, show similar patterns in both regions. This dominance of subsidence makes it possible to infer humidity, radiation, and soil-drying conditions. The same conditions occur in other months of the year, though not all at the

same time. Although not demonstrated here, droughts tend to occur simultaneously during intense La Niña events.

Also Figure 15 provides evidence for these statements by showing specific humidity anomalies for those months of 1988. The significant coincidence in the low specific humidity values in the different regions indicates the low availability of atmospheric water during this event.

This example is mentioned because of the importance of both regions for the production of soybean and other crops, and because the 1988 drought caused losses estimated at tens of millions of dollars in the US and thousands of millions of dollars in the Plata Basin.

## 9. CONCLUSION

The region chosen for this study constitutes, in hydrological terms, one of the most important of the world. However, not always has this region all the necessary detailed information available. With the results of the study, the La Plata Basin counts on a different approach depending on the network, which is partially offset by daily series some of them of great length. The purpose of this study is to provide results, in terms of spells, so as to define droughts in specific conditions as well as to offer syntheses that may be included in models that require it, such as climatic risk estimation, damage attenuation, facilities provision, and management in general. This is visible in several points.

As this is a subject dealing with a very important event, the atmospheric water deficit, an extensive literature exists that exposes a variety of definitions of what is understood by the maximum deficit called drought.

Virtually all of them are conditioned by other systems to which they affect, such as water resources, agrarian and cultural activities. In addition a monthly scale, at a minimum, has been generally chosen to deal with this problem. In each particular case general comparison may be difficult, since data availability, particularly those of soil are not extensive in all countries.

This study shows important characteristics of dry spells and its extreme cases that are necessary for risk estimation in general models of management and for a different elaboration of drought diagnosis, since in this study drought is taken on a daily basis. As a conclusion, it may be said that there is a trend towards a decrease in annual occurrence of dry spells lengths, essentially on the east side of the region. This fact is in accordance with annual precipitation total trends and annual precipitation day frequencies. However, after a methodological trail, it is observed that trends are strongly affected by the length of periods. This implies a lower risk of long-term droughts in the region at expense of an increase in precipitation.

The dominant process for daily scale dry spells is randomness, which has an impact on the low frequencies where synoptic scale processes are included.

Finally there are two inferences that may be relevant: 1. the study of the coherence of extreme dry spell (drought) occurrence shows that these

phenomena occur in subregions reducing the risk of occurrence of one of these events in the entire basin. 2 The extreme dry spell occurrence show a seasonal preference suggesting that there is a slight and complex dependence on the annual cycle of precipitation.

**Acknowledgments.** This research was sponsored by projects UBA X-228 and CONICET PIP 5139.

## References

- Anonymous, 1970. Guide to hydrometeorological practices. WMO 168 T.P. 82, 2nd Edition.
- Caskey J.E., 1963. A Markov chain model for the probability of precipitation occurrence in intervals of various length. *Monthly Weather Rev.* 91, 298-301
- Chen, P., and M. Newman, 1998. Rossby Wave Propagation and the Rapid Development of Upper-Level Anomalous Anticyclones during the 1988 U.S. Drought. *J. Climate*, **11**, 2491–2504.
- Condra, G. E., 1944. Drought, its effects and measure of control in Nebraska. Nebraska University, Conservation and Survey Division, Conservation Bulletin 25.
- Dracup, J. A., K. S. Lee, and E. G. Paulson, Jr. 1980. On the definition of Droughts. *Water Resources Research* 16, no. 2: 297-302.
- Feyerherm A.M and L.D. Bark, 1965. Statistical Methods for Persistent Precipitation Patterns. *J. Appl. Met.* 4, 320-328
- Feyerherm A.M and L.D. Bark, 1967. Goodness of Fit of a Markov Chain Model for Sequences of Wet and Dry Days. *J. Appl. Met.* 6, 770-773
- Gabriel, K. R. and Neumann, J 1962. A Markov chain model for daily rainfall occurrence at Tel-Aviv. *Quart. J. R. Met. Soc.*, 88, 90-95.
- Gringorten I.I., 1971. Modeling conditional probability. *J. Appl. Meteor.*, **10**, 646-657.

- Kalnay, E., Kanamitsu, M. and Baker, W. E. 1990. Global Numerical Weather Prediction at the National Meteorological Center. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* 71,1410-1428.
- Keyantash, J. and J.A. Dracup, 2002. The Quantification of Drought: An Analysis of Drought Indices. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 83 (8), 1167-1180.
- Liu, A.Z., M. Ting, and H. Wang, 1998. Maintenance of Circulation Anomalies during the 1988 Drought and 1993 Floods over the United States. *J. Atmos. Sci.*, **55**, 2810–2832.
- Longley R. W., 1953. The length of dry and wet periods. *Quat. J. Roy: Meteor. Society.* 79, 520.
- Meteorological Drought (Adopted by AMS Council on 23 December 2003), *Bull. Amer. Met. Soc.*, 85
- Minetti, J.L., W.M. Vargas, 1983. El enfriamiento de la década de 1950 en la República Argentina. *Meteorológica*. Vol. XIV. Nº 1–2, 175 - 188.
- Namias, J., 1991. Spring and Summer 1988 Drought over the Contiguous United States— Causes and Prediction. *J. Climate*, **4**, 54–65.
- Palmer, T. N., and C. Brankovic, 1989. The 1988 United States drought linked to anomalous sea surface temperature. *Nature*, **338**, 54–57.
- Hounam, C.E. Burgos, J.J., Kalik, M.S., Palmer, W.C., Rodda, J., 1975. Technical Note No. 138. Drought and Agriculture (Report of the CAgM Working Group on Assessment of Drought). WMO No. 392, 127 pp.
- Trenberth, K. E., and C. J. Guillemot, 1996. Physical processes involved in the 1988 drought and 1993 floods in North America. *J. Climate*, **9**, 1288-1298.
- Trenberth, K. E., and G. W. Branstator, 1992. Issues in establishing causes of the 1988 drought over North America. *J. Climate* **5**, 159-172.
- Vargas W. M., G. Naumann y J. L. Minetti, 2006. Las Tendencias de la temperatura máxima y mínima en Series de Referencia del Sudeste de Sudamérica. Aspectos metodológicos. *Revista de Geografía*, VIII, Nº 10, 67-74.
- Williams C. B., 1952. Sequences of wet and of dry days considered in relation to the logarithmic series. *Quat. J. Roy: Meteor. Society.* 78, 335 91-96

**NOTAS Y CORRESPONDENCIAS**

**EL SISTEMA DE PRONÓSTICO EXPERIMENTAL DEL CENTRO DE INVESTIGACIONES DEL MAR Y LA ATMÓSFERA**

Celeste Saulo<sup>1,2</sup>, Soledad Cardazzo<sup>1</sup>, Juan Ruiz<sup>1,2</sup>, Claudia Campetella<sup>1,2</sup> y Alfredo Rolla<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Centro de Investigaciones del Mar y la Atmósfera (UBA/CONICET)

<sup>2</sup> Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos (FCEyN – UBA)

Buenos Aires, Argentina

saulo@cima.fcen.uba.ar

(Manuscrito recibido el 15 de Enero de 2009; en su versión final el 4 de Mayo de 2009)

**RESUMEN**

Este trabajo documenta las características del Sistema de Pronóstico Experimental del CIMA. Para ello se describen no sólo las componentes de este sistema, sino también se presentan genéricamente cuáles son los productos que se proveen a través de Internet. Asimismo, se discuten diversas alternativas que tienden a que el usuario obtenga más información acerca de la confiabilidad y/o la certeza de los pronósticos. En particular se discuten dos de los productos recientemente incorporados, que son la verificación operativa de la calidad de los pronósticos y los pronósticos probabilísticos de precipitación. Esta divulgación se realiza con el objeto de informar a la comunidad de usuarios potenciales cuáles son las posibilidades que ofrece una herramienta como ésta y para reflexionar acerca de cuáles son las perspectivas para el desarrollo del pronóstico numérico en la Argentina.

**EXPERIMENTAL FORECAST SYSTEM AT THE RESEARCH CENTER FOR THE SEA AND THE ATMOSPHERE**

**ABSTRACT**

This work documents CIMA's Experimental Forecast System. With this purpose, the system's components and a general description of products available through the Internet are provided. Also, several alternatives designed so as to give information on reliability and uncertainty in model forecasts are presented. Most of the discussion concentrates on two recently added products namely the operational forecast verification and the precipitation probability forecasts. This article is intended to bring up to date information of current capability regarding forecast products and also to think about the perspectives of numerical weather prediction in Argentina.

**1. INTRODUCCIÓN**

Desde hace ya varios años existen diversas instituciones en todo el mundo que, si bien no

dirección electrónica: [saulo@cima.fcen.uba.ar](mailto:saulo@cima.fcen.uba.ar)

están a cargo de la provisión de pronósticos operativos, corren modelos numéricos con diferentes finalidades. El Centro de Investigaciones del Mar y la Atmósfera (CIMA) fue el primero en Argentina en tener un pronóstico

operativo experimental a partir del año 1997<sup>1</sup>, cuyos resultados se distribuyeron a través de Internet (Saulo y otros 2000). Esta iniciativa motivó una diversidad de aplicaciones que redundaron en aportes a la docencia, a la formación de recursos humanos, a la investigación y a la colaboración inter-institucional tanto a nivel nacional como internacional.

