

REGIONALIZACIÓN PARAMÉTRICA Y VALORES LÍMITES ESTIMADOS EN LA REGIÓN CENTRAL ARGENTINA

Carlos G. Catalini¹, Carlos M. García Rodríguez^{2 y 3}, Gabriel E. Caamaño Nelli³, Sol Ordoñez¹

¹ Universidad Católica de Córdoba. Grupo de Estudios Hidrológicos en Cuencas Pobrementado Aforadas. Av. Armada Argentina 3555. (X5016DHY) Córdoba República Argentina.

² Centro de Estudios y Tecnología del Agua. Facultad de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales, Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba, Argentina.

³ Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina
cgcatalini@hotmail.com

RESUMEN

Al dimensionar obras hidráulicas, planificar el uso del suelo y gestionar los recursos hídricos, la amenaza hídrica se cuantifica con la Creciente de Proyecto. Si ésta no se puede derivar mediante estadística de caudales o niveles históricos, se evalúa partiendo de las relaciones intensidad de lluvia-duración-Recurrencia (i-d-T) para obras de pequeña o mediana magnitud o mediante el empleo del Valor Límite Estimado o Precipitación Máxima Probable (PMP), si se trata de una obra de gran magnitud o elevada amenaza, estos solo pueden ser extraídos de extensos registros de alta frecuencia (por ejemplo: Fajas pluviográficas), en general no disponibles en Argentina. En cambio, es habitual disponer de otro dato de lluvia provisto por pluviómetros: la lámina diaria total.

Este trabajo resume los resultados alcanzados en la elaboración de un Sistema de Información Geográfica (SIG) capaz de almacenar y procesar la información paramétrica disponible referida a la lluvia de diseño, así como la regionalización de la PMP diaria a través del método estadístico de Hershfield, abarcando las provincias de San Luis, Santa Fe y Córdoba, usando más de 520 series. El SIG y los criterios de suavizado empleados han ofrecido buenos resultados, tanto para lluvias de baja recurrencia, como para Valores Límite Estimados. En lo concerniente a la PMP la información santafesina que en un principio definía el trazo de la envolvente regional de factores de frecuencia máximos, roto a puntos provenientes de la región puntana, Φ PMP, piedra angular del método de Hershfield. Aunque esta curva exponencial parte de un punto inferior a la deducida para las provincias Córdoba y Santa Fe inicialmente, su descenso es más leve, ocasionando valores de Φ PMP muy superiores y, en menor medida, incrementos de PMP en los extremos.

El predominio de Santa Fe sobre los valores máximos de PMP se debería a que aporta máximos anuales mayores, propios de una zona húmeda. Por otra parte, la dispar cantidad de estaciones permitió registrar eventos menos frecuentes. Pero también podría connotar dependencia geográfica o climática del valor límite estimado. Las diferencias del tratamiento regional conjunto con el separado por provincias replantea la pregunta sobre cuál es la magnitud del área adecuada para aplicar el método.

INTRODUCCIÓN

Los eventos pluviométricos extremos son episodios lluviosos de gran intensidad, capaces de desencadenar procesos geomorfológicos e hidrológicos de gran magnitud e importantes consecuencias tanto en pérdidas de vidas humanas como en consecuencia sociales y económicas. Además de su intensidad, estos episodios se caracterizan por su baja frecuencia y por presentar una distribución espacial aparentemente errática. La determinación de zonas inundables y el diseño de obras de infraestructura hidráulica, requiere de la estimación previa de los caudales máximos que pueden transitar por el cauce de un río o región con una determinada probabilidad de ocurrencia, dada la escasa disponibilidad de mediciones de esta variable, es frecuente el cálculo de los mismos mediante la transformación de la variable lluvia en caudal (P-Q).

Las relaciones intensidad-duración-Recurrencia (i-d-T), junto con el Valor Límite Estimado para la Precipitación Máxima Probable (PMP) y el patrón de distribución temporal de las lluvias, son requeridos para estimar Crecientes de Proyecto, estos solo se pueden extraer de extensos registros de alta frecuencia, normalmente fajas pluviográficas, elemento en general no disponible. En cambio, es habitual otro dato de lluvia provisto por pluviómetros: la lámina diaria total. Es así, que normalmente los técnicos y proyectistas proceden a la estimación (mediante un análisis de estadística inferencial) de las láminas de lluvias máximas diarias asociadas a diferentes periodos de retorno, a partir de las series de datos pluviométricos registrados en cada emplazamiento (Catalini et al., 2010).

En el caso particular de la región central Argentina, existe información de relaciones i-d-T para al menos 9 estaciones pluviográficas, insuficientes para lograr una buena cobertura espacial de todo el territorio. En este trabajo, se presenta una metodología y los resultados alcanzados, en la regionalización de parámetros directores de ternas i-d-T, utilizando para tal fin, herramientas de interpolación y análisis tendencial provenientes de un Sistema de Información Geográfica (SIG), contemplando para ello el modelo predictivo DIT (Caamaño Nelli y García, 1999) junto con información pluviométrica más densa espacialmente (Catalini et al., 2011), así como los avances obtenidos en la regionalización del Valor Límite Estimado en el área de cobertura, mediante el empleo de las técnica propuesta por Hershfield (1961).

OBJETIVOS

El objetivo general del presente trabajo, se focaliza en la confección de mapas digitales georeferenciados, más precisamente grillas con resolución espacial de 25 km², de parámetros estadísticos provenientes de información pluviométrica histórica para las provincias de Córdoba, Santa Fe y San Luis. En base a los cuales, es posible realizar la regionalización de relaciones i-d-T desde las estaciones pluviográficas base, a cualquier punto de coordenadas conocidas dentro del área de cobertura, para tal fin, se recurre al análisis de dos

parámetros propios de la estadística descriptiva, como son la media (μ) y el desvío estándar (σ) de los logaritmos de las series de láminas de lluvia máxima diaria anual, así como la regionalización de los parámetros constitutivos del Valor Límite Estimado o PMP en el área de Cobertura, de 570 estaciones pluviométricas, incorporando a través de ellos características locales. Toda la información procesada y los mapas elaborados se encuentran conformados en un Sistemas de Información Geográfica ó SIG (Idrisi Andes®).

SISTEMA DE ESTUDIO

Las Provincias de Córdoba, San Luis y Santa Fe son tres de las 24 jurisdicciones en que se divide

políticamente el territorio de la República Argentina. La misma se caracteriza por su condición mediterránea, aunque en el caso de Santa Fe con una salida franca al Océano Atlántico a través del Río Paraná. La zona de estudio se encuentra comprendida aproximadamente entre los 27° 30' y 36° 00' de latitud Sur, los 58° 00' y 67° 00' de longitud Oeste, a 480 km del Océano Atlántico y 520 km del Océano Pacífico. Abarcando una superficie aproximada 375.000 km², ocupando en conjunto más del 13,0% de la superficie total del territorio continental de la República Argentina, con una población conjunta mayor a los 6.930.000 habitantes.

Es de destacar, que las condiciones climáticas son variables según las distintas regiones, pudiéndose caracterizar de la siguiente manera, la porción oriental de Córdoba y Santa Fe ofrece un clima templado pampeano al sur y subtropical, con estación seca al norte (Chaqueño). Por su parte, la porción occidental de Córdoba se encuentra enmarcada por el cordón de las sierras de los Comechingones, presentando un clima subtropical serrano muy semejante al clima mediterráneo al igual que la zona este de San Luis. Las laderas orientales de la sierra son generalmente más húmedas al producirse lluvias de tipo convectivas favorecidas por la orografía (Catalini, et al. 2002) sobre todo durante los meses de verano, mientras que en los faldeos occidentales el clima es más árido, con escasas precipitaciones y vientos secos.

Las temperaturas al igual que las precipitaciones disminuyen de norte a sur y de este a oeste, salvo en las faldas orientales de las sierras, que por influencia de los vientos del este son abundantes. Las temperaturas suelen oscilar entre los 10°C y los 30°C, y las precipitaciones aumentan de Oeste a Este alcanzando valores medios anuales de entre los 500 mm y 1.100 mm.

METODOLOGÍA

Tanto para la función i-d-T, como para la estimación del Valor Límite Estimado para la PMP, se recurre a procedimientos de estimación de índole estadística. En el primer caso, por la naturaleza conceptual de la relación; en el segundo debido a los requerimientos de información no disponible de la alternativa hidrometeorológica.

En concreto, se emplean aquí predictores basados en factores de frecuencia, por considerarlos los mejor fundados en su tipo y por ser coherentes entre sí. La regionalización de los parámetros constitutivos de las i-d-T así como los de la PMP, se basan en los resultados presentados por Catalini et al., 2010, donde se propone una metodología de generación de superficies tendenciales, a partir de la regionalización de valores de lámina de lluvia máxima diaria para distintas recurrencias. Debido a que la superficie resultante mediante el empleo del análisis tendencial es un modelo matemático ideal, es muy suave y está libre de detalles locales (células). Por lo que es una técnica de interpolación global ya que calcula una superficie que ofrece el mejor ajuste, para todo el grupo de datos conocidos, sin embargo los datos tendenciales se caracterizan por ser un interpolador inexacto.

La hipótesis que se emplea en el trabajo de referencia es aceptar como válidos desde el punto de vista estadístico a los valores puntuales de la superficie tendencial, que se encuentren contenidos dentro del intervalo de confianza (rango esperable de posibles valores) de la variable de interés. De esta manera, la superficie tendencial óptima es aquella que presenta el mayor porcentual de valores contenidos dentro del intervalo de confianza, obtenido en el análisis de estadística inferencial, lo cual validaría estadísticamente su adopción.

Relación intensidad-duración-Recurrencia. Modelo DIT

Caamaño Nelli y García (1999), propusieron un modelo para estimar la relación i-d-T entre intensidad (i) de lluvia, su duración (d) y el período de retorno (T) a partir de series pluviográficas

con distribución Log-normal. El algoritmo, denominado DIT, se basa en una estimación algebraica del factor de frecuencia normal e incorpora la duración de la lluvia en forma analítica, dándole sentido conceptual a sus parámetros y permite su transposición a estaciones pluviométricas. La relación i-d-T, basada en el modelo DIT es definida como:

$$\ln i = A \cdot \Phi - B \cdot \delta + C \quad [1]$$

En donde $i_{d,T}$ es la intensidad media máxima de lluvia de duración d , esperable en el período de retorno T , y Φ_y es el factor de frecuencia normal, dado por: (Caamaño Nelli y Dasso, 2003)

$$\Phi = 2,584458 \cdot (\ln T)^{3/8} - 2,252573 \quad [2]$$

mientras que δ_y es el factor de persistencia, definido como

$$\delta = (\ln d)^{5/3} \quad [3]$$

Es de resaltar que la ecuación (1) presenta tres términos independientes entre sí, lo que proviene de la hipótesis de independencia entre duración, explicitada mediante δ_y y recurrencia, incluida en la fórmula de Φ_y . Finalmente el algoritmo resultante para DIT presenta tres parámetros: A, B y C.

Una vez que DIT ha sido calibrado para un pluviógrafo, la extrapolación a los puntos de coordenadas conocidas consiste en sustituir dos estadísticos, la media (μ) y el desvío estándar (σ) de la serie pluviográfica de la estación base. La estimación del exponente q en las estaciones pluviográficas que se utilizaron para calibrar el modelo (Caamaño Nelli y Dasso, 2003 y Rico, *et al* 2011), arrojó valores próximos a $5/3$, razón por la cual se consideró que la evidencia empírica permitía asignar un valor fijo a q y el modelo DIT se asume como un modelo de 3 parámetros. A y C son parámetros que incorporan las características de la lluvia local, mientras que B, es un parámetro zonales proveniente de las estaciones pluviográficas base.

Valor Límite Estimado - Precipitación Máxima Probable

La PMP puede responder a dos enfoques (Mc Kay, 1973; Caamaño Nelli, García y Dasso, 1999): Uno, hidrometeorológico, enfatizada su condición de máxima, al asumirla como límite físico infranqueable; el otro, estadístico privilegia el carácter de probable y la concibe como evento con probabilidad sumamente baja, pero finita, de ser excedido (Hershfield, 1981; Bertoni y Tucci, 1993).

Las técnicas estadísticas son preferibles si se dispone de suficientes datos de lluvia y escasa información climatológica (punto de rocío, viento, efecto orográfico). La más aceptada (WMO, 1973), propuesta por Hershfield (1961, 1965), se basa en minimizar la probabilidad de ocurrencia de la lluvia, maximizando el factor de frecuencia en la ecuación general de frecuencia de Chow.

Como se asume un límite para la lámina (PMP), con probabilidad de excedencia bajísima, habrá un tope en el número de desvíos en que el dato supere a la media, o sea, un valor máximo, Φ_{PMP} , para el factor de frecuencia. Entonces, la precipitación máxima probable se puede expresar como:

$$PMP = \mu_y + \Phi_{PMP} \sigma_y \quad [4]$$

El método estima Φ_{PMP} mediante factores Φ_{n-1} , asociados a la mayor lámina, y_m , de cada serie de lluvia local de una región:

$$\Phi_{n-1} = \frac{y_m - \mu_{n-1}}{\sigma_{n-1}} \quad [5]$$

El subíndice $n-1$ simboliza que, al calcular la media y el desvío, se excluye el mayor de los n datos anuales, y_m , maximizando el valor de Φ como se aprecia en la ecuación (5). El efecto de ésta corrección equivale a medir el máximo de lluvia registrado después de que μ_n y σ_n fueron calculados. Simula cómo se alteran los estadísticos al agregar una lluvia mayor, usando y_m en la serie trunca en vez de PMP en la total.

Graficando en ejes cartesianos los pares Φ_{n-1} versus μ_n (serie completa) de todas las estaciones, se asume que su envolvente Φ_{PMP} refleja la PMP regional en función de la media de máximos de lluvia anual.

La posibilidad de que Φ varíe por otras causas, como ser ubicación y mecanismo del fenómeno (Wiesner, 1970), valores atípicos en la muestra, longitud de serie, registros de la duración de interés y área cubierta por la tormenta, han sido considerada y hay ábacos para corregir alguno de esos factores (WMO, 1973).

Hersfield (1961^a) recomienda tres tipos de corrección, tanto para la media μ_n de la serie completa (empleada como variable de la función envolvente en la representación gráfica y en el cálculo de la PMP) como para el desvío estándar σ_n que requiere la ecuación (4).

Primero, para contrarrestar la presencia de valores atípicos, los factores de ajuste de la media, $\Phi_{0\mu}$, y el desvío, $\Phi_{0\sigma}$, se extraen (según la extensión de registro, en función de μ_{n-1}/μ_n y de σ_{n-1}/σ_n respectivamente) de sendas familias de rectas.

Luego se normalizan los estadísticos para llevarlos a una condición equivalente a 50 años de longitud de serie, con curvas bidimensionales de dependencia con n .

Para expresar analíticamente la envolvente se adoptó la función exponencial propuesta por Caamaño Nelli y García (1998), donde los parámetros, Φ_0 y k , representan la intersección con el eje de ordenadas y la tasa de decaimiento, respectivamente, y se deducen aplicando la ecuación (6) a los dos puntos extremos de la muestra, para igualar el número de ecuaciones e incógnitas.

$$\Phi_{PMP} = \Phi_0 e^{-k\mu_n} \quad [6]$$

Interpolación de Parámetros Estadísticos

Una vez definidas las metodologías a emplear tanto para la determinación de las i-d-T (modelo DIT) así como el Valor Límite Estimado (Método de Hershfield), la extrapolación a las estaciones pluviométricas así como a cualquier punto de coordenadas conocidas dentro del área de cobertura consiste en sustituir en ambos métodos aquí propuestos por parámetros estadísticos, en un caso dos estadísticos (de los logaritmos de láminas diarias máximas), la media (μ) y el desvío estándar (σ) de la serie pluviográfica de la estación base, que son términos de los parámetros C y A respectivamente, por los correspondientes al punto de interés, y en el otro la media (μ_y) y el desvío estándar (σ_y) de la serie junto con el factor de frecuencia (Φ_{PMP}) para el otro.

Para tal fin fue generada una base de datos georeferenciado, el cual, contiene además de otras informaciones, los valores provenientes de la estadística descriptiva de las series pluviométricas de 570 estaciones (145 en la Provincia de Córdoba, 341 en la Provincia de Santa Fe y 84 en la Provincia de San Luis) seleccionadas en base a la longitud de las series de registros y la verificación de las hipótesis estadísticas básicas (datos atípicos, independencia, estacionalidad y homogeneidad), esta base de datos varía en tamaño en función de que el parámetro que se esté regionalizando corresponda a la determinación de i-d-T o PMP, en función de las consideraciones propias de cada método.

En el caso de la regionalización del Modelo DIT, además de la información pluviométrica es necesario disponer de información pluviográfica (estaciones Base), caracterizadas por su alta frecuencia de medición pero escasa distribución espacial sobre estas Caamaño Nelli, et al., 2003 y Rico, et al., 2011, identificaron unos treinta pluviógrafos, de los cuales, solo 10 de ellos se pueden constituir en estaciones base para la región de interés, dividiendo a las Provincias en sendas zonas las cuales determinan su influencia sobre el territorio (Tabla 1 y Figura 1).

Tabla 1. Zonas pluviográficas consideradas. Estaciones Base.

ID	Emplazamiento	Provincia	Abrev.	Latitud	Longitud	Altitud [msnm]
1	Ceres	Santa Fe	CS	-29,88	-61,95	88
2	Laboulaye	Córdoba	LA	-34,11	-63,36	137
3	Marcos Juárez Córdoba	Córdoba	MJ	-32,70	-62,11	110
4	Observatorio	Córdoba	OC	-31,40	-64,18	425
5	Río Cuarto	Córdoba	RC	-33,08	-64,26	436
6	La Suela	Córdoba	SU	-31,63	-64,58	892
7	Villa Dolores	Córdoba	VD	-31,95	-65,13	569
8	Rafaela	Santa Fe	RA	-31,18	-61,55	95
9	Rosario	Santa Fe	RO	-32,91	-60,78	25
10	Pergamino	Buenos Aires	PG	-33,93	-60,55	55

Mediante el empleo de la base de datos antes descripta y un Sistema de Información Geográfica (SIG) fue posible interpolar y analizar tendencialmente la información contenida en forma puntual, obteniendo mapas temáticos de tipo raster. Los cuales, basan su funcionalidad en una concepción implícita de las relaciones de vecindad entre los distintos objetos geográficos.

Su forma de proceder consiste en dividir la zona de afección de la base de datos puntuales (archivo vectorial) en una retícula o malla regular de pequeñas celdas (a las que se denomina usualmente como "pixels") y atribuir un valor numérico a cada celda como representación de su valor temático (Catalini, Maidah et al. 2010, Catalini, et al., 2011 y 2012).

Debido a que la superficie resultante mediante el empleo del análisis tendencial es un modelo matemático ideal, es muy suave y está libre de detalles locales (células). Por lo que es una técnica de interpolación global que calcula una superficie que ofrece el mejor ajuste, para todo el grupo de datos conocidos, sin embargo los datos tendenciales se caracterizan por ser un interpolador inexacto.

La hipótesis que se emplea en el trabajo de referencia (Catalini, et al. 2010) es aceptar como válidos desde el punto de vista estadístico a los valores puntuales de la superficie tendencial, que se encuentren contenidos dentro del intervalo de confianza (rango esperable de posibles valores) de la variable de interés. De esta manera, la superficie tendencial óptima es aquella que presenta el mayor porcentual de valores contenidos dentro del intervalo de confianza, obtenido en el análisis de estadística inferencial, lo cual validaría estadísticamente su adopción.

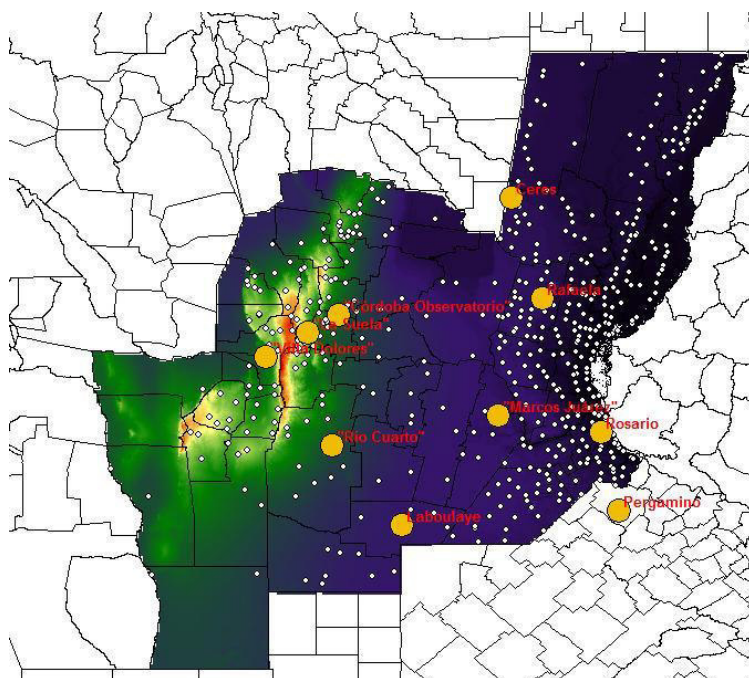


Figura 1. División Política del territorio y ubicación geográfica de las estaciones pluviométricas con más de 14 años de registros. Se resalta el emplazamiento de las Estaciones Base (Pluviográficas)

IMPLEMENTACIÓN Y VALIDACIÓN DEL MODELO DIT PARA LA INTERPOLACIÓN DE CURVAS i-d-T

La metodología propuesta por Catalini, *et al.*(2012) permite determinar mediante el algoritmo DIT u otro similar, las familias de curvas i-d-T para cualquier punto dentro del territorio bajo análisis con una resolución espacial de 25 km², a los fines de la implementación y validación de los resultados se procedió a seleccionaron 45 de las 518 estaciones pluviométricas que superaron las pruebas estadísticas básicas. Esto representa más del 5 % de la información base disponible, en estas estaciones es viable contrastar los resultados obtenidos versus la metodología original propuesta por Caamaño Nelli, García y Dasso (1998), dado que se cuenta tanto con la información puntual como la proveniente de los mapas temáticos elaborados, en la Figura 3, se aprecian los emplazamientos seleccionados.

Una vez definidas las estaciones a analizar y partiendo de sus coordenadas geográficas, es posible extraer los logaritmos de los máximos diarios de la serie histórica, y los regionalizados provenientes los mapas temáticos de medias (μ) y desvíos (σ) (Figura 3). Los cuales junto al empleo de la ecuación (1), la cual define al modelo DIT e incorporando los parámetros estadísticos a los parámetros constitutivos del modelo, es decir, A y C quienes son los responsables de incluir las características de la lluvia local. Mientras que B es un parámetro zonal provenientes de las estaciones pluviográficas base. De esta manera se realiza la transposición de la familia de curvas i-d-T al punto de interés, estas respetan la concepción del modelo DIT.

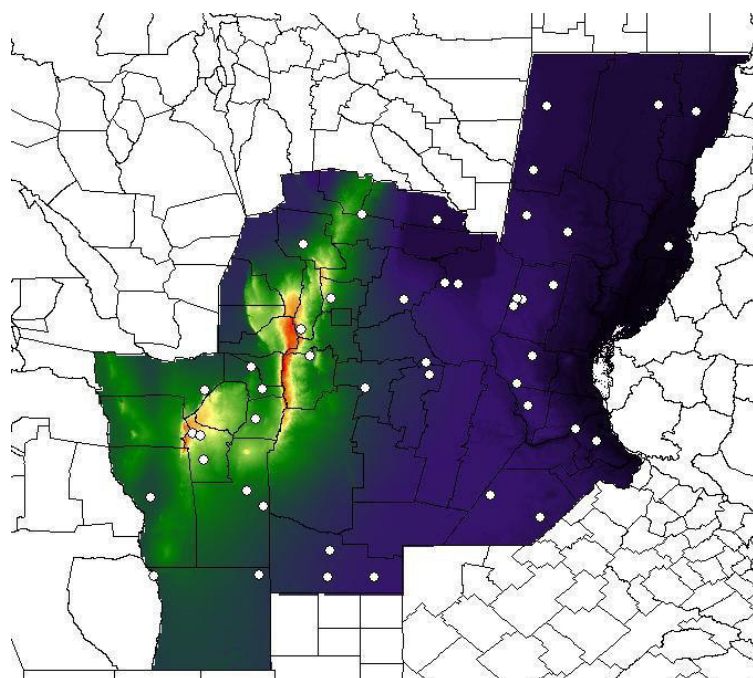


Figura 2. Ubicación espacial de las estaciones pluviométricas seleccionadas para la interpolación de curvas i-d-T

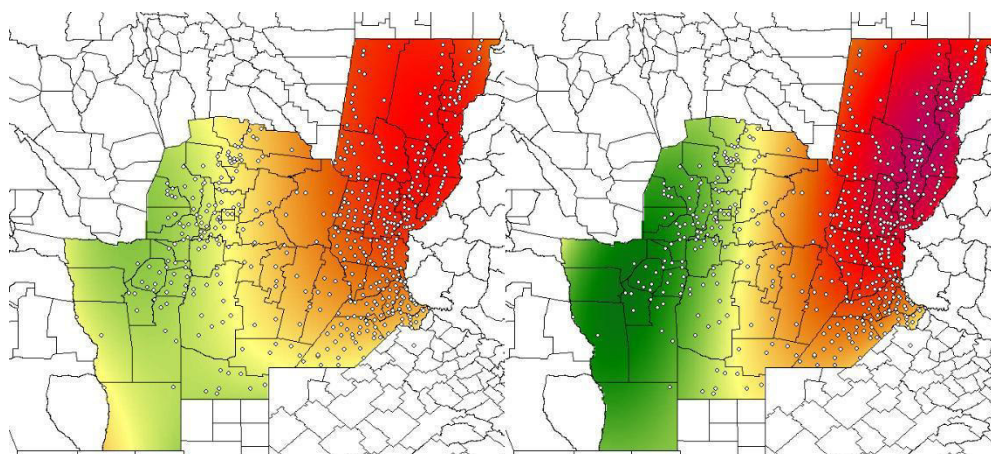


Figura 3. Mapas tendenciales de los desvíos estándar (izquierda) y medias (derecha) de las series pluviométricas máximas diarias.