Una de las actividades inter-institucionales más interesantes que se desprendió de esta actividad, fue el apoyo a la campaña de medición intensiva SALLJEX (Vera y otros 2006) que culminó en un experimento numérico de intercomparación de modelos sobre la región (Paegle y otros 2004). Este experimento mostró que era factible la coordinación de varias instituciones que dispusieran sus salidas en un único lugar, y fue el impulso inicial para la creación del Super Ensamble de Modelos (SMES) que actualmente es administrado por la Universidad de San Pablo (Silva Dias y otros 2006) y constituye una herramienta sumamente valiosa no sólo para la predicción sino también para el desarrollo y la investigación en pronóstico numérico a nivel regional. En la actualidad, desde el sitio web montado para el SMES ([http://www.master.iag.usp.br/ind.php?inic=00&prod=graf\\_phplot](http://www.master.iag.usp.br/ind.php?inic=00&prod=graf_phplot)) se tiene acceso a las salidas de 58 modelos –entre los que participa el del CIMA–, que se diferencian entre sí por el tipo de modelo, las condiciones iniciales, de borde, la resolución, el dominio y/o las parametrizaciones.

A lo largo del período transcurrido desde que se puso en marcha el sistema de pronóstico experimental del CIMA, el mismo ha sido objeto de varios cambios (Saulo y otros 2001; Saulo y Ferreira 2003), de los cuales el más importante fue el reemplazo del modelo LAHM/CIMA (Limited Area Hibu Model versión CIMA), por el WRF (Weather Research and Forecasting, Skamarock y otros 2005) a partir de agosto de 2005. Las razones que motivaron este cambio fueron múltiples, destacándose la libre distribución del WRF, su gran versatilidad, la gran cantidad de usuarios que verifican su funcionamiento en todo el globo y la continua actualización de versiones,

que incluyen los últimos desarrollos, tanto en el módulo dinámico como en el de parametrizaciones. Más allá de lo expuesto, también ha sido fundamental su utilización a nivel local, que permitió realizar los ajustes necesarios para su funcionamiento óptimo sobre la región. Si bien parte de estos ajustes se realizaron para mejorar la versión operativa (Ruiz y Saulo 2006; Ruiz y otros 2007) otros surgieron a partir de la aplicación del modelo a estudios de otra índole (Blázquez 2007; Ferreira 2008; Ruiz 2009), que han reforzado el valor de mantener un contacto permanente entre aplicaciones e investigaciones.

En consonancia con lo antes expuesto, y como parte de la continua actualización de la que es objeto este sistema de pronóstico, se ha desarrollado recientemente un sistema de verificación que funciona en forma operativa, lo cual permite monitorear diariamente la calidad de los pronósticos. Otro nuevo producto consiste en un pronóstico probabilístico de precipitación. Ambos constituyen herramientas únicas en la Argentina y como tales, resulta de interés darlas a conocer en el ámbito de la comunidad meteorológica.

El objetivo de este trabajo es, consecuentemente, documentar las características técnicas del pronóstico experimental del CIMA, mostrar algunos de los productos con mayor potencial para las aplicaciones, su calidad y sus ventajas, y discutir las perspectivas que se presentan para el desarrollo del modelado en alta resolución sobre la región.

## 2. EL SISTEMA DE PRONÓSTICO EXPERIMENTAL

### 2.1 El modelo WRF

El WRF es un modelo de mesoescala desarrollado a partir de un esfuerzo conjunto entre diferentes instituciones estadounidenses entre las que se cuentan el NCAR (National Centers for Atmospheric Research) y el NCEP (National Centers for Environmental Prediction). Este modelo, está disponible libremente en Internet (<http://www.mmm.ucar.edu/wrf/users/>) y está preparado para funcionar sobre una amplia variedad de plataformas. La distribución del modelo incluye además paquetes que facilitan el

<sup>1</sup> El CIMA fue el primer centro en Argentina que tuvo un modelo regional en ecuaciones primitivas del tipo de los empleados por los grandes centros de pronóstico. El Servicio Meteorológico Nacional en aquellos años, ejecutaba un modelo simplificado y no lo distribuía a través de Internet.

pre-procesamiento de los datos, es decir la generación de condiciones iniciales y de borde a partir de diferentes fuentes de datos y el post-procesamiento de los resultados generados. Por otra parte existe un paquete de asimilación de datos que también puede ser descargado y utilizado libremente. La versión empleada para los pronósticos operativos experimentales del CIMA es la 2.2.0.

Básicamente el modelo está estructurado en dos componentes: el núcleo dinámico, que está conformado por la resolución numérica de las ecuaciones, y el núcleo físico, constituido por las diversas parametrizaciones por las que se puede optar para resolver los procesos de escala menor a la representada por el modelo. Para la versión operativa, se emplea el núcleo dinámico ARW (Advanced Research WRF; Skamarock y otros 2005) y las parametrizaciones de los procesos sub-reticulares que se escogieron son las siguientes:

- Parametrización para la convección de Kain-Fritsch (Kain 2004).
- Esquema de Ferrier para la microfísica (Ferrier y otros 2002).
- Tratamiento para la Capa límite de la Yon Sei University –YSU- (Hong y Pan 1996).
- Esquema RRTM para la radiación de onda larga Mlawer y otros (1997) y el tratamiento descrito por Dudhia (1989) para la radiación de onda corta.
- Modelo de suelo NOAH, con 4 capas verticales, para el tratamiento de los procesos de superficie (Chen y Dudhia 2001).

La versión operativa se corre sobre dos dominios anidados en ambas direcciones: el primero, con resolución de aproximadamente 60 km (111x102 puntos), cubre prácticamente toda Sudamérica (ver Figura 1). El segundo, con una resolución de 20 km, abarca el litoral y la pampa húmeda argentina (103x52 puntos). La proyección que se emplea es conforme Lambert, la resolución vertical es de 27 niveles en coordenadas sigma-p; el paso de tiempo es de 300 segundos para la retícula de baja resolución y de 100 segundos para la de alta resolución.

## 2.2. Características técnicas del sistema operativo y datos que se emplean en la verificación

Desde agosto de 2005, se corren 2 ciclos de pronóstico por día, uno inicializado con los datos de las 0000 UTC y otro con los de las 1200

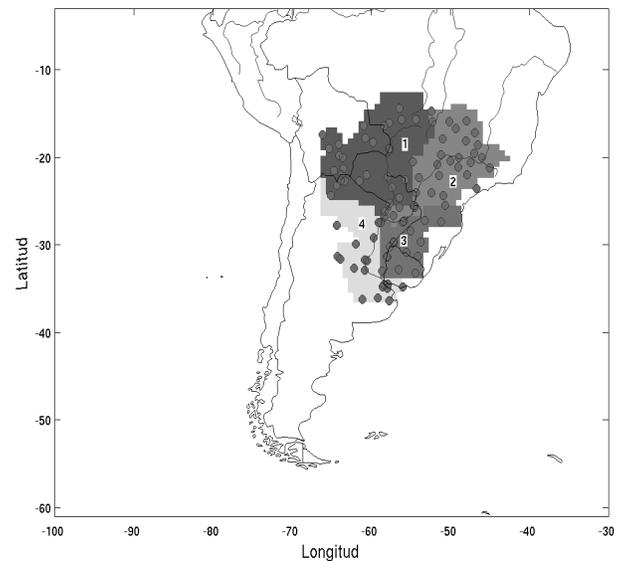


Figura 1: Dominio de integración del sistema de pronóstico WRF/CIMA. Sombreado: subcuencas dentro de la Cuenca del Plata sobre las cuales se calcula el pronóstico de precipitación media areal. Los círculos llenos indican la ubicación de las estaciones del GTS que se utilizan para verificar los pronósticos.

UTC. En ambos casos se generan pronósticos con un plazo de 72 hs. Las condiciones iniciales y de contorno para el WRF se obtienen a partir del Global Forecast System (GFS, Campana and Caplan 2006), cuyas salidas se encuentran en el sitio web del NCEP -ftp.prdd.ncep.noaa.gov-. Los archivos correspondientes al análisis (condición inicial) y a los pronósticos cada 6 horas necesarios para proveer las condiciones de borde, se hallan disponibles a partir de las 0500 UTC y las 1700 UTC respectivamente, y la transferencia de estos datos consume aproximadamente media hora. Si bien la resolución con que corre el GFS es aproximadamente de 35 km (resolución espectral T382 con una resolución vertical de 64 niveles), las salidas globales se encuentran disponibles con 0.5° ó 1° de resolución horizontal. Desde el 2 de febrero de 2008, el sistema de pronóstico del CIMA emplea las condiciones iniciales en la resolución más alta, en tanto que mantiene la menor resolución para las condiciones de borde, con el objeto de optimizar el proceso de transferencia. Una vez recibida la información, el

tiempo de proceso del modelo para alcanzar un pronóstico de 72 hs con el dominio y la resolución descriptos en la sección 2.1, es aproximadamente 3 hs y media en una PC con un procesador Intel Pentium 4 3.00GHz y 512 Mb de memoria RAM.