Los valores obtenidos mediante regionalización de parámetros y la metodología original propuesta por Caamaño Nelli y García (1999) no difieren significativamente entre sí, como puede apreciarse se la Figura 4. Además, al igual que en trabajos previos (Catalini et al, 2012) se observa que las diferencias en los valores de las funciones i-d-T no superan, en general, el $\pm 20\%$ para recurrencias medias (5 a 50 años), salvo en caso de algunas estaciones puntuales, las cuales se encuentran emplazadas en zonas donde existe una menor densidad de pluviómetros o en los límites de los mapas temáticos desarrollados, en ellas se carece de información causando “efectos de borde” en la estimación. Por otra parte, se observaron algunas estaciones en donde las diferencias superaron el 40%, en tales casos se recurrió al análisis particular de las mismas mediante el contraste con estaciones circundantes las cuales brindaron resultados tolerables, es decir, que probablemente la estación seleccionada si bien superaba las pruebas estadísticas realizadas presentaba inconvenientes en sus registros.

Es importante destacar que al ampliar el área de cobertura, con respecto a trabajos previos, en

el particular al incluir la provincia de San Luis, las diferencias porcentuales en la estimación de la i-d-T regionalizada de la inferida puntualmente disminuyen sobre todo en la zona de borde, aunque en menor medida en el resto. Es notable observar la corrección que se origina sobre todo en las subestimaciones que alcanzan un máximo del 20 % (Figura 4).

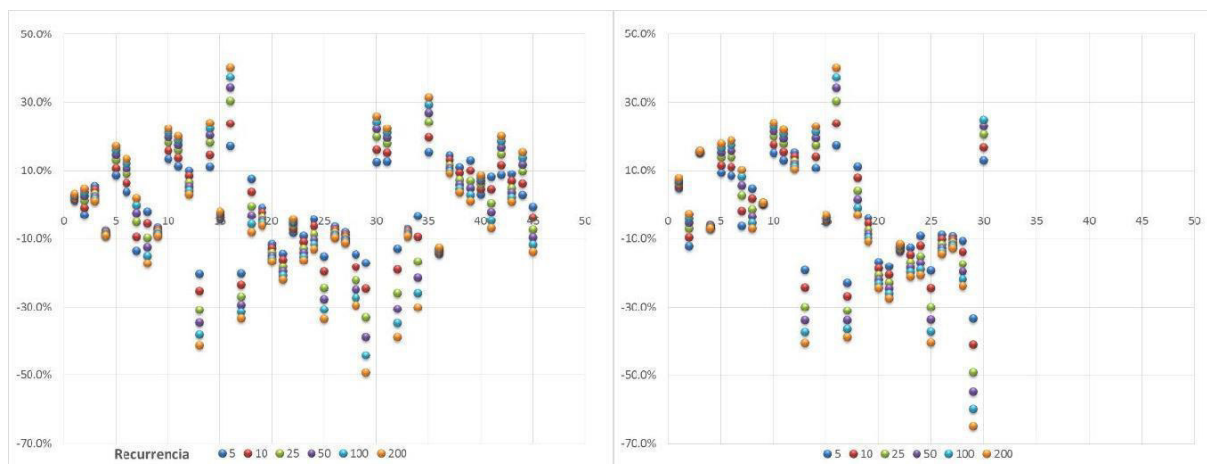


Figura 4. Diferencias i-d-T Parámetros puntuales y regionalizados para estaciones de longitud mayor o igual 14 años. Imagen Izquierda Parámetros Regionalizados en el área de cobertura, Imagen Derecha, Parámetros Regionalizados solo Córdoba-Santa Fe.

Del análisis realizado se infiere, que las mayores diferencias entre los valores de i -d-T obtenida a través de los parámetros puntuales y los regionales, surgen cuando se registran variaciones sobre la media (μ). Cabe destacar que el desvío estándar influye sobre el parámetro A del modelo DIT, el cual está ligado directamente a la recurrencia. Por otro lado, la media se encuentra ligada al parámetro C, el cual incide sobre el factor de persistencia asociado a la duración bajo análisis. De esta manera es posible inferir que la media (μ) posee el mayor peso a la hora de definir la función i-d-T, y cualquier variación en la estimación de está en +/- 3% incidirá notoriamente en la estimación, mientras que el desvío estándar (σ) es mucho más tolerable con un umbral superior al +/- 20% (Tabla 2).

Nuevamente, al ampliar el área de cobertura de la regionalización mediante la incorporación de nuevas estaciones, o como en este caso una nueva Provincia, la reducción en la diferencia existente entre valores regionales y puntuales aumenta, como se puede apreciar en la Figura 5. En donde si se comparan únicamente las estaciones de las provincias de Córdoba y Santa Fe ya evaluadas los puntos tienden a concentrarse, dándose la mayor dispersión en torno al Desvío (σ).

Tabla 2. Diferencia porcentual entre valores regionalizados de μ y σ (mapa temático) y valores puntuales provenientes de los pluviómetros satélites analizados.

ID	Estación	Diferencia Porcentual	
		μ	σ
8	Cerro Colorado	0.8%	5.1%
10	La Rinconada	-0.9%	20.7%
23	Chuña	2.0%	-5.9%
39	Marull	-1.2%	-1.7%
40	Balnearia	1.1%	15.2%
45	Sta.Rosa deRío 1º	0.7%	19.1%
46	Río Ceballos	-3.3%	29.1%
68	Copina	2.5%	-20.7%
82	Los Reartes	0.1%	0.1%
90	James Craik	2.5%	17.8%
91	S.Antonio d.Litín	2.0%	17.1%
92	Gral.Fotheringam	4.4%	-9.5%
124	Nicolás Bruzone	-2.2%	-30.8%
127	L.Perla-H.Renancó	1.1%	27.7%
128	Italo	-1.4%	3.7%
430	Carcaraña	0.8%	49.6%
150	Logroño	-3.3%	-17.7%
348	Zavella	4.2%	-22.9%

Tabla 2. Diferencia porcentual entre valores regionalizados e μ y σ (mapa temático) y valores puntuales provenientes de los pluviómetros satélites analizados.

361	La Rubia	-0.2%	-9.4%
370	San Cristobal	-2.7%	-9.0%
453	María Susana	-2.9%	-11.6%
456	San Jorge	-3.0%	2.9%
161	Monte de oca	-1.8%	-11.2%
177	Altaliva	-0.9%	-14.5%
204	Villa	-2.2%	-24.1%
153	San Bernardo	-1.3%	-7.4%
232	María Teresa	-1.7%	-5.0%
241	Villa Chañas	-1.0%	-18.8%
255	Ing Chamourdie	-4.2%	-28.4%
381	La María	1.3%	23.4%

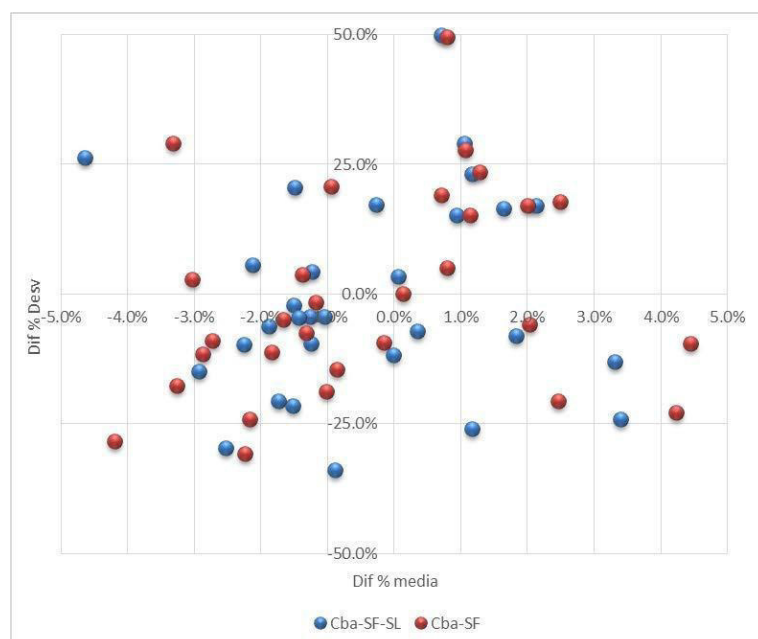


Figura 5. Diferencias Porcentuales entre valores regionalizados y puntuales de Media y Desvió. Contrastado con trabajos antecedentes en donde no se incluía la provincia de San Luís

IMPLEMENTACIÓN DEL MÉTODO DE HERSHFIELD PARA EL ÁREA DE COBERTURA

La información de partida está constituida por series de lluvias máximas anuales en un día pluviométrico. La elección previa de estaciones en Córdoba respondió ante todo a la calidad de sus registros. Por lo demás, fue de algún modo una decisión de compromiso entre la densidad territorial (desestimando algunos puestos con registros breves en zonas con cobertura tupida, como las sierras) y la extensión de las mediciones, que en algunos sectores debió aceptarse desde los 14 años. La base fue actualizada por Bianchiotti (2012) hasta el año 2008. Para Santa Fe, los datos se tomaron de Belli et al. (2012), quienes adoptaron el umbral de 14 años sin restricción de densidad. En cuanto a San Luis la base de datos provino de Ordoñez (2013), la baja longitud de serie, inaceptable para otros fines estadísticos, no es aquí un limitante, ya que el método de Hershfield rectifica los parámetros a partir de 10 años, para equipararlos a los de 50 años, razón por la cual la base de datos empleada para este fin es más extensa que la utilizada en la regionalización de parámetros estadísticos previamente presentados para el empleo del modelo DIT.

La selección final de la red pluviométrica pasó por filtros de independencia, estacionalidad y homogeneidad de series, y dejó en pie 570 puestos de medición, con buena distribución espacial. No se descartaron las series con valores atípicos, pues Hershfield brinda una corrección por este tipo de registros. También se ajustaron los datos para 24 horas desplazables, conforme a lo indicado por el método, pero con un coeficiente propio de esta región.

En la Figura 6, se puede apreciar que la media de los máximos anuales, μ_n , tiene un rango más amplio para las estaciones santafesinas, debido a un límite inferior similar al de Córdoba, mientras que los valores puntuales se encuentran más acotados en torno a valores de media inferiores y uno superior más elevado para Santa Fe. La gama de valores del factor de frecuencia local, Φ_{n-1} , en cambio se extiende más allá de la cordobesa y más aun a los puntuales a excepción de tres puntos que están por encima de los observados en las otras dos Provincias.

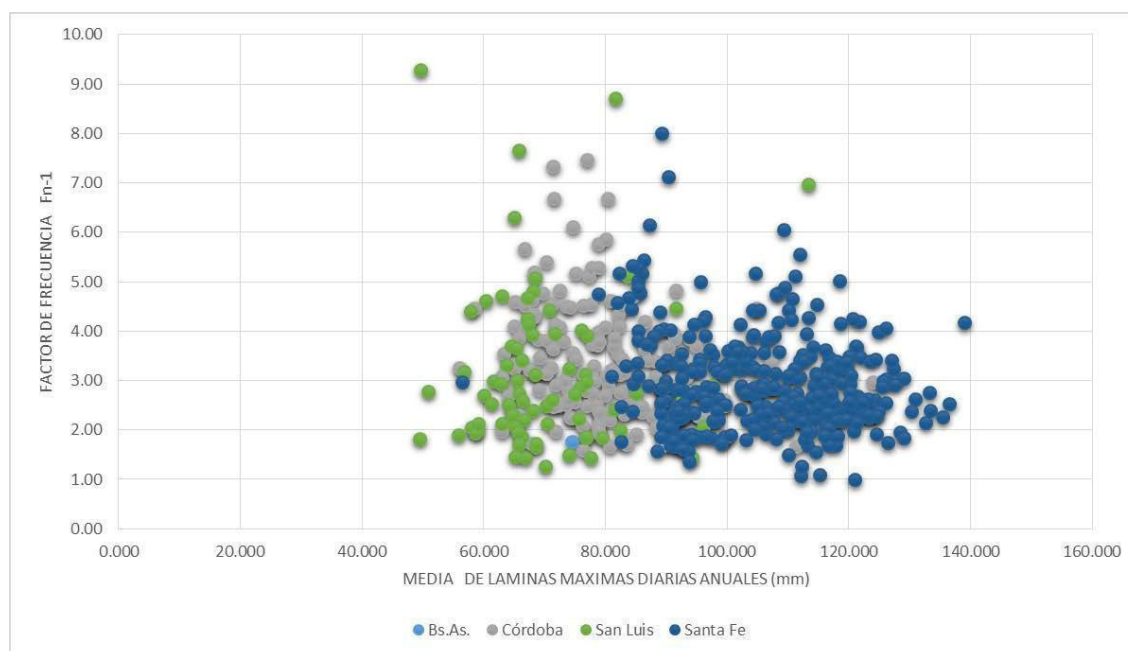


Figura 6. Factores de frecuencia locales, Φ_{n-1} , de Córdoba, San Luis y Santa Fe.

La presencia de factores de frecuencia elevados de Santa Fe se debe presuntamente a que su gran cantidad de estaciones permitió registrar eventos menos frecuentes; o quizá sugiere un vínculo con el clima o la altura, dos de estos puntos (Vera y Pintado y VL López) han definido la envolvente regional cuando solo se contemplaba Córdoba y Santa Fe. Por otra parte, sus indicadores se concentran hacia la derecha del gráfico, al revés de los cordobeses, concordando con el hecho de que éstos provienen de un sector más seco. Por su parte, los valores puntanos merecen un comentario especial, dados que los mismos presentan medias relativamente bajas o emplazadas en la zona central (Salvo la Est. La Carolina, que se encuentra a pie del Cerro Tomolosta)

La concurrencia de mayores valores de μ_n y Φ_{n-1} hace que una posibilidad en la definición de la envolvente conjunta sea tomada por dos de estos puntos, Φ_{PMP} , la cual coincide entonces con la de Santa Fe, pero un análisis más pormenorizado termina concluyendo que está definición puede ser dada por los tres puntos puntanos (Tabla 3). La envolvente "Santafesina", según la ecuación (4), implica que las predicciones del valor límite estimado sin regionalizar, hechas para esta provincia, se preservan en la evaluación sobre la región total. Para Córdoba y San Luis, en cambio, tanto Φ_{PMP} como la PMP se incrementan sustancialmente.

En cambio la adopción de cualquiera de las dos envolventes puntanas, genera un aumento de los valores de Φ_{PMP} y PMP, para estaciones de media elevada (Santa Fe) en torno al 9% de incremento medio en la estimación de esta Provincia, generando una disminución sobre los valores estimados de PMP en estaciones de Córdoba del 2,7% en promedio y del 7,1 % promedio en San Luis, demostrando la valía de ampliar el área de cobertura para definir la envolvente regional.

Tabla 3. Estaciones que definen las envolventes de Φ_{PMP}

	Provincia	μ_n	Φ_{n-1}
Vera y Pintado	Santa Fe	138,97	4,18
LV López	Santa Fe	89,25	8,01
Carolina	San Luis	113,37	6,97
La Tranca	San Luis	49,61	9,30
Saladillo	San Luis	81,58	8,71

La envolvente exponencial definida con estaciones Santafesinas parte de un nivel superior ($\Phi_0 = 25,77$, aunque inferior al inicialmente definido con estaciones Cordobesas $\Phi_0 = 30,88$), a las envolventes puntanas alternativa Saladillo-La Carolina ($\Phi_0 = 15,45$) y La Tranca-Saladillo ($\Phi_0 = 10,29$) siendo su descenso ($k = 0,013$) muy superior a los $k = 0,007$ y $0,002$ para cada una de las alternativas puntanas y, por ello, las curvas se cruzan prácticamente en el mismo punto. El lugar de intersección ($\mu_n = 80$ mm; $\Phi_{PMP} = 8,7$), levemente a la derecha del eje Central (Figura 7).

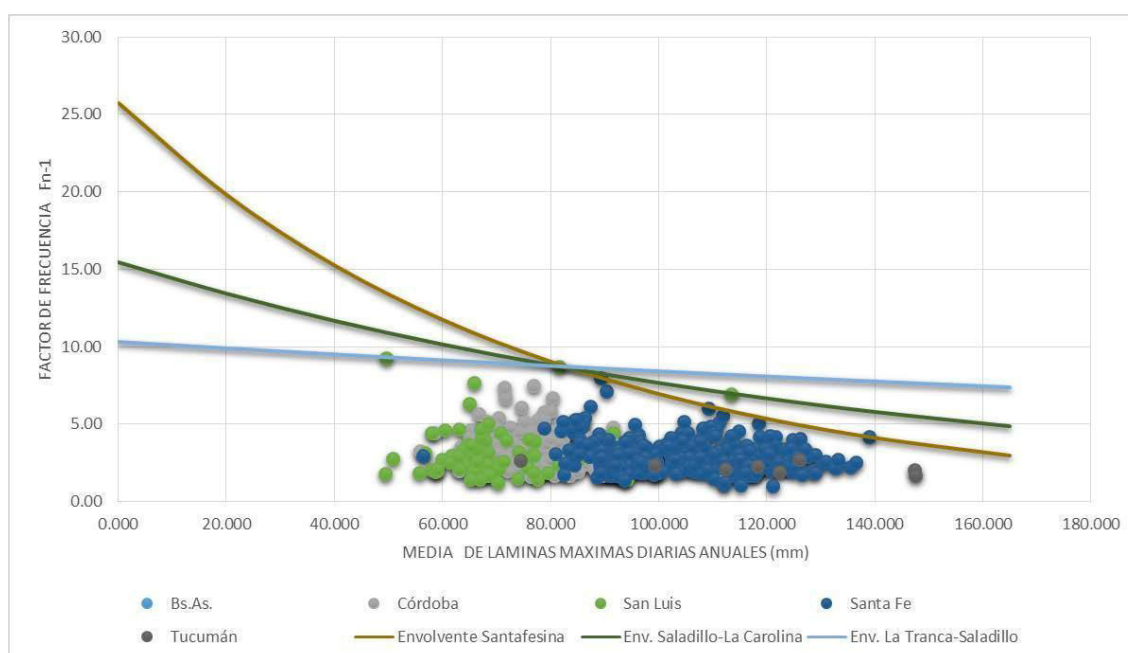


Figura 7. Factores de frecuencia locales, Φ_{n-1} , de Córdoba, San Luis y Santa Fe junto con las alternativas de envolvente planteadas

En cuanto al mapa tendencial de la Figura 8, Santa Fe presenta un núcleo de máxima PMP en el noroeste de la provincia, en tanto que en los límites, noroeste de Córdoba y noreste y sur de San Luis presentan franjas con mínimos del valor límite esperado.

A priori, un ensamble de mapas obtenidos en forma individual para cada provincia mostraría una marcada discontinuidad de la precipitación máxima probable en la frontera interprovincial, pero esto no es más que un efecto de condiciones de borde manejadas independientemente. Aun así, sirve para intuir el riesgo de utilizar un procedimiento regional como éste sobre un área comparativamente reducida. Dicha percepción se ve respaldada cuando se acoplan una nueva provincia, ya que la perturbación fronteriza desaparece completamente, como era de esperar.

Más allá de la verosimilitud que aporta, la integración produce marcadas alteraciones sobre ambas partes, aun en zonas no limítrofes. Así, del núcleo de máxima PMP de Santa Fe se desplaza hacia el centro de la provincia, a los bajos submeridionales, mientras que del lado cordobés aparece un foco de baja PMP alineada sobre la zona de la ladera oeste serrana y se diluyen las anteriores zonas de depresión.

Estas reciprocidades -entre la fracción más elevada y seca del territorio con los mínimos del valor límite esperado y de la más deprimida y húmeda con topes de precipitación máxima probable- vuelven a poner en la mira el posible vínculo de la PMP con factores climáticos o topográficos.

En tal sentido, la técnica tendencial es incapaz de inculcar al análisis correspondencias inexistentes. Por el contrario, la simplicidad que aporta su atenuación puede revelar patrones básicos de correlación, que en otras investigaciones, incluso de los presentes autores, se han descartado por encontrarse desdibujadas tras los detalles de la interpolación no suavizada, a modo de comentario el incorporar una nueva provincia y el cambio de la envolvente empleada a generado un aumento de 100 mm en el rango de PMP usado en trabajos previos (Catalini et al. 2012).

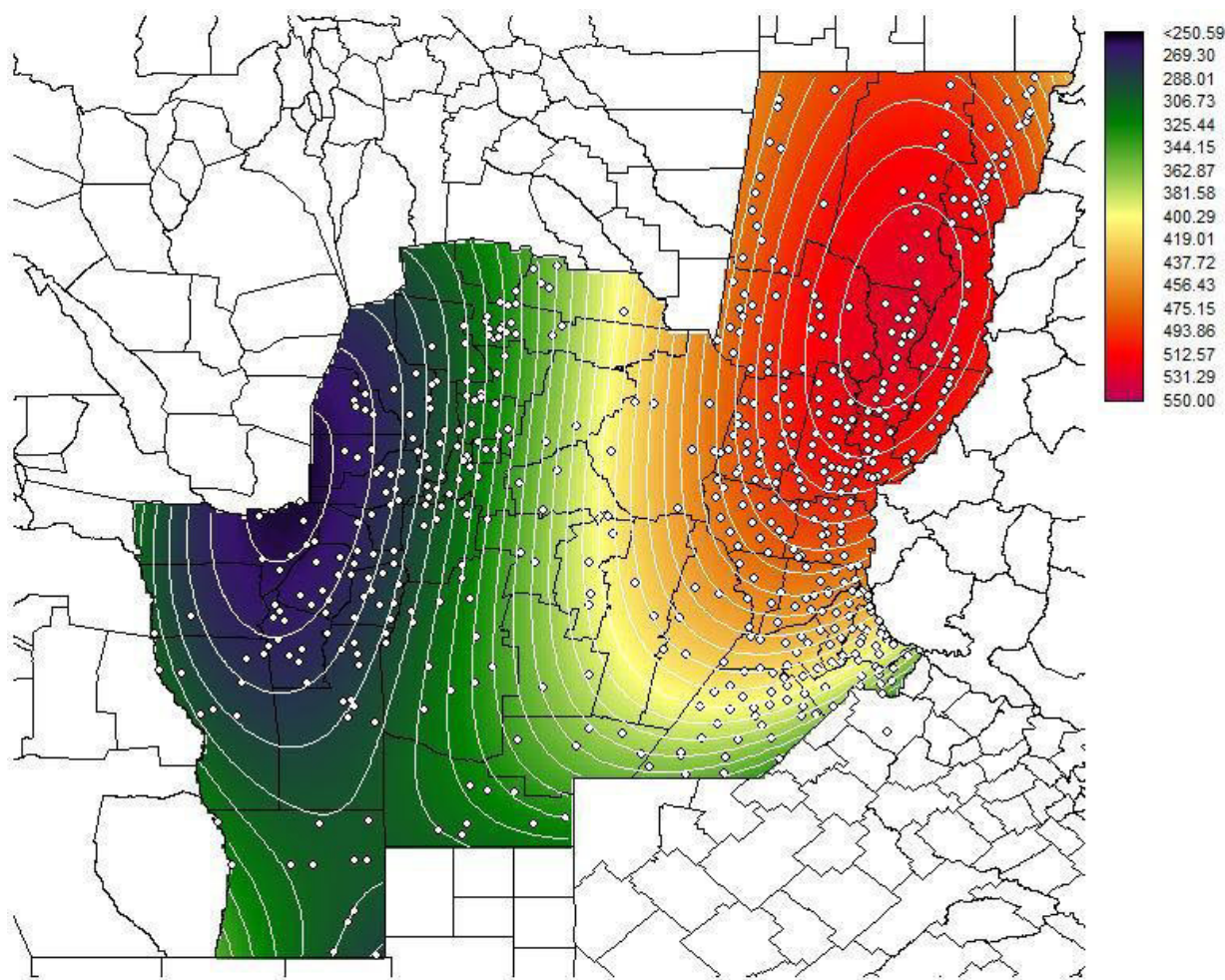


Figura 8. Mapas de tendencias de la PMP, determinada de manera conjunta para San Luis, Córdoba y Santa Fe, con equidistancia de 10 mm.

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Este estudio se válida una metodología que considera el comportamiento espacial de los parámetros estadísticos que definen la lluvia máxima diaria, como son la media (μ) y el desvío estándar (σ) con la finalidad de ampliar la cobertura espacial y poder inferir Lluvias de Diseño a regiones, en donde no se cuenta con información pluviométrica y/o pluviográfica que permitan su obtención local. Por ende entre las principales conclusiones se pueden enumerar las siguientes:

El análisis de superficies tendenciales empleado para generar mapas temáticos ya ha sido verificado y comprobado en trabajos previos (Catalini, et al., 2010), esta metodología permite salvar el inconveniente típico de la información puntual de base, es decir la existencia de

marcadas crestas o células conocidas como “Ojos de Buey”, las cuales denotan el origen puntual de la información de base. De esta manera se cuenta con mapas temáticos de resolución espacial de 25 km², los cuales mediante el empleo del SIG pueden ser fácilmente actualizados con nueva información,

Mediante, el análisis realizado fue posible inferir que las mayores diferencias observadas en los resultados se originan cuando la misma supera el +/-3%, para la μ y +/-20% de variación en σ . Siendo más influyente sobre los resultados la variación de la media de los logaritmos. Esto es debido a la definición del modelo DIT y su forma de considerar los parámetros locales, dado que el desvío estándar (σ) influye directamente sobre el parámetro A el cual está ligado directamente a la recurrencia (T), en contraparte la media (μ) se encuentra ligado al parámetro C, siendo este quien incide sobre el factor de persistencia asociado a la duración bajo análisis.