La generación de los diversos productos que se exhiben en la página web se apoya fundamentalmente en el post-procesamiento de las salidas cada 3 horas. Toda la información que se produce en cada ciclo es almacenada para poder realizar estudios de verificación a posteriori. Sin embargo, como se señalara en la introducción, hay un conjunto de variables que se verifican en forma operativa. Para ello, se almacenan los análisis del GFS empleados para la inicialización del modelo y también los datos del GTS (Global Telecommunication System) que se obtienen vía internet del Climate Prediction Center (CPC). Estos datos están disponibles recién 4 días después del último pronóstico generado localmente, por lo que se produce una limitación en el tratamiento de la validación. De todas maneras, esta no representa una restricción severa, dado que existen otras alternativas para la obtención en tiempo real de esta información y, es probable que esto se modifique en un futuro próximo.

En el caso de la precipitación, los datos del GTS consisten en valores acumulados diarios (desde las 12 UTC de un día hasta las 12 UTC del día siguiente) en puntos de estaciones, que totalizan 344 datos diarios en el dominio de integración. Para el cálculo de los índices de acierto que se discuten en la sección siguiente, las salidas del modelo WRF deben interpolarse a esos mismos puntos, para lo cual se ha optado por tomar el punto de retícula del WRF más cercano a la estación correspondiente. También se verifican los pronósticos de lluvia comparándolos con las estimaciones de precipitación CMORPH (Climate Prediction Center Morphing Technique, Joyce y otros 2004) que están disponibles un día después de cada pronóstico en [http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/janowiak/cmorph\\_description.html](http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/janowiak/cmorph_description.html). Para utilizar estos datos en la verificación, dado que su resolución es mayor que la de nuestro sistema de pronóstico (0.125° en la versión aquí empleada), se los interpola a los puntos de retícula del modelo WRF mediante una técnica de promedio por rectángulos de retícula. Esta técnica consiste en tomar el rectángulo correspondiente al área representada

por un punto del retículo del modelo, centrado en este mismo punto. Todas las estimaciones CMORPH que estén dentro de ese rectángulo, son promediadas y es este valor medio el que se compara con las salidas del modelo en dicho punto de retículo.

## 2.3 Productos disponibles

La página cuenta con información básica que permite realizar análisis del estado de la atmósfera a distintos plazos. La misma se presenta en forma de campos centrados sobre la Argentina - que pueden animarse-, y el usuario puede elegir entre diferentes combinaciones de variables y niveles atmosféricos. Asimismo, se proveen vistas ampliadas sobre el Río de la Plata y en el Centro-Este de la Argentina. Otra forma de presentación empleada en la página es la de meteogramas por puntos geográficos, donde se despliegan diversas ciudades, incluyendo varias de Paraguay, a pedido de la Universidad de Asunción. También se encuentran disponibles perfiles verticales pronosticados para algunas ciudades de Argentina, que incluyen el cálculo de los índices de inestabilidad más utilizados.

En la introducción, se mencionaron los productos que recientemente se han incluido en la página con la finalidad de aumentar el valor de la información que se provee a partir de un pronóstico numérico. Uno de ellos es el monitoreo continuo de la calidad de los pronósticos de distintas variables, cuyos resultados se muestran en las secciones siguientes.

### 2.3.1 Verificación de los pronósticos de precipitación

Para la verificación de los pronósticos cuantitativos de precipitación, se calcula el índice de acierto areal ETS (Equitable Threat Score, Schaefer 1990; Hamill 1999) que tiene en cuenta los aciertos, pero también incorpora información sobre las falsas alarmas, las sorpresas –es decir los casos en que el fenómeno no se pronosticó pero ocurrió- e identifica qué porcentaje de los aciertos podrían haberse dado por azar. La cantidad de aciertos que se dan por azar depende de la climatología de la región considerada y de la

cantidad de veces que el modelo pronostica la ocurrencia del evento. El índice ETS varía de  $-1/3$  a 1, siendo 1 el valor ideal. También se calcula el sesgo (nos referiremos al mismo como BIAS, por el uso generalizado que se hace del vocablo en inglés) que es la relación entre la frecuencia pronosticada para un determinado umbral y la frecuencia observada de dicho umbral. Es decir, que varía entre más infinito a 0, siendo 1 el valor óptimo. Para el cálculo de ambos estadísticos se definieron los siguientes umbrales de precipitación: 1.01 mm, 2.54 mm, 6.35 mm, 12.7 mm, 25.4 mm, 38.1 mm y 50.8 mm. Estos índices son los más frecuentemente empleados por los centros operativos para evaluar la calidad de los pronósticos cuantitativos de precipitación (ver, por ejemplo Ebert y otros 2007 y las referencias allí citadas).

Cabe destacar que una de las condiciones para que estos índices representen correctamente la calidad del pronóstico cuantitativo de precipitación, es que se apliquen sobre regiones en que la precipitación tenga un comportamiento "homogéneo". Una descripción de los diferentes regímenes en términos de la frecuencia de ocurrencia de diferentes umbrales de precipitación sobre Argentina, se puede encontrar en Robledo (2007). Sobre una región como la del dominio de este sistema de pronóstico, la consideración de la inhomogeneidad, implicaría la subdivisión del área de verificación en muchas subregiones, según los regímenes de lluvia dominantes. Esto conduciría a una reducción significativa de la cantidad de datos que participan de la verificación y consecuentemente, a una pérdida de confiabilidad de los índices. Como solución de compromiso a esta limitación, se han definido dos regiones, una al norte y otra al sur de  $20^{\circ}\text{S}$ , lo que al menos garantiza una distinción básica entre la precipitación de tipo tropical de aquella asociada a sistemas baroclínicos. Complementariamente, en todos los casos se informa la cantidad de datos que participan de la verificación, para que el usuario pueda juzgar la robustez de cada índice según el área y el umbral de precipitación. En general, son muy pocos los datos disponibles para evaluar los umbrales por encima de 25.4 mm.

Si bien en la página se muestran ambos índices, para cada región y para los pronósticos a 24-48 y 72 hs, calculados sobre los últimos 60 días en que se cuenta con datos para la verificación, se

consideró de interés mostrar aquí el desempeño promedio que tuvo el WRF entre el 1 de enero de 2006 y el 31 de diciembre de 2007. En la Figura 2, que muestra el BIAS, se nota que el modelo presenta errores sistemáticos que se evidencian por una sobreestimación de la cantidad de puntos en que se pronosticaron lluvias mayores a 1 mm respecto de la cantidad de puntos en que esto realmente se observó. Este error es más marcado cuando se compara al modelo con las estimaciones CMORPH y presenta un ciclo anual, siendo mayor en los meses fríos. Esta sobreestimación también se observa en umbrales intermedios, y el problema es más evidente en la región sur. El error se atenúa cuando se compara al modelo con los datos del GTS, aunque persiste un comportamiento semejante. En los restantes umbrales, el modelo presenta un desempeño satisfactorio, excepto para la zona norte (comparada con CMORPH), en que hay una señal clara de subestimación de altos umbrales particularmente en invierno. Cabe destacar que el valor alto del BIAS en los meses de marzo y abril para el mayor umbral resulta de la falta de datos para la verificación. Los errores discutidos aumentan con el plazo de pronóstico (no mostrado). De todas maneras, los valores del BIAS obtenidos aquí son comparables, por ejemplo, con los documentados por García Skabar (2008) quien empleó el modelo RAMS en verano.

La Figura 3 muestra el comportamiento del ETS. En términos generales, el valor máximo que adquiere este índice es de 0.2, que es relativamente bajo, aunque dentro de los rangos obtenidos en estudios previos (García Skabar 2008). Hay importantes diferencias en el ETS al comparar regiones y también al tomar como referencia distintos conjuntos de datos. Por ejemplo, en relación al CMORPH, la región sur presenta una tasa de acierto sensiblemente mayor que la norte, particularmente en umbrales intermedios. En cuanto a la validación respecto al GTS, la respuesta en las dos regiones se asemeja más y no se observa un ciclo anual en la calidad del pronóstico de precipitación.

Si bien estos índices son empleados en todos los centros de pronóstico, es necesario ser cautelosos a la hora de extraer conclusiones. En primer lugar, resulta llamativa la diferencia del comportamiento del índice cuando se emplean distintos conjuntos de datos. En segundo lugar, la inhomogeneidad en términos de distribución

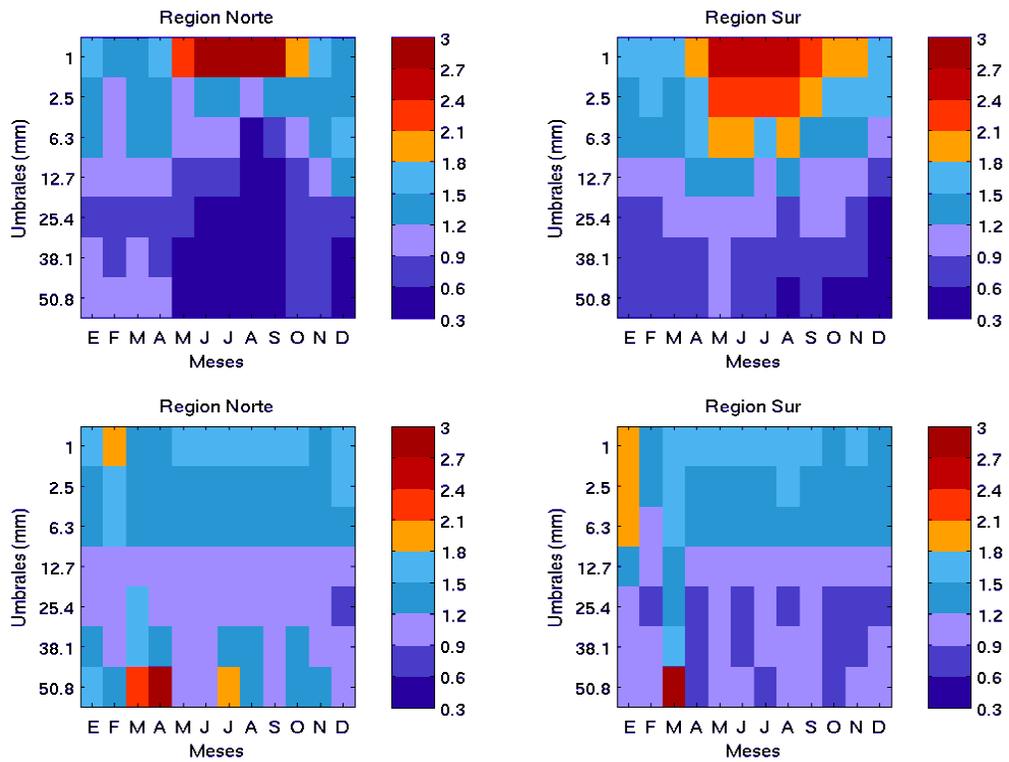


Figura 2: Variación anual del BIAS areal de los pronósticos de precipitación de 24 hs, para los diferentes umbrales de precipitación considerados y sectorizados para la región situada al norte de 20°S (paneles de la izquierda) y al sur de 20°S (paneles de la derecha). Paneles superiores: BIAS areal con respecto a las estimaciones CMORPH. Paneles inferiores: BIAS con respecto a los datos de precipitación del GTS

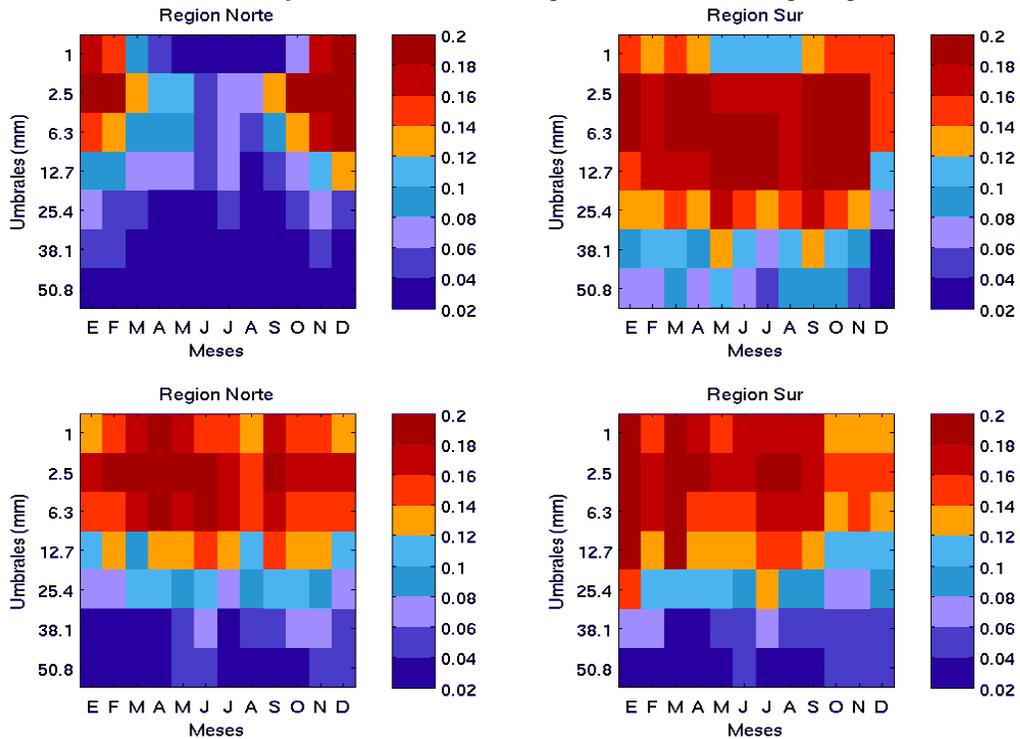


Figura 3: ídem figura 2 pero para el ETS

espacial de la información y de los regímenes de lluvia, son fuertes limitantes para la aplicación (y la confiabilidad) de los mismos.

Finalmente, los umbrales más altos de precipitación se dan con muy poca frecuencia, con lo cual el conjunto de datos es muy poco representativo. La verificación objetiva de los pronósticos cuantitativos de precipitación constituye un problema complejo, objeto de continuas revisiones por parte de los expertos. La tendencia general es a mostrar diversidad de índices, que sean de utilidad para distintos usuarios.

A continuación se muestra otra alternativa para validar el pronóstico de precipitación, en relación con otro tipo de objetivo: el uso de pronósticos de precipitación acumulada para la hidrología. La cantidad de lluvia caída sobre una cuenca es de interés, por ejemplo, para establecer si hay algún riesgo potencial de exceder los umbrales críticos para que se produzca una inundación en esa cuenca. Con el objeto de explorar esa aplicación, se realiza cotidianamente la integración de la lluvia que cae en 24 hs. sobre la Cuenca del Plata y se muestra su evolución durante el último mes. La Figura 1 muestra el área de la Cuenca del Plata así como también las cuatro subcuencas sobre las que se realiza el mismo cálculo.

	Cantidad de datos GTS	Cantidad de datos CMORPH
<b>Subcuenca 1</b>	29	300
<b>Subcuenca 2</b>	32	218
<b>Subcuenca 3</b>	18	124
<b>Subcuenca 4</b>	19	163
<b>Cuenca Total</b>	98	805

*Tabla I. Cantidad de datos GTS y CMORPH que participan en cada validación.*

La verificación de la cantidad de agua caída sobre una cuenca tampoco es sencilla, y en el caso particular de la Cuenca del Plata, es aún más compleja por la falta de datos observacionales comparados con la cantidad de puntos donde el modelo predice precipitación. Con el objeto de monitorear este producto se realizan dos verificaciones diferentes: una, en la cual se compara la precipitación medida a partir de las

estaciones del GTS que existen en la cuenca con la precipitación pronosticada por el modelo en el punto más cercano a esas estaciones. La otra, se realiza mediante el cálculo de precipitación pronosticada areal que incluye todos los puntos de retículo del modelo contenidos en la cuenca o subcuenca. Este valor, se compara con las estimaciones del CMORPH, a las que se las llevó a la misma resolución que el modelo como se explicó en la sección 2.2. En ambos casos, se muestra la evolución temporal durante el último mes en un gráfico donde se incluyen los pronósticos a distintos plazos, la precipitación observada en estaciones y la estimada a partir del CMORPH. La Tabla I incluye la cantidad de datos que participan diariamente de una y otra validación, y evidencia las grandes limitaciones que se tienen para trabajar con la variable precipitación sobre estas subcuencas.

La Figura 4, muestra los pronósticos y las observaciones de la precipitación media areal entre los días 26 de octubre y 27 de noviembre de 2008. En esta figura, para evitar los saltos abruptos propios de la variable, se ha aplicado un promedio pentádico móvil. Lo primero que se observa es que la cantidad de lluvia es menor que la observada si se toma como referencia el GTS: las diferencias entre los conjuntos de “datos observacionales” puede alcanzar un orden de magnitud. Asimismo, se puede identificar el impacto del empleo de una u otra estrategia –es decir, la verificación con datos GTS y la verificación con estimaciones CMORPH- para informar cuál es el promedio areal. Cuando sólo se toman los puntos cercanos a las estaciones, el pronóstico de precipitación es una cantidad menor, en tanto que este número aumenta cuando se utiliza toda la información disponible en la cuenca. Fuera de lo expuesto, se nota que el modelo acompaña razonablemente la evolución del campo de precipitación, sobreestimando la cantidad de lluvia respecto del GTS y subestimándola respecto del CMORPH, salvo en la segunda parte del período, en que hay días donde el modelo pronostica más cantidad de lluvia que la observada. Este comportamiento es consistente con el discutido en relación al BIAS, que indicaba una sobreestimación en los pronósticos para umbrales bajos e intermedios. En general, el pronóstico a 24 hs es más cercano al

comportamiento observado en la mayor parte de los días.