En cuanto a las tendencias observadas sobre los parámetros, se puede citar, que las medias más altas se registran en la zona Noreste de Santa Fe y decrecen hacia el Suroeste mientras que los desvíos tienen sus valores máximos en el Norte y Centro de Santa Fe y noreste de Córdoba.

Este trabajo provee información de base imprescindible para la planificación territorial y para el diseño y operación de obras de infraestructura relacionadas con los recursos hídricos, ya que para cualquier dimensionado de estructuras hidráulicas, resulta necesario cuantificar el tipo de evento hidrológico que la obra deberá soportar y el correspondiente riesgo asociado.

En cuanto a la PMP, la convergencia de elevados valores de la media de los máximos anuales y del factor de frecuencia local hace que los registros de San Luis definan la envolvente conjunta. Esto conduce a un aumento de los valores de Φ PMP y PMP, para estaciones de media elevada (Santa Fe) en torno al 9% de incremento medio en la estimación de esta Provincia, generando una disminución sobre los valores estimados de PMP en estaciones de Córdoba del 2,7% en promedio y del 7,1 % promedio en San Luis, demostrando la valía de ampliar el área de cobertura para definir la envolvente regional.

Se insinúa una dependencia climática o topográfica del valor límite estimado. Esta interpretación se ve afianzada por el aglutinamiento de puntos en medias de máximos altas, para la provincia más húmeda, y en medias de máximos bajas, para la provincia más seca. También aboga en tal sentido la reciprocidad entre mínimos de PMP y la parte más elevada y seca del territorio, y viceversa.

La sencillez que aporta la técnica tendencial puede develar pautas de correlación que otras experiencias rechazaron, por estar enmascaradas por pormenores de la interpolación no atenuada.

El contraste de tendencias de precipitación máxima probable, entre un ensamble de los mapas provinciales independientes y uno para la región conjunta, expone el riesgo de utilizar un método regional como éste sobre un área relativamente reducida. Más allá de la verosimilitud que aporta, la integración produce marcadas alteraciones sobre las partes, aun en zonas no limítrofes.

En vista de ello, las recomendaciones para investigaciones futuras son: continuar ampliando el área de ensayo y correlacionar objetivamente la PMP con características geográficas y climáticas.

AGRADECIMIENTOS

Al área de hidrología del INA-CIRSA, por el apoyo brindado.
A la Universidad Católica de Córdoba, por la confianza depositada en el EHCPA y a todos y cada uno de los estudiantes que han formado parte de este proceso.

REFERENCIAS

- Belli, V., et al. (2012)** “Regionalización de Lluvias Máximas: Aplicación a las Provincias de Córdoba y Santa Fe”. Trabajo Final de la Carrera de Ingeniería Civil. EHCPA. Universidad Católica de Córdoba. Córdoba.
- Bertoni, J.C y Tucci, C.M** (1993) “Precipitacao, Capitulo 5 en: Hidrología, Ciencia y Aplicacao”. Editora da Universidad de Sao Paulo, Brasil.
- Bianchiotti, B. (2012)** “Análisis de la precipitación máxima probable a través de un sistema de información geográfica”. Trabajo Final, Carrera de Ingeniería Civil. EHCPA. Universidad Católica de Córdoba. Córdoba.
- Caamaño Nelli, G y. Dasso C.;** (2003). “Lluvias de Diseño: Conceptos, Técnicas y Experiencias”. Editorial Universitas. 222 páginas. ISBN: 987-9406-43-5. Córdoba, Argentina.
- Caamaño Nelli, G. E.; García C. M.; Dasso C. M.;** (1998). “Zonación de Tormentas de Diseño para la Provincia de Córdoba, Argentina.” II Simposio de Recursos Hídricos del Cono Sur y XVII CNAgua, Tomo 2, 168-178. Santa Fe, Argentina.
- Caamaño Nelli, G. y García C. M.;** (1999). “Relación Intensidad-Duración-Recurrencia de Lluvias Máximas: Enfoque a través del Factor de Frecuencia, Caso Lognormal”. Ingeniería Hidráulica de México. Vol.XIV, N°3, 37- 44. D.F., México.
- Catalini, C.G., Caamaño Nelli, G.E., García, C.M** (2002). “Curvas de decaimiento areal de lluvias de diseño efectos de la topografía y el clima sobre su forma”. Anales del XX Congreso Latinoamericano de Hidráulica. La Habana, Cuba
- Catalini, C.G; Maidah, A; García, C.M; Caamaño Nelli, G.** (2010) “Mapas digitales de isohietas de lluvias máximas diarias para la provincia de Córdoba” I Congreso Internacional de Hidrología de Llanuras. Azul Provincia de Buenos Aires. Argentina.
- Catalini, C.G; García, C.M; Caamaño Nelli, G; Lériida, G; Sanchez, E** (2011) “Implementación y validación de una técnica de regionalización de curvas i-d-T en la Provincia de Córdoba”. CONAGUA 2011, Tucumán, Rep. Argentina.
- Catalini, C. G., et al.** (2012) “Implementación de una técnica de regionalización de láminas máximas diarias y curvas i-d-T en las Provincias de Córdoba y Santa Fe”. III Taller sobre Regionalización de Precipitaciones Máximas. E-Book ISBN 978-950-673-953-9, pp. 267. Editores: G. Riccardi et al.. UNR Editora. Rosario, RA.

Dirección General de Comunicaciones, Gobierno de Santa Fe, Datos pluviométricos
www.santa-fe.gov.ar/gbrn/regpluv

García, C. M. (1994). "Regionalización de Precipitaciones Máximas Diarias en la Provincia de Córdoba". Tesis de Grado de la carrera de Ingeniería Civil. Universidad Católica de Córdoba.

Hershfield, D.M (1961) "Estimating the Probable Maximum Precipitation". Journal of Hydraulic Division, ASCE, Vol. 87. USA

Hershfield, D.M (1965) "Method for Estimating Probable Maximum Precipitation". Journal of Am. W. W. Assn, 57. USA.

Hershfield, D.M (1981) "The Magnitude of the Hydrological Frequency Factor in *Maximum Rainfall Estimation*". Hydrological Sciences Bulletin, 26, 2, 6/1981. p. 171-177. USA.

Maidah, A. (2010) . Análisis Espacial de Datos Hidrológicos utilizando Sistemas de Información Geográfica. Aplicación al estudio de Lluvias Diarias Tesis de Grado de la carrera de Ingeniería Civil. Universidad Católica de Córdoba.

Mc Kay, G.A. (1973) "Precipitation, Section II in: Handbook of the Principles of Hydrology". D.M. Gray (Ed). National Res. Council of Canada. Water inf. Center. New York, USA.

Ordoñez Alducin, Sol (2013) "Regionalización de lluvias máximas de la zona centro del país. Aplicación a las provincias de San Luis, Córdoba y Santa Fe." Trabajo Final de la carrera de Ingeniería Civil de la Facultad de Ingeniería de la Universidad Católica de Córdoba.

Rico, Andrea F.; Dasso, Clarita M.; García, Carlos M.; Caamaño Nelli, Gabriel. (2011) "Regionalización de los parámetros del modelo DIT para la predicción de lluvias máximas en diseño hidrológico". Universidad Nacional de Rosario. Facultad de Ciencias Exactas, Ingeniería y Agrimensura. Centro Universitario Rosario de Investigaciones Hidroambientales. CURIHAM. Vol.17 (2011). p.15-24. Rosario. AR.

Water Resources Council (1981), Guidelines for determining flood flow frequency, bulletin 17B. U.S. Geological Survey. Reston. VA 22092.

Wisner, J.C. (1970). "Hydrometeorology". Editorial Chapman & Hall Ltd. London. UK.

WMO (1973) "Manual for Estimation of Maximum Precipitation". World Meteorological Organization. Geneva, Shweiz.

HIETOGRAMAS DE INTENSIDAD INSTANTÁNEA DE LAMINAS EXTRAIDAS CON DIT 3P

Clarita M. Dasso^{1, 2, 3}, Carlos M. García^{1,3}, Andrea F. Rico² y Gabriel Caamaño Nelli

¹ Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas

² Instituto Nacional del Agua-Centro de la Región Semiárida

³ Universidad Nacional de Córdoba

Vélez Sarsfield y Ambrosio Olmos. (5000) Córdoba. Tel.: 0351-4682781.

E-mail: claridasso@yahoo.com.ar

RESUMEN

Evaluar la *lluvia de diseño* implica caracterizarla en términos de duración, probabilidad, cantidad precipitada y variación de su intensidad en el tiempo. Esta variación genera una distribución característica o hietograma tipo que refleja la estructura interna de esa lámina de lluvia. La bibliografía brinda una amplia gama de metodologías para estimarlo (*Mascuka et al., 2009*), ya sea sintetizando eventos históricos (*Pilgrim et al., 1969, 1975; Huff, 1967*), o derivando de la función intensidad-duración-recurrencia (i-d-T). Una técnica para estimarlo por este último enfoque es extraer datos de la i-d-T, alternando con aumentos de duración, como en el método de *Bloques Alternos* (*Chow, 1994*) o explicitarlo analíticamente si se conoce la función i- d-T como el método de Intensidad Instantánea (*Keifer y Chu, 1957*). Muchos autores objetan la verosimilitud de un hietograma tipo deducido por estas últimas técnicas, entendiendo que exagera el máximo de intensidad y, como éste incide marcadamente en el pico de la consecuente crecida, sobredimensiona el valor de diseño. Otros disienten y puede demostrarse que la divergencia responde al paso de cálculo adoptado. Dado que son escasos los registros históricos para utilizar las técnicas de síntesis, resulta importante valorar procedimientos como los extraídos de la i-d-T. En ese sentido, en 2007, se derivó del modelo DIT 4p (*Caamaño Nelli y García, 1999*) el hietograma de Intensidad Instantánea asumiendo distribución lognormal de las lluvias máximas e intervalo de cálculo variable. Se lo aplicó a la estación Ceres, Santa Fe, de donde se dispone una serie pluviográfica procesada cada 5 minutos y se los comparó con hietogramas obtenidos por los métodos de síntesis. Estudios posteriores permitieron eliminar un parámetro del modelo DIT y detectar en los hietogramas de extracción una disminución de volumen cuando se aumenta el intervalo de cálculo. Esto sugiere repetir dicha experiencia bajo las nuevas condiciones. En consecuencia, el objetivo de este trabajo es mostrar la ecuación del hietograma tipo de intensidad instantánea que produce el modelo DIT 3p (*Caamaño Nelli et al., 2012*), su aplicación con datos de Ceres (Santa Fe) para duraciones breves con distintos pasos de cálculo y la comparación de los mismos con los obtenidos por los métodos de síntesis. Los resultados indican que el hietograma instantáneo no varía ante la reducción de un parámetro del modelo DIT, la pérdida de volumen se corrige con el paso tiempo y la altura del pico se muestra mucho más verosímil. Por último, se presenta el estado de avance y la proyección a futuro en esta línea de trabajo que involucra la comparación con los métodos de síntesis en estaciones de Córdoba con registros históricos y la derivación de hietogramas de Intensidad Instantánea con el Modelo DIT calibrado en otras provincias de la región central de Argentina

Palabras clave

Lluvias de diseño, hietogramas tipo, método de intensidad instantánea, modelo DIT

INTRODUCCIÓN

Evaluar la *lluvia de diseño* implica caracterizarla en términos de duración, probabilidad, cantidad precipitada y variación de su intensidad en el tiempo. Esta variación genera una distribución característica o *hietograma tipo* (HT) que refleja la estructura temporal de esa lámina de lluvia.

Los procedimientos para obtener un HT representativo para las precipitaciones futuras se basan en criterios disímiles de abordaje del problema y brindan una amplia gama de alternativas (Mascuka et al., 2009). No obstante, los métodos más comunes para arribar al HT consisten básicamente en sintetizar eventos registrados o extraerlos de la función i-d-T; ó, excepcionalmente, tomar como patrón un evento particular o adoptar una forma geométrica preestablecida. Considerar un suceso pluvial aislado carece del respaldo estadístico para suponerlo típico y usar una geometría prefijada es arbitrario, por lo que la síntesis y la extracción son las soluciones más razonables.

Los métodos de síntesis, como la técnica de *Distribución Acumulada*, **DA**, (Huff, 1967) y el mecanismo de *Ordenamiento de Intervalos*, **OI**, (Pilgrim et al. 1969,1975), emplean secuencias de valores medidos, lo cual les confiere un importante respaldo teórico. Sin embargo, dicho aval no se puede corroborar experimentalmente ya que la finalidad de esa distribución es alimentar un modelo de transformación lluvia-descarga para estimar la *crecida de proyecto*, y como ésta es un hecho hipotético, no se pueden comparar los resultados.