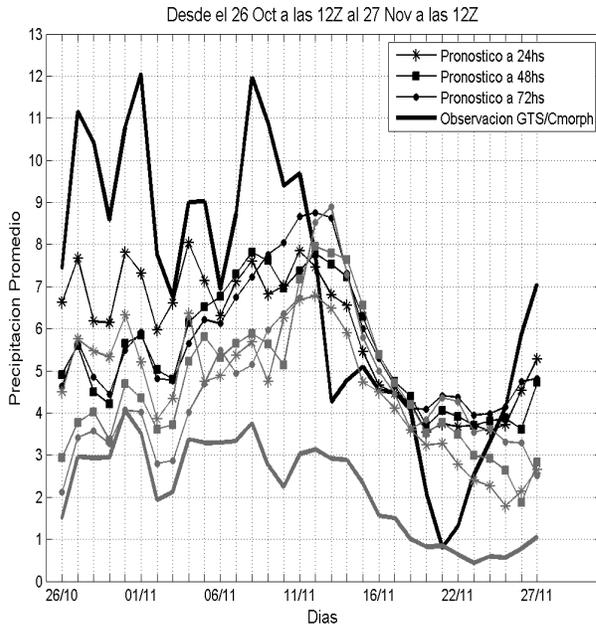


Figura 4: Valores medios pentádicos móviles para la precipitación acumulada diaria promediada en el área de la Cuenca del Plata. Las líneas negras corresponden a los distintos pronósticos comparados con la estimación CMORPH (ver referencias para cada curva en la figura). Las líneas grises corresponden a los pronósticos y observaciones correspondientes a los puntos de estaciones que integran la cuenca.

### 2.3.2 Verificación de otras variables

Con el fin de no duplicar la información disponible en Internet a partir del sitio del SMES, la verificación con respecto a datos observacionales de temperatura, temperatura de rocío y viento que se incluye en la página del WRF/CIMA, es una selección obtenida a partir de una gran variedad de gráficas que pueden extraerse en forma interactiva de la página del SMES. El objeto de esta selección es de índole práctica, ya que simplifica el monitoreo del modelo WRF/CIMA sobre varias estaciones de Argentina.

Complementariamente a la verificación con datos de superficie, se realiza un control de la calidad de las simulaciones en relación con el análisis operativo del NCEP para un conjunto

diverso de variables y niveles, que se muestra para la quincena más reciente. La estructura espacial de los errores se monitorea a partir de la raíz del error

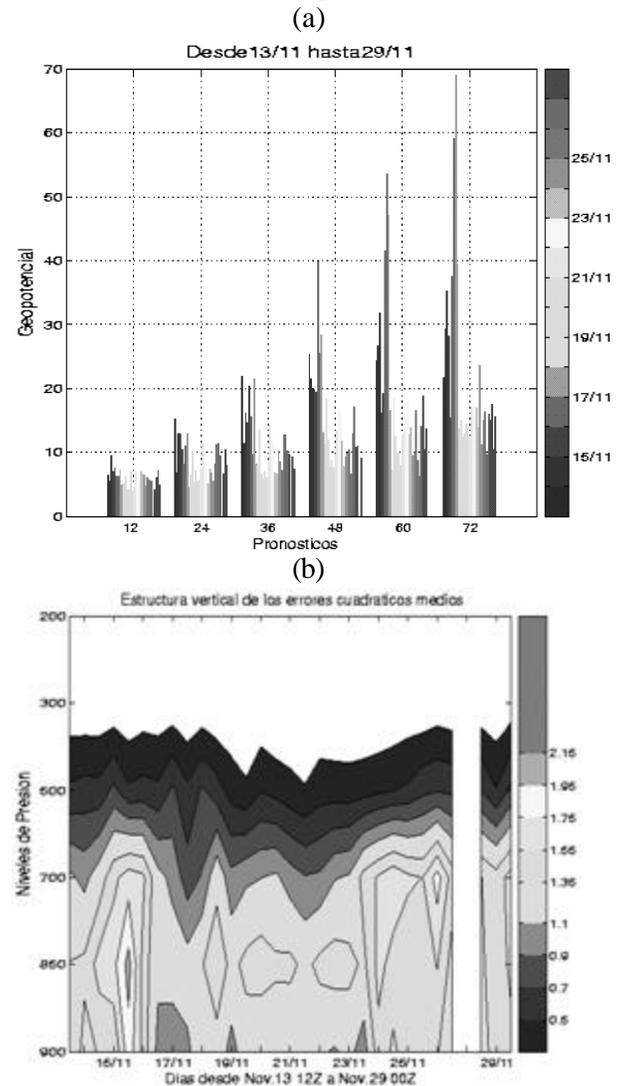


Figura 5: a) RMSE de los pronósticos a distintos plazos de altura geopotencial en 500 hPa (en m), promediados sobre la región centro-este, para cada uno de los días entre el 13 y el 29 de noviembre de 2008. b) ídem a) pero para el pronóstico a 24 hs de humedad específica (en g/kg) en todos los niveles.

cuadrático medio (RMSE) y del sesgo (BIAS), promediados sobre los últimos 15 días, en tanto que para seguir la evolución de los errores con el tiempo y su estructura vertical, se realizan promedios areales del RMSE sobre todo el dominio y también sobre la región centro-este. La Figura 5 incluye un ejemplo de este tipo de

información para el período del 13 al 29 de noviembre de 2008. El hecho de mostrar la evolución para varios días presenta la ventaja de reconocer fechas en que la predicción resulta más difícil, tal como surge de los mayores errores que caracterizan a los pronósticos de altura geopotencial de 500 hPa entre el 13 y el 17 de noviembre, que también se puede identificar por un mayor error de la humedad específica debajo de 700 hPa y de la componente meridional del viento en 850 hPa.

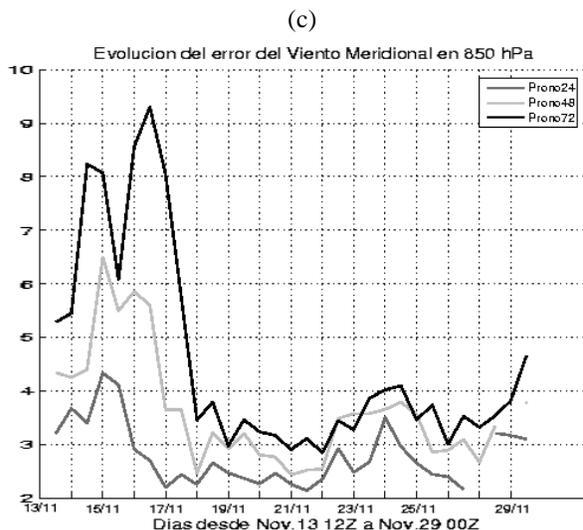


Figura 5: Continuación. c) ídem a) pero para los pronósticos de la componente meridional del viento (en  $ms^{-1}$ ) en 850 hPa.

### 3. EL PRONÓSTICO PROBABILÍSTICO DE PRECIPITACIÓN

La naturaleza caótica de la atmósfera limita la posibilidad de obtener pronósticos determinísticos con plazos mayores a 10-15 días. No obstante, dadas las continuas mejoras en los modelos y la introducción de los pronósticos por ensambles, se ha logrado aumentar sensiblemente el plazo límite debajo del cual una predicción resulta de utilidad. Entre otras aplicaciones, los pronósticos por ensambles permiten obtener información sobre la incertidumbre de los mismos que se puede expresar, por ejemplo, a partir de pronósticos probabilísticos para diferentes variables. En particular los pronósticos probabilísticos de lluvia son de mucho interés debido a la importancia de obtener información

sobre la evolución futura de esta variable y el alto grado de incertidumbre asociado a la misma.

¿Sobre qué fundamentos se asienta el empleo creciente de esta herramienta?. En forma sintética se puede enumerar lo siguiente:

- ✓ Los métodos objetivos para la obtención de pronósticos probabilísticos son una manera eficiente de incorporar la incertidumbre de la previsión dentro de la información que se le provee al usuario final.
- ✓ Una de las grandes ventajas de los pronósticos probabilísticos por sobre los determinísticos es que pueden adecuarse a las necesidades de los distintos usuarios, más específicamente a los costos de protección y pérdidas asociadas con cada tipo de evento y cada actividad en particular. Por ejemplo, si la pérdida asociada a un fenómeno es potencialmente importante para un usuario, entonces el mismo podrá tomar una acción preventiva aún cuando la probabilidad pronosticada es baja, mientras que un usuario para el cual el mismo fenómeno le ocasiona una pérdida menor, probablemente le convendrá tomar una acción preventiva cuando la probabilidad de ocurrencia del fenómeno es mayor (Zhu y otros 2002; Roebber y Bosart 1996).
- ✓ Para que se pueda sacar el máximo provecho de las propiedades antes mencionadas, es fundamental que los pronósticos probabilísticos sean confiables en el sentido estadístico, es decir que las probabilidades pronosticadas sean cercanas a las frecuencias observadas cada vez que un cierto valor de probabilidad es pronosticado. Por lo general, para que esto se verifique, es necesario realizar un proceso de calibración de los pronósticos. Para llevar adelante la calibración existen diversos algoritmos, como por ejemplo los descritos por Hamill y Colucci (1998), Mc Lean y otros (2007) entre otros.
- ✓ La calibración depende de la región (tipo de régimen prevalente de la variable a calibrar) y para ser robusta requiere de una mínima cantidad de datos. En el caso de la precipitación, se necesitan al menos 1000 observaciones para generar estadísticas estables. Esto representa unos 20 días si se toma como referencia la red de datos del GTS

que hay en Sudamérica. Este período que se reduce sensiblemente si en lugar de datos observados se emplean estimaciones de satélite.

- ✓ Existen técnicas que permiten obtener pronósticos probabilísticos confiables a partir de pronósticos determinísticos, es decir, de una única corrida (Gallus y Seagal 2004). Estos presentan una performance comparable con la obtenida a partir de pronósticos por conjuntos, sobre todo para plazos comprendidos entre 24 y 48 horas. Para plazos mayores, las ventajas del pronóstico por ensambles se incrementan gradualmente.

Con la finalidad de explorar las ventajas de este tipo de estrategia en la generación de pronósticos a corto plazo sobre nuestra región, se han realizado un conjunto de trabajos, entre los que pueden citarse: Ruiz y otros 2006; 2008 y 2009. Estos estudios constituyen la base para la implementación operativa del pronóstico probabilístico de precipitación que hoy se exhibe en la página del CIMA y cuyos detalles se describen a continuación.

### 3.1 Aspectos técnicos del pronóstico probabilístico de precipitación

Este desarrollo se aplica a dos conjuntos de datos: los pronósticos de precipitación acumulada de 24 hs, disponibles a partir de la diversidad de modelos que constituyen el SMES y los correspondientes al ciclo de las 12 UTC, generados con el modelo WRF/CIMA. Los datos del SMES son obtenidos vía Internet y están disponibles recién a las 03 UTC del día siguiente al que se realiza el ciclo de pronóstico local. Estos pronósticos vienen dados en puntos de estaciones para toda Sudamérica, pero sólo se utilizan aquéllos que se encuentran dentro del dominio del WRF/CIMA. Esto reduce sensiblemente la cantidad de miembros disponibles, que es de aproximadamente 19. El lector podrá dirigirse a Ruiz y otros (2009) para encontrar todos los detalles técnicos de las calibraciones y de los diversos algoritmos empleados para computar estos pronósticos.

Cabe destacar que las calibraciones se realizan dividiendo el dominio del modelo entre dos zonas (una al norte y otra al sur de 20°S), con

el objeto de tener en cuenta las diferencias más importantes en el régimen de precipitación que existe dentro del área de cobertura del modelo. Si bien esto no es suficiente para representar la diversidad de comportamientos que exhibe esta variable, es la regionalización más factible considerando la escasez de datos de precipitación: cuanto más regímenes deseen identificarse, se dispondrá de menor cantidad de datos para entrenar la calibración en un período fijo de tiempo.

Una vez compilada la información se generan los siguientes productos:

- Pronóstico probabilístico de precipitación para diferentes umbrales de lluvia, obtenido a partir de una única corrida con el modelo WRF calibrado con datos del GTS y con las estimaciones CMORPH (siguiendo Gallus y Seagal 2004; adaptado según Ruiz y otros 2009).
- Pronóstico probabilístico de precipitación para diferentes umbrales de lluvia, obtenido a partir del SMES calibrado con datos del GTS (de acuerdo con el algoritmo de Hamill y Colucci 1998; adaptado por Ruiz y otros 2009), y no calibrado.

### 3.2 Resultados

A modo de ejemplo, la Figura 6 muestra la cantidad de precipitación que se produjo el día 29 de noviembre de 2008 según los datos del GTS, y también según las estimaciones del CMORPH, junto con los pronósticos probabilísticos. Al igual que en las secciones anteriores, se nota la diferencia entre la información que se desprende del CMORPH y del GTS, donde no sólo la intensidad de la precipitación es menor, sino también el área afectada por lluvias es más pequeña. En la figura sólo se muestran los pronósticos calibrados con datos del GTS, tanto para el SMES como para el WRF/CIMA. Se observa que la región con probabilidad de ocurrencia de lluvia es más amplia que aquélla en donde efectivamente se dieron precipitaciones, lo cual resulta más marcado para el SMES, y es esperable debido a que la dispersión del ensamble es hipotéticamente mayor a lo que puede representarse con un solo modelo. A su vez, el SMES y el WRF/CIMA –aunque este último en

menor medida- dan una alta probabilidad de lluvias sobre el sur de la provincia de Buenos Aires, donde no se produjeron precipitaciones. Ambos pronósticos dan una probabilidad de ocurrencia mayor al 50% donde las observaciones indicaron precipitaciones importantes, y probabilidades bajas de ocurrencia de precipitación donde no llovió, lo cual muestra la utilidad de esta herramienta.

Existen un conjunto de índices que permiten evaluar la calidad de los pronósticos probabilísticos (ver Apéndice A, Ruiz 2009 –Tesis doctoral–). Entre los más utilizados están el Índice de Brier (BS, ecuación 1) o su versión como índice de acierto, que básicamente compara la calidad del pronóstico con la esperable a partir de la climatología, y se denomina Índice de Acierto de Brier (BSS, ecuación 2).

$$BR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (p_i - o_i)^2 \quad (1)$$

$$BSS = 1 - \frac{BR}{BR_{climatología}} \quad (2)$$

donde N es la cantidad de pares pronóstico-observación disponible,  $p_i$  es la probabilidad pronosticada y  $o_i$ , la observada.

La Figura 7 muestra cómo resultó el BSS para las versiones calibradas con datos GTS del SMES y del WRF/CIMA y no calibrada del SMES, evaluados durante un período de 6 meses entre abril y septiembre de 2007, sobre la región sur. Se observa que la calibración aumenta considerablemente el índice de acierto (Figura 7a), que el mismo se degrada con la longitud del pronóstico en ambos sistemas de pronóstico, y que para el período en evaluación, resultó mejor el SMES que el pronóstico probabilístico derivado del WRF/CIMA. La información provista por los pronósticos probabilísticos (hasta 48 hs de plazo), resulta mejor que la climatología para umbrales de precipitación menores de 30 mm.

Si bien esta herramienta sólo se ha desarrollado para la precipitación, los estudios realizados indican que tiene un amplio margen de utilidad, sobre todo para decisiones que dependen de que una variable exceda un umbral dado o no, o que se encuentre en un determinado rango. Por

ejemplo, en la gestión de una compañía de electricidad o de gas, sería valioso saber la probabilidad de que la temperatura máxima o mínima exceda un umbral específico, lo cual desencadenaría el proceso de toma de decisión en cuanto al acopio o no del recurso.

#### 4. SÍNTESIS Y PERSPECTIVAS

Lo presentado muestra que hay un gran potencial para la generación de productos que se adapten a las necesidades de diversos usuarios. La experiencia que se logra al trasladar al terreno operativo los resultados de las investigaciones es muy valiosa y destaca la ventaja de establecer vínculos entre las instituciones que hacen investigación con aquellas que hacen aplicaciones o brindan servicios. Como contrapartida, el conocimiento de las necesidades que tienen los usuarios, constituye una motivación para el desarrollo de investigaciones o la adaptación de tecnologías. Es importante destacar que si bien hoy es posible que prácticamente cualquier usuario capacitado instale un modelo de alta complejidad en una computadora personal, hay un largo camino por recorrer desde el momento en que se instala una aplicación hasta aquél en que los productos que se obtienen a partir de la misma son satisfactorios. Es responsabilidad de la comunidad científica trabajar para asegurar que los modelos numéricos produzcan resultados confiables y que su uso ofrezca un valor agregado respecto de otras herramientas disponibles. Esto último no es trivial y es uno de los principales desafíos que debe asumir la comunidad meteorológica en países como Argentina (y la mayoría de los países latinoamericanos) en que no se desarrollan modelos, pero se los emplea en diversas actividades.

En particular el modelo WRF/CIMA presenta algunos errores sistemáticos, que son comunes a varios modelos cuando se los corre sobre Sudamérica (Blázquez 2007; Pessacg 2008; García Skabar 2008; entre otros). Para mejorarlos es necesario aumentar la cantidad de recursos humanos orientados al área de modelado numérico, ya que si bien hay una cantidad creciente de usuarios de modelos, no se observa que la misma esté acompañada de más investigaciones