Sintetizar hietogramas conlleva también inconvenientes operativos, empezando por la elección del procedimiento; exigen además una demanda importante de datos que no siempre se dispone. Deben ser aplicados a *Intervalos de Máxima Anual (IMA)* de determinada duración, o sea el mismo tipo de eventos con que se genera la relación i-d-T. Seguir la distribución de los IMA (no la de tormentas) es la única manera coherente de proceder (García et al., 2000). Los hietogramas sintéticos resultantes de estos métodos, difieren mucho entre sí, dependiendo del método (Caamaño Nelli et al., 2009c). La opción es subjetiva, porque no hay argumentos contundentes para preferir un mecanismo determinado (Caamaño Nelli et al., 2009a ; Catalini et al, 2011).

Los métodos que extraen el HT de la función i-d-T, como el método de Bloques Alternos (Chow et al., 1994), evitan la demanda de datos y garantizan coherencia entre ambos. En particular, la técnica de *Intensidad Instantánea,II* de Keifer y Chu (1957) que origina una traza continua de la distribución, especialmente cuando se conoce la ecuación de la i-d-T, ya que permite arribar a una expresión analítica del hietograma tipo, simplificando su predicción.

En ese sentido, Caamaño Nelli et al. (2007) derivaron hietogramas de la función i-d- T del Modelo DIT (Caamaño Nelli y García, 1999), usando el método de *Intensidad Instantánea II* con paso de cálculo variable, y se los comparó, primero con los obtenidos con el método de bloques alternos y, luego, con los dados por los métodos de síntesis (Caamaño Nelli et al.,2009a). El estudio reveló la alta sensibilidad de la traza de los hietogramas ante el paso de cálculo empleado y la merma del volumen cuando aumenta dicho intervalo.

Esta advertencia y la eliminación de un parámetro del Modelo DIT (Caamaño Nelli et al.,2012) condujeron a repetir la experiencia bajo las nuevas condiciones (Caamaño Nelli et al.,2013). Los ensayos se realizaron con datos de la Estación Ceres (Santa Fe) del SMN,

emplazada a 29° 53' S, 61° 57' W y 88 m snm, y en donde se dispone de una serie pluviográfica de 38 años procesada cada 5 minutos.

En consecuencia, los objetivos de este trabajo son, por un lado, mostrar la ecuación del hietograma instantáneo que produce el DIT 3p, su aplicación con datos de Ceres para duraciones breves y la comparación de los mismos con los obtenidos por los métodos de síntesis y, por el otro, la proyección de trabajos a futuro para ampliar la cobertura territorial de esta investigación a estaciones con el Modelo DIT calibrado sobre registros históricos.

HIETOGRAMA INSTANTÁNEO DEL MODELO DIT 3p

El método de Intensidad Instantánea o de Chicago, ideado por Keifer y Chu (1957), genera hietogramas dimensionales (mm/hora) continuos, donde las intensidades en la rama ascendente, i_a , y en la descendente, i_b , son funciones de las duraciones respectivas, d_a y d_b , medidas desde el pico de intensidad, cuya suma es la duración d de la precipitación.

La ecuación (1) de II provee sólo dos resultados iguales, uno para cada rama de la curva. Esto hace necesario resolverla para duraciones crecientes, hasta alcanzar la base del hietograma, y situar en el tiempo cada par de puntos respetando el coeficiente de avance establecido.

$$\frac{dh}{dd} = i_a = i_b = i + d \cdot \frac{di}{dd} \quad (1)$$

Para arribar a la formulación algebraica del hietograma de diseño hay que explicar la intensidad de lluvia en función de las variables que la definen, recurrencia y duración, tornándose ineludible contar con una versión analítica local de la i-d-T. En este trabajo, la i-d-T de la estación Ceres responde al modelo DIT (Caamaño Nelli y García, 1999).

DIT es un modelo conceptual que plantea el logaritmo natural de la intensidad como función lineal del *factor de frecuencia*, Φ (Chow, 1951), y de un *factor de persistencia*, δ relacionados a través de dos parámetros locales, propios del punto de medición, A y C, y uno zonal, B, según la relación (2):

$$\ln i = A \cdot \Phi - B \cdot \delta + C \quad (2)$$

Con base en la hipótesis de distribución probabilística lognormal de los máximos de lluvia anual, el factor de frecuencia tiene una relación biunívoca con el período de retorno, T, indicada en (3):

$$\Phi = 2,584458 \cdot (\ln T)^{3/8} - 2,252573 \quad (3)$$

En la versión original del DIT, δ depende de la duración de la lluvia, mediante un cuarto parámetro q, pero estudios recientes (Caamaño Nelli *et al.*, 2012) revelan que es lícito adoptar $q = 5/3$ sin pérdida sensible de representatividad. Fijar el valor no altera la derivación posterior, ya que siempre q es constante en función de la variable independiente, d. El factor se expresa entonces según (4):

$$\delta = (\ln d)^{5/3} \quad (4)$$

Si la forma explícita de i en la expresión (2), presentada en (5),

$$i = c \cdot a^{\Phi} / b^{\delta} \quad (5)$$

se sustituye en la relación (1), se llega al hietograma de Intensidad Instantánea extraído del modelo DIT (Caamaño Nelli et al., 2007), que en adelante se simbolizará como **II-DIT 3p**

$$i_a = i_b = i \cdot \left[1 - \frac{5}{3} \cdot B \cdot (\ln d)^{2/3} \right] \quad (6)$$

En (6), la intensidad instantánea es proporcional a la intensidad media aportada por la i-d-T. El factor vinculante depende de la duración usada en cada paso de cálculo y del parámetro zonal B del DIT, asociados justamente a la duración por la función principal (2) del modelo.

METODOLOGÍA

El estudio constó de dos partes:

A. Examinar los efectos de variar el paso de cálculo sobre hietogramas extraídos según el procedimiento II-DIT 3p y evaluar la conveniencia de rectificarlos planteando la forma de hacerlo. En ensayos anteriores (Caamaño Nelli *et al.*, 2007, 2009a, 2009b, 2010) la ecuación (6) se utilizó con paso variable. En esta ocasión en cambio, el criterio fue prolongar la duración en sucesivos intervalos fijos en cada ensayo, para precisar la influencia del paso de cálculo en la forma y en la superficie de los HT. Para ello se eligieron incrementos pequeños: 1, 2, 3, 5 y 6 minutos, que brindan un buen grado de detalle y dividen los IMA contemplados en un número entero de intervalos. Para el cómputo de la intensidad media de la lluvia, i , con la ecuación (2), se requiere un valor del factor de frecuencia, y , por lo tanto, según (3), de la recurrencia, T . Pero como lo que se analiza es la evolución temporal de la lámina, T actúa sólo como factor de escala, sin alterar la forma de los hietogramas, razón por la cual se estableció un valor de $T = 20$ años.

B. Comparar los hietogramas tipo de IMA deducidos con las rutinas de Distribución Acumulada (**DA**) y Ordenamiento de Intervalos (**OI**), primero entre sí y luego con los de II-DIT 3p, y discutir la representatividad de estos últimos. Como los mecanismos de síntesis no son aplicables para duraciones menores a la de los datos de partida, 5 minutos en este caso, se adoptó dicho intervalo de tiempo. Las duraciones de lluvia tratadas fueron 30, 60, 90 y 120 minutos, expresadas por 6 a 24 bloques. Para DA se adoptó probabilidad de no excedencia $P = 0,5$ (mediana de la distribución). La semejanza entre los hietogramas se evaluó con tres índices: el coeficiente de pico, C_p , llamando así al cociente entre los montos de lámina en la moda, con el menor como numerador; el *coeficiente de determinación*, R^2 , y una *función objetivo*, FO, producto de los dos anteriores. Expresan la analogía de las configuraciones en cuanto al tamaño relativo del pico, a la distribución en general y a su valoración conjunta, respectivamente. Debido a cómo fue definido cada índice, dichos atributos van de cero a uno, siendo la unidad el valor óptimo.

ANÁLISIS DE RESULTADOS

La variación del intervalo de cómputo o paso de cálculo, t , afectó sustancialmente las lluvias predichas por el método extractivo, tanto en su intensidad máxima como en la forma de la distribución y la lámina precipitada. La **Figura 1** ilustra como influyó t sobre dichas características para IMA de 30 minutos.

La modificación de la distribución se hace evidente para $t = 5$ minutos, donde el HT presenta una forma de meseta, mientras que para los demás intervalos resulta empinado. Este hecho es circunstancial y se debe a que si algún punto computado coincide con el tiempo al pico ($\cong 12$ minutos en este caso) reflejará plenamente su valor, como acontece con la mayoría de las duraciones probadas; en cambio, si los puntos que flanquean al máximo distan de éste, expondrán sólo valores intermedios de ambas ramas de la curva. Este efecto es propio de cualquier interpolación en la que la función presenta un máximo relativo en un intervalo y suele darse también en hietogramas sintéticos.

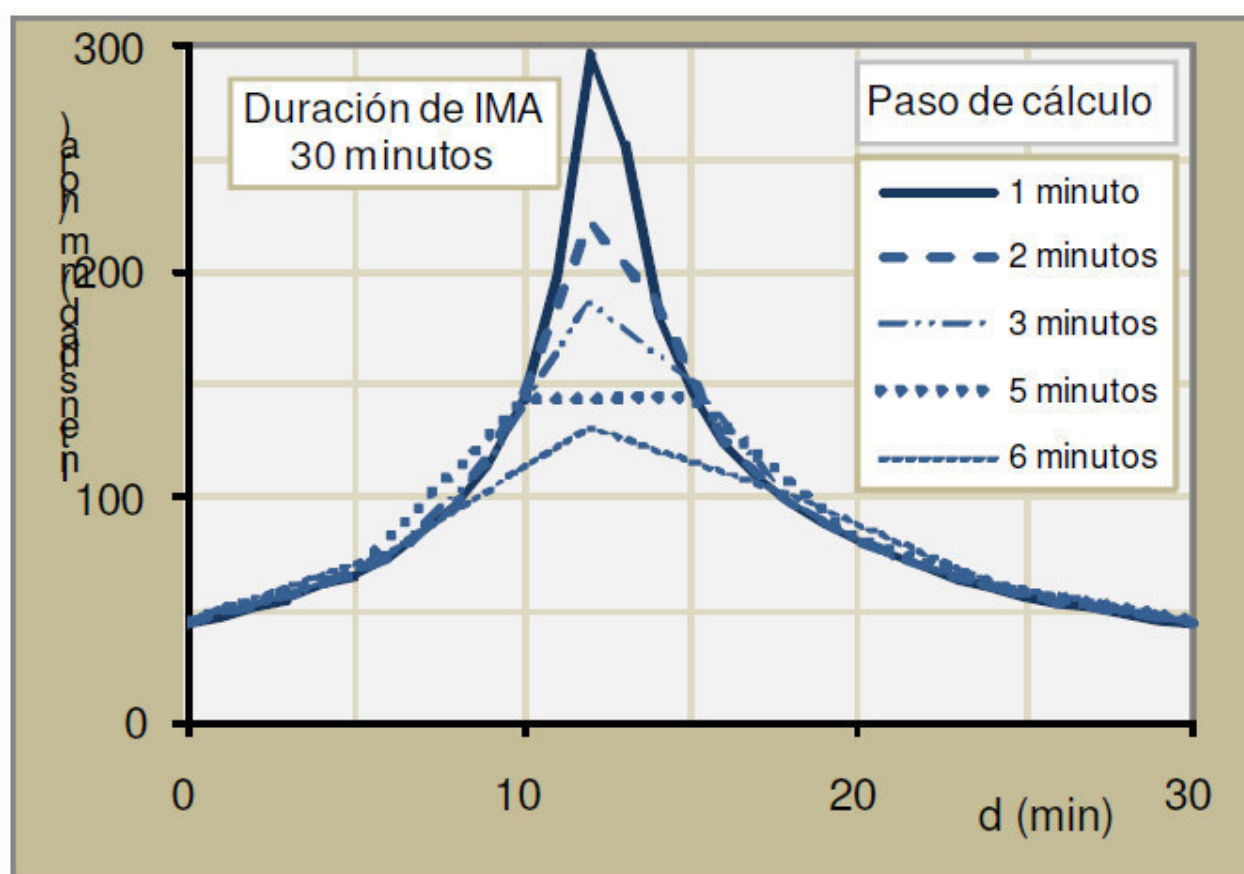


Figura 1. Alteración del hietograma de I variando el paso de cálculo.