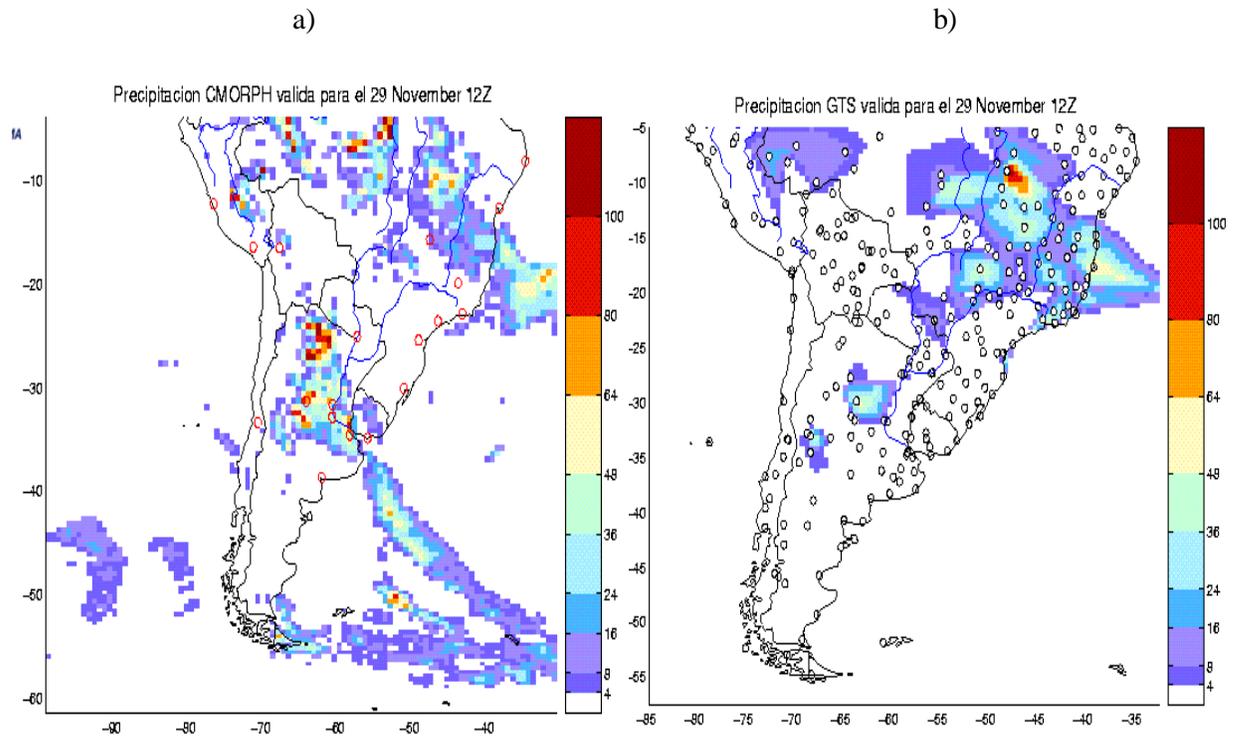


Figura 6: Cantidad de precipitación acumulada entre las 12 UTC del 28 de noviembre y las 12 UTC del 29 de noviembre en mm: a) según las estimaciones CMORPH y b) según la red GTS.

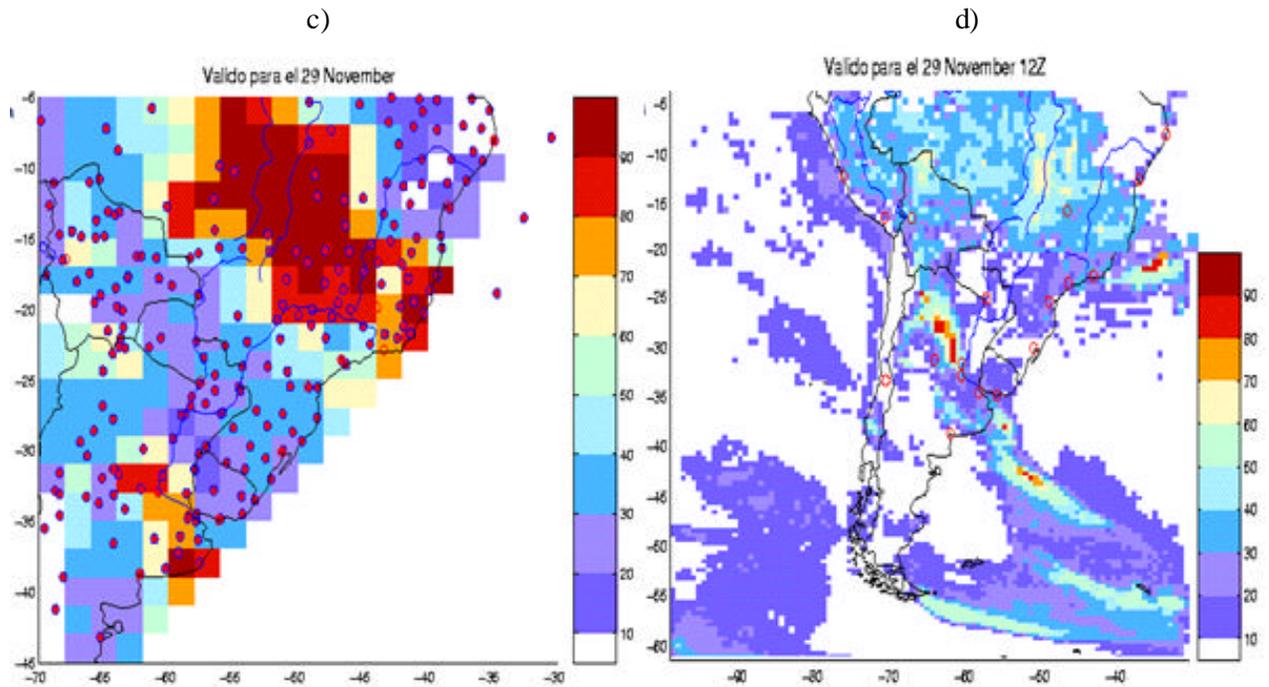


Figura 6: Continuación. Probabilidad de ocurrencia de lluvia por encima de 0,25 mm: c) según el SMES y d) según el WRF/CIMA.

investigaciones para la mejora efectiva de los modelos.

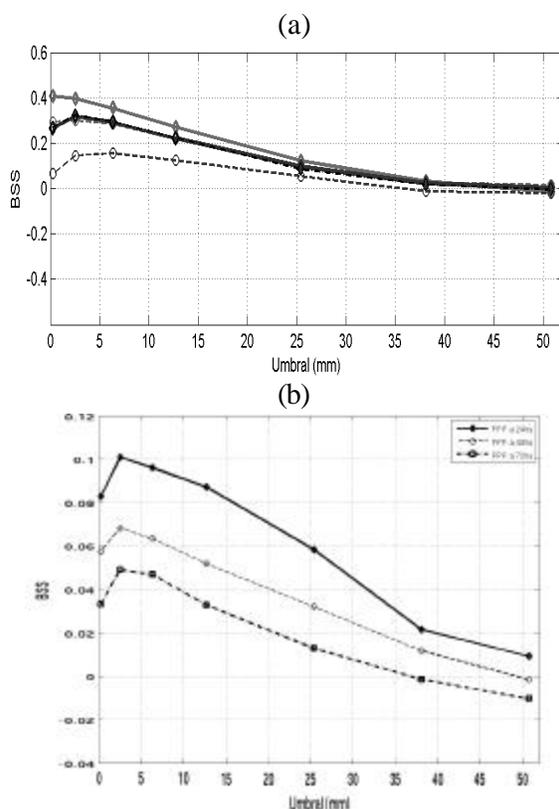


Figura 7: BSS como función del umbral de precipitación para la región sur. a) para los pronósticos obtenidos con el SMES a 24 (líneas negras) y 48 hs (líneas grises): calibrados con datos GTS en líneas llenas y sin calibrar en líneas punteadas; b) para los pronósticos a 24-48 y 72 hs obtenidos con el WRF/CIMA (calibrados en todos los casos).

Resultados de estudios recientes (Ruiz 2009 y referencias allí citadas) indican que la estrategia del pronóstico por ensambles combinada con la asimilación de datos es clave para la mejora de la predicción en el corto y mediano plazo a escala regional. Ambas son posibles sólo en un marco de colaboración estrecha entre distintos centros regionales/nacionales, que permitan lograr una masa crítica, tanto en equipamiento como en recursos humanos.

En un contexto en el que los grandes centros operativos del mundo se orientan a la “predicción sin límites” (Shukla y otros 2008; Palmer y otros 2008), entendiendo que su responsabilidad es trabajar sobre modelos globales con los que puedan representarse correctamente todas las escalas temporales y espaciales, para así encarar el problema de la predicción del tiempo y el clima con esencialmente la misma herramienta; ¿cuál es el rol que le cabe al pronóstico numérico en Argentina?. Sin lugar a dudas, pasa por mejorar la representación de los fenómenos en escala local, ejecutando modelos con mayor resolución que la provista por los centros globales (hoy el NCEP corre su sistema de pronóstico de una semana con 35 km de resolución aproximadamente) y aprovechando las observaciones locales a partir de esquemas de asimilación de datos. Esta estrategia será fundamental para generar mejoras sustantivas en el marco de la predicción a corto y mediano plazo. Toda la experiencia ganada a escala local podrá volcarse en el desarrollo de modelos globales, en la medida que nuestros investigadores mantengan lazos estrechos con los grandes centros operativos. Así, se podrá establecer un círculo virtuoso de intercambio, mucho más rico que el imperante bajo un modelo de “países proveedores” versus “países usuarios”, que ha predominado en los últimos años.

**Agradecimientos:** Este trabajo ha sido posible gracias a los siguientes proyectos GC06-085 de la NOAA/OGP/CPA; ANPCyT PICT 2004 25269, UBACyT X204 y CONICET PIP 5417. Los autores agradecen a Pedro Leite Silva Dias y el laboratorio MASTER de la Universidad de San Pablo por facilitar los pronósticos de precipitación del SMES. En particular a Demerval Soares Moreira por el asesoramiento técnico para el procesamiento de los productos del SMES.

## REFERENCIAS

Blázquez, J., 2007. Validación regional del modelo WRF bajo condiciones meteorológicas persistentes. Tesis de Licenciatura del Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, FCEyN, UBA.