Otro tanto ocurre con la disminución del pico al aumentar la extensión de los incrementos de tiempo. Acorde a la naturaleza del fenómeno y a lo que cuantifica la i - d - T , la intensidad cae al crecer la duración, ya que su máximo en 1 minuto se promedia con datos menores. Este efecto es importante porque, si bien todos los hietogramas se abaten al hacer una partición más gruesa, no todos lo hacen en igual medida. Dos HT extraídos de la misma relación i - d - T con paso de 1 minuto, uno por el método de Bloques Alternos y otro por I - d - T , coinciden exactamente en altura. Pero estudios anteriores (Caamaño Nelli *et al.*, 2010) probaron que, si t se agranda, el segundo decae mucho más y para incrementos de 5 minutos su pico no llega al 65% del de bloques. La causa de eso radica en la ecuación

(6), donde la intensidad instantánea ($i_a = i_b$) es igual a la media i , por una diferencia. Lo único que altera a esta última es la duración d , que en el primer cálculo, para el pico, equivale al paso t . Cuando $d = 1$, $\ln d = 0$ y el sustraendo se anula, dando un factor unitario. Un paso mayor implica un logaritmo no nulo y un factor menor que uno.

La **Figura 2** indica en qué proporción decae la intensidad máxima al pasar de 1 a 6 minutos. Sin embargo la incidencia más relevante de la frecuencia de cálculo se da en el área del HT, cuya disminución no sólo depende del paso t , sino también de la duración de la lluvia, tendiendo a ser menor para los eventos más prolongados.

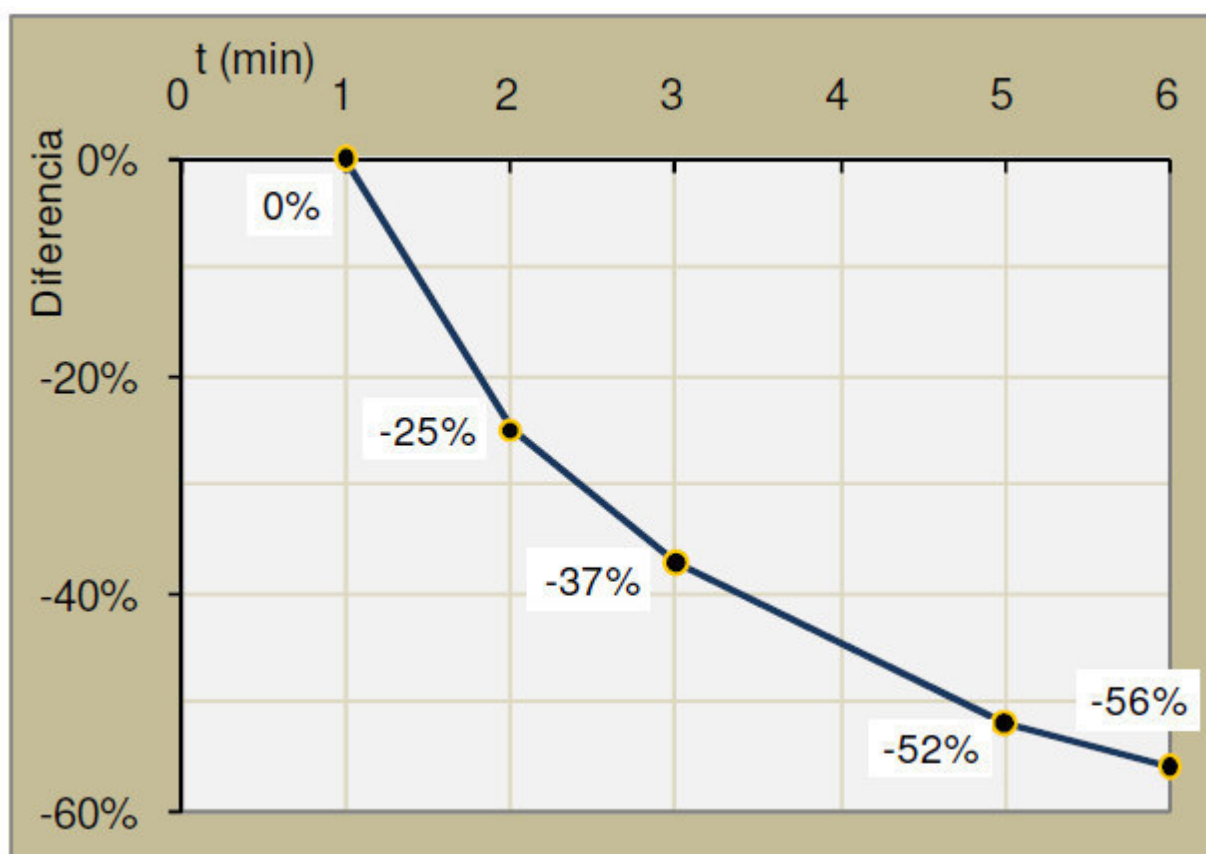


Figura 2. Reducción relativa del pico del hietograma de II con el aumento del paso de cálculo.

La **Figura 3** muestra que la proporción en que decae el área bajo la curva puede exceder 15 % en el peor de los casos ($d = 30$ minutos, $t = 6$ minutos). La importancia de tal achicamiento es que la superficie bajo la curva representa la lámina precipitada, dada por la función intensidad-duración-recurrencia para la duración del hietograma. Es decir, se ha perdido parte del monto preestablecido de agua, cuando únicamente había que distribuirlo. Esto obviamente constituye un error, no una mera disminución de la precisión.

El efecto es producto del mecanismo operativo de Intensidad Instantánea, no del modelo i - d - T que se utilice. Al incrementar el paso, lo que se está haciendo es eliminar puntos de la contabilidad en la zona más sensible, lo cual genera una disminución de la punta, sin que esa área sea compensada en el resto del hietograma, como se observa en la Figura 1. Esta disminución no ocurre al trabajar con distribuciones discretas, sean de síntesis o no, porque el acomodamiento de los bloques reparte la lámina sustraída en el pico y restituye el total. Este déficit puede ser solucionado, y de hecho así se lo hizo en estos casos, siguiendo la lógica de otros métodos de reparto, es decir, por prorrateo del error en cada punto de cálculo.

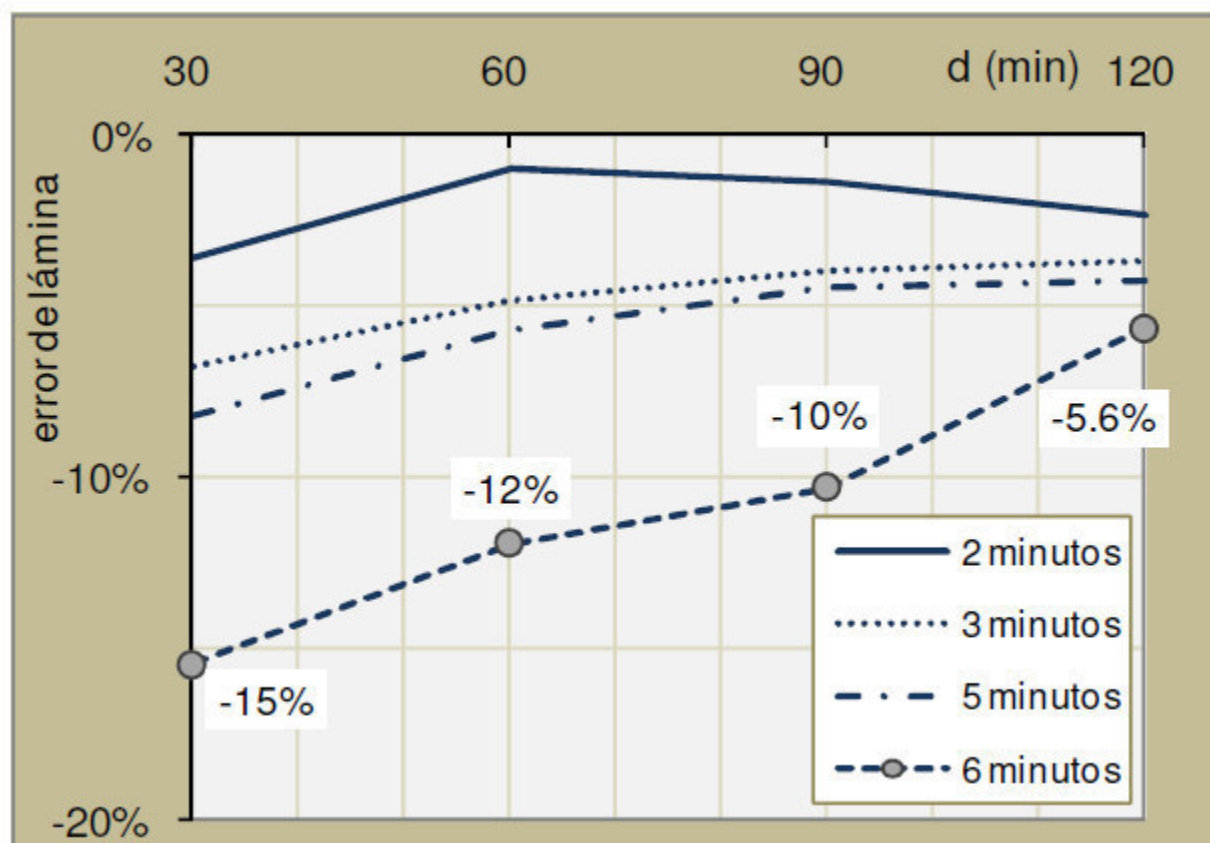


Figura 3. Errores relativos en la lámina precipitada por aumento del paso de cálculo.

La **Figura 4** exhibe el efecto de tal rectificación: aunque la altura disminuyó en un tercio, respecto al paso de 1 minuto, la superficie está ahora compensada en ambas ramas. Así, el hietograma tipo de II-DIT3P resulta de área correcta y presuntamente no sobreelevado. Constatar esa presunción comparándolos con otros hietogramas de IMA fue en esencia el objetivo de la segunda parte del presente trabajo.

Para que los hietogramas tipo de IMA fuesen comparables los HT de Ordenamiento de Intervalos y los de Distribución Acumulada (**DA**) se sintetizaron para los mismos eventos usados para calibrar el modelo DIT (ecuación (2)). La función i-d-T resultante se empleó tanto para dimensionar los hietogramas sintéticos, como para extraer los de Intensidad Instantánea. Éstos se calcularon con paso equivalente al de los sintéticos ($t = 5$ minutos), su área fue corregida como se indicó y se discretizaron en bloques de igual intervalo. La Tabla 1 exhibe y contrasta las intensidades máximas de las distribuciones deducidas mediante las técnicas citadas y la diferencias relativas.

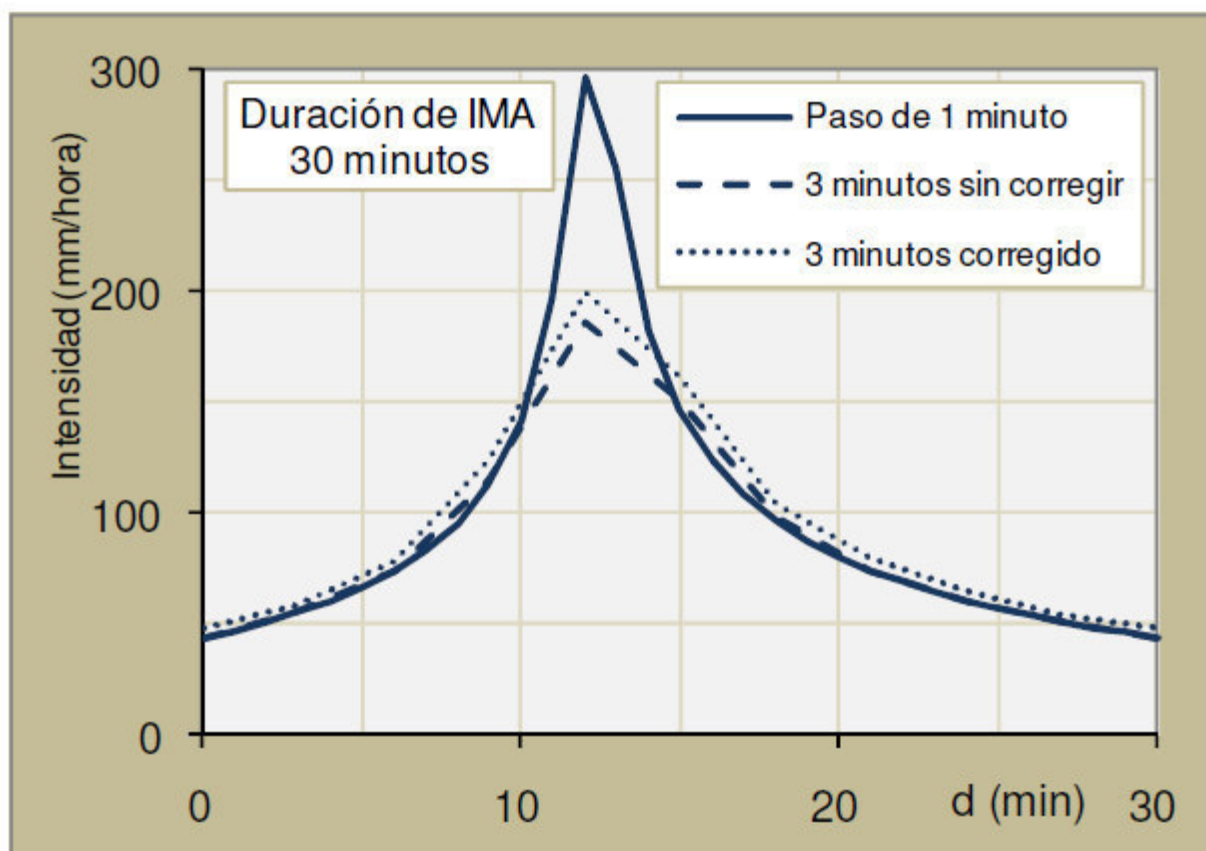


Figura 4. Comparación de hietogramas de II calculados cada 1 y 3 minutos y rectificación por lámina en el de 3 minutos

Cualquiera sea la duración que se considere, se puede apreciar que los hietogramas de OI presentan el mayor pico de intensidad y los de DA, el menor, quedando los de II entre ambos. Con respecto a éstos, los HT sintetizados según OI están entre un 11 y un 15 % por encima y los de DA entre un 15 y un 42 % por debajo. Es decir que, en cuanto a su empinamiento, los hietogramas extraídos se asemejan mucho más a los de OI que a los de DA. La última columna de la Tabla 1 permite constatar que los HT de II distan menos de los sintéticos que lo que éstos se apartan entre sí.