- Campana, K. y P. Caplan, 2006. "Technical Procedures Bulletin" for the T382 Global Forecast System. Kenneth Campana, EMC, Peter Caplan, EMC, editors  
[http://www.emc.ncep.noaa.gov/gc\\_wmb/Documentation/TPBoct05/T382.TPB.FINAL.htm](http://www.emc.ncep.noaa.gov/gc_wmb/Documentation/TPBoct05/T382.TPB.FINAL.htm)
- Chen, F., y J. Dudhia, 2001. Coupling an advanced land-surface / hydrology model with the Penn State / NCAR MM5 modeling system. Part I: Model description and implementation. *Monthly Weather Review*, 129, 569-585.
- Dudhia, J., 1989. Numerical study of convection observed during the winter monsoon experiment using a mesoscale two-dimensional model, *J. Atmos. Sci.*, 46, 3077-3107.
- Ebert, E. E., J. E. Janowiak, y C. Kidd, 2007. Comparison of Near-Real-Time Precipitation Estimates from Satellite Observations and Numerical Models. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 88, 47-64.
- Gallus, W. A., y M. Segal, 2004. Does Increased Predicted Warm-Season Rainfall Indicate Enhanced Likelihood of Rain Occurrence? *Weather and Forecasting*, 19, 1127-1135.
- García Skabar, Y., 2008. Análisis enriquecidos, evaluación de su impacto en el pronóstico y su aplicación para describir circulaciones de mesoescala en el centro y norte de Argentina. Tesis doctoral, Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, FCEyN, UBA.
- Hamill T., 1999. Hypothesis Tests for Evaluating Numerical Precipitation Forecasts. *Weather and Forecasting*, 14, 155-167.
- Hamill T. y S. J. Colucci, 1998. Evaluation of Eta-RSME Ensemble Probabilistic Precipitation Forecast. *Monthly Weather Review.*, 126, 711-724.
- Hong S. y H. Pan, 1996: Nonlocal Boundary Layer Vertical Diffusion in a Medium-Range Forecast Model. *Monthly Weather Review*, 10, 2322-2339.
- Joyce, R. J., J. E. Janowiak, P. A. Arkin, y P. Xie, 2004. CMORPH: A method that produces global precipitation estimates from passive microwave and infrared data at high spatial and temporal resolution. *Journal of Hydrometeorology*, 5, 487-503.
- Kain J. S., 2004. The Kain-Fritsch Convective Parameterization: An Update. *Journal of Applied Meteorology*. 43, 170-181.
- Ferreira, L., 2008. Causas y variabilidad de la depresión del Noroeste argentino e impactos sobre los patrones regionales de circulación. Tesis doctoral, Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, FCEyN, UBA.
- Ferrier, B. S., Y. Jin, Y. Lin, T. Black, E. Rogers, y G. DiMego, 2002. Implementation of a new grid-scale cloud and precipitation scheme in the NCEP Eta model. Preprints, 15th Conf. on Numerical Weather Prediction, San Antonio, TX, Amer. Meteor. Soc., 280-283.
- McLean, J., A. Raftery, T. Gneiting, y C. Fraley, 2007. Probabilistic Quantitative Precipitation Forecasting Using Bayesian Model Averaging. *Monthly Weather Review*, 135, 3209-3220.
- Mlawer, E. J., S. J. Taubman, P. D. Brown, M. J. Iacono, y S. A. Clough, 1997. Radiative transfer for inhomogeneous atmosphere: RRTM, a validated correlated-k model for the long wave. *J. Geophys. Res.*, 102 (D14), 16663-16682.
- Palmer T., F. J. Doblas-Reyes, A. Weisheimer, y M. J. Rodwell, 2008. TOWARD SEAMLESS PREDICTION Calibration of Climate Change Projections Using Seasonal Forecasts, *Bull. Am. Met Soc.*, 459-470.
- Paegle, J., T. Ambrizzi, E. Berbery, C. Campetella, R. Garreaud, D. Herdies, J. Marengo, C. Menéndez, M. Nicolini, R. Porfirio da Rocha, J. Ruiz, C. Saulo, M. Seluchi, P. L. Silva Dias, 2004. Modeling Studies Related to SALLJEX. Exchanges, Special Issue Featuring SALLJEX. Nro 29 (vol. 9, nro 1), 20-22.

Pessag, N., 2008. Experimentos de Sensibilidad Utilizando un Modelo Regional para la Simulación de la Precipitación en el Sur de Sudamérica. Tesis de Licenciatura del Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, FCEyN, UBA. 80 pp.

Robledo F. A., 2007. Régimen estacional de la lluvia diaria en el Sudeste de Sudamérica. Cuantificación del cambio en la segunda mitad del siglo 20. Tesis de Licenciatura del Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos FCEyN, UBA. 76 pp.

Roebber P. J. y L. F. Bosart, 1996. The Complex Relationship between Forecast Skill and Forecast Value: A Real-World Analysis. *Weather and Forecasting*, 11, 544-559.

Ruiz, J., 2009. Aplicación de los pronósticos por ensambles a la predicción del tiempo a corto plazo sobre Sudamérica. Tesis doctoral, Departamento de Ciencias de la Atmósfera y los Océanos, FCEyN, UBA.

Ruiz, J., L. Ferreira y C. Saulo, 2007. WRF-ARW sensitivity to different planetary boundary layer parameterization over South America, 411, 412 *Research activities in atmospheric and oceanic modelling. WGNE blue book, WMO Edición 2007*, disponible en <http://collaboration.cmc.ec.gc.ca/science/wgne/BlueBook/index.html>

Ruiz, J y C. Saulo, 2006. Quantitative Precipitation Forecast Verification over Southeastern South America using CMORPH and CPC Data, 5-47, 5-48. *Research activities in atmospheric and oceanic modelling. (WGNE blue book, WMO Edición 2006, disponible en <http://collaboration.cmc.ec.gc.ca/science/wgne/index.html> -sección 5).*

Ruiz, J., S. Cardazzo y C. Saulo, 2008. Calibración y verificación de pronósticos probabilísticos de precipitación para Sudamérica. XV Congreso Brasileiro de Meteorología. San Pablo, 25-29 de Agosto 2008 (en CD).

Ruiz, J., C. Saulo y E. Kalnay, 2009. Comparison of methods to generate probabilistic quantitative

precipitation forecasts over South America. *Wea. and Forec*, 24, 319-336.

Skamarock, W. C., J. B. Klemp, J. Dudhia, D. O. Gill, D. M. Barker, W. Wang, y J. G. Powers, 2005. A description of the Advanced Research WRF Version 2. NCAR Tech Notes-468+STR.

Saulo, A. C., C. Campetella y M. Seluchi, 2000. Ensayo de un pronóstico operativo sobre la República Argentina con el modelo regional LAHM/CIMA. *Meteorologica*, vol. 25, nros 1 y 2, 67-78.

Saulo, A. C., M. Seluchi, C. Campetella y L. Ferreira, 2001. Error evaluation of NCEP and LAHM/CIMA regional daily forecasts over southern South America. *Weather and Forecasting*, vol. 16, nro 6, 697-712.

Saulo, A.C y L. Ferreira, 2003. Evaluation of quantitative precipitation forecasts over southern South America. *Australian Meteorological Magazine*, 52, 81-93.

Schaefer, J. T., 1990. The Critical Success Index as an Indicator of Warning Skill. *Weather and Forecasting*, 5, 570-575.

Shukla, J., R. Hagedorn, B. Hoskins, J. Kinter, J. Marotzke, M. Miller, T. Palmer y J. Slingo, 2009. Revolution in Climate Prediction is Both Necessary and Possible, *Bull. Am. Met. Soc.*, 90, 175-178.

Silva Dias, P. L., D. Soares Moreira, y G. D. Neto, 2006. The MASTER Model Ensemble System (MSMES). *Proceedings of 8 ICSHMO, Foz do Iguaçu, Brazil, April 24-28, INPE*, p. 1751-1757.

Vera, C., J. Baez; M. Douglas, C. B. Emmanuel, J. Marengo, J. Meitin, M. Nicolini, J. Noguez-Paegle, J. Paegle, O. Penalba, P. Salio, C. Saulo, M. A. Silva Dias, P. Silva Dias, y E. Zipser, 2006. The South American Low-Level Jet Experiment (SALLJEX). *Bull. Am. Met. Soc*, Vol. 87, No. 1, pp. 63-77.

# Meteoro logica

## **CENTRO ARGENTINO DE METEORÓLOGOS COMISIÓN DIRECTIVA**

PRESIDENTE: Juan Manuel Hörler  
VICEPRESIDENTE: María Paula Etala  
SECRETARIO: A. Celeste Saulo  
PROSECRETARIO: Elizabeth Castañeda  
TESORERO: Paola Salio  
PROTESORERO: Perla Alessandro  
VOCALES TITULARES: Susana Bischoff  
Alberto Flores  
Enzo Campetella  
VOCALES SUPLENTEs Matías Bertollotti  
Ernesto Moral  
María Elena Segura  
TRIBUNAL DE HONOR:  
TITULARES: María Luisa Altinger  
María Luz Duarte  
Inés Velasco  
Ernesto Crivelli  
SUPLENTEs: Mónica Marino  
Beatriz Scian  
COMISIÓN REVISORA DE CUENTAS  
Miguel Núñez  
Norma Possía

## **CENTRO ARGENTINO DE METEORÓLOGOS**

CIUDAD UNIVERSITARIA  
PABELLÓN II - PISO 2  
C1428EHA BUENOS AIRES. ARGENTINA  
Tel/Fax: (54)-(11)4783-4224  
e-mail: revista@at.fcen.uba.ar  
web: [www.cenamet.org.ar/revista.html](http://www.cenamet.org.ar/revista.html)

# Meteorología

ISSN 0325-187X



ESTE NÚMERO HA SIDO PARCIALMENTE FINANCIADO POR EL  
CENTRO ARGENTINO DE METEORÓLOGOS