Los valores del coeficiente de pico en la Tabla 2 confirman lo antedicho. En cuanto a la analogía de forma de las distribuciones, el coeficiente de determinación es mayor en las regresiones entre los HT extraídos y los de OI que entre éstos y los de DA, salvo para 30 minutos. Se ve también que, cuando mayores son ambas correlaciones, mas rezagado resulta el R^2 para DA.

Como cabe esperar por los valores de C_p y R^2 , la función objetivo, producto de ambos, resulta claramente propicia a los resultados de Intensidad Instantánea, lo cual significa que éstos se asemejan bastante más a los hietogramas tipo de OI que los de DA, al evaluar conjuntamente el tamaño del pico y la forma completa.

Tabla 1: Picos de intensidad de HT y diferencias porcentuales entre ellos, en relación con el correspondiente de II

DURACIÓN DEL IMA	INTENSIDAD MÁXIMA DEL HIETOGRAMA (mm/hora)			DIFERENCIA RELATIVA DEL PICO CON RESPECTO A II		
	OI	DA	II	(OI-II)/II	(DA-II)/II	(DA-OI)/II
30 minutos	174,5	118,7	156,3	11,65%	-24,06%	-35,71%
60 minutos	173,1	128,0	151,3	14,41%	-15,44%	-29,85%
90 minutos	170,5	105,9	148,6	14,74%	-28,68%	-43,42%
120 minutos	169,0	87,4	149,7	12,87%	-41,63%	-54,50%

Tabla 2. Índices de semejanza entre los hietogramas tipo de Ordenamiento de Intervalos, Distribución Acumulada e Intensidad Instantánea

DURACIÓN DEL IMA	COEFICIENTE DE PICO, Cp		COEFICIENTE DE DETERMINACIÓN		FUNCIÓN OBJETIVO, FO	
	II / OI	DA / OI	II vs. OI	DA vs. OI	II vs. OI	DA vs. OI
30 minutos	0,896	0,680	0,414	0,480	0,371	0,326
60 minutos	0,874	0,739	0,981	0,700	0,858	0,518
90 minutos	0,872	0,622	0,651	0,593	0,567	0,369
120 minutos	0,886	0,517	0,821	0,693	0,727	0,358

Por último las **Figuras 5 a 8**, que comparan los tres tipos de HT considerados, confirman lo señalado.

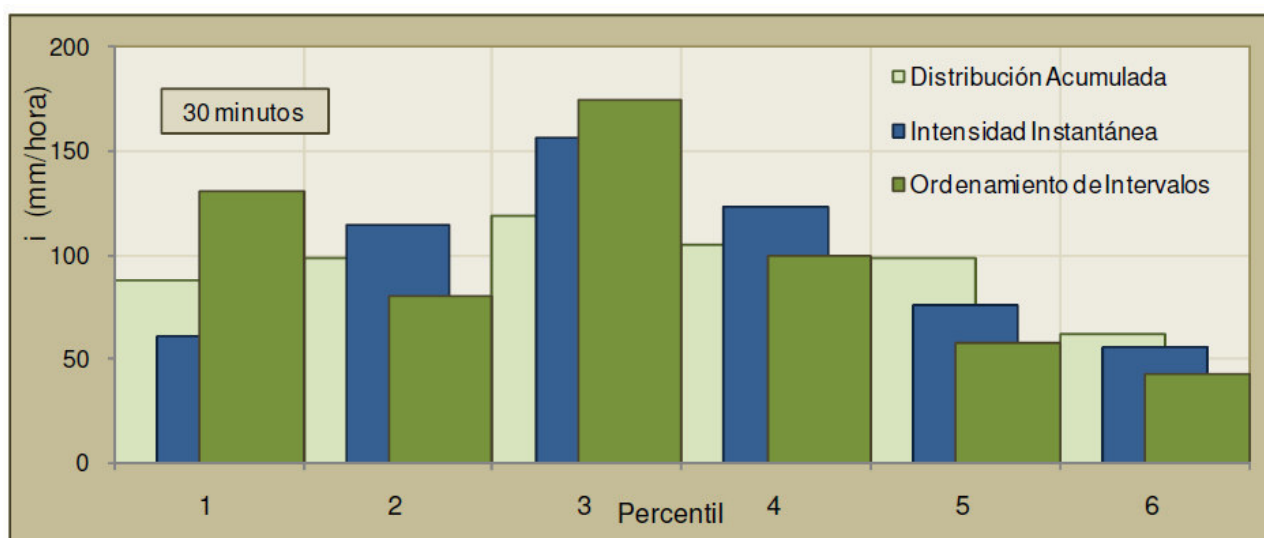


Figura 5. Hietogramas tipo sintéticos y de II extraídos de la i-d-T del DIT3p, Estación Ceres SMN,

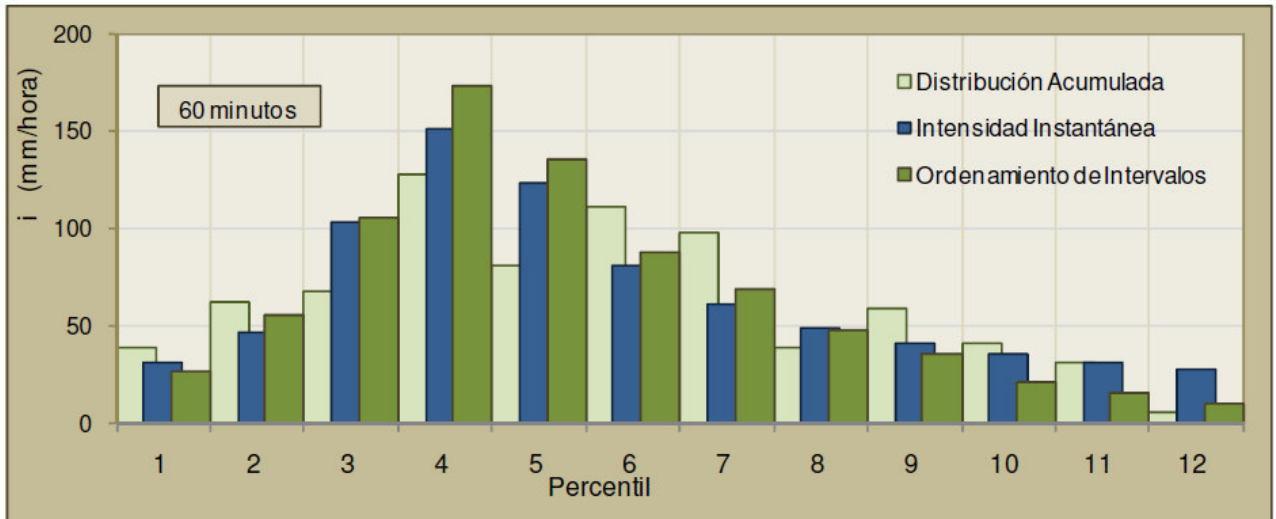


Figura 6. Hietogramas tipo sintéticos y de II extraídos de la i-d-T del DIT3p, Estación Ceres SMN,

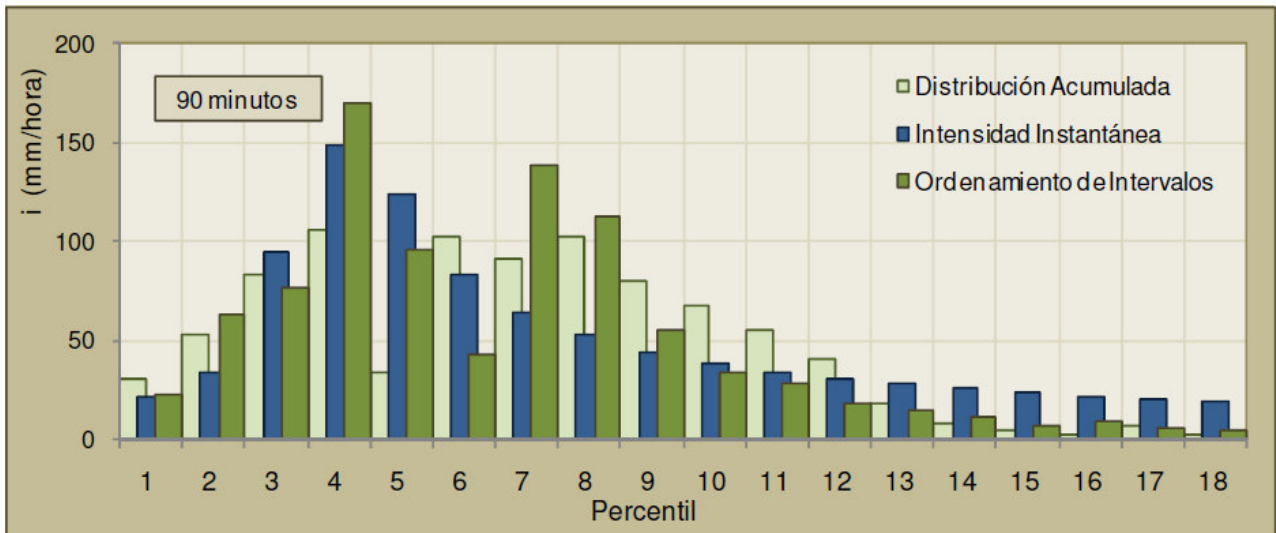


Figura 7. Hietogramas tipo sintéticos y de II extraídos de la i-d-T del DIT3p, Estación Ceres SMN.

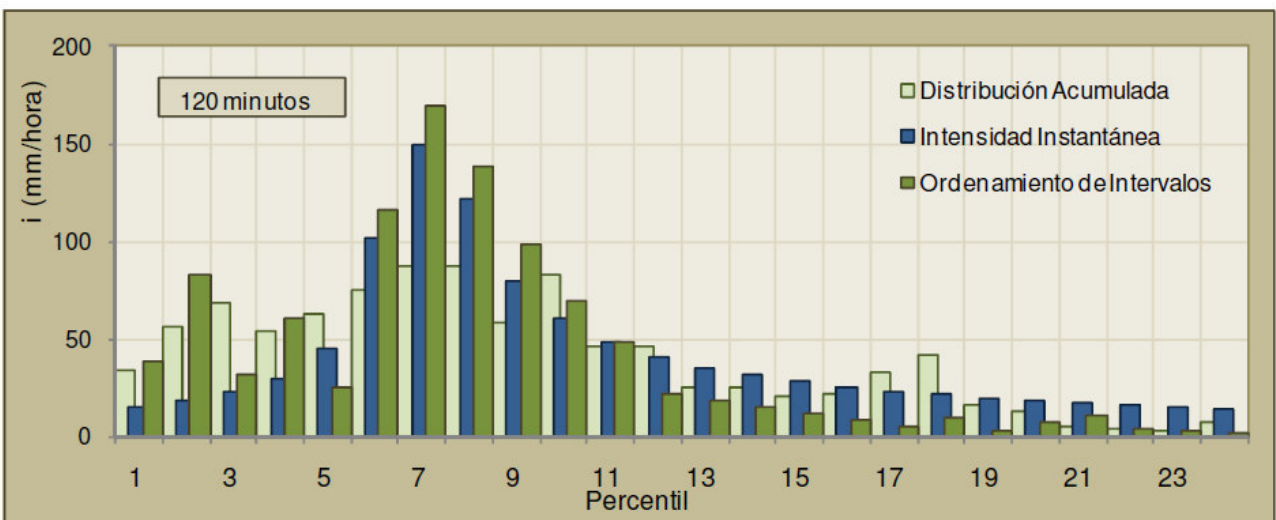


Figura 8. Hietogramas tipo sintéticos y de II extraídos de la i-d-T del DIT3p, Estación Ceres SMN.

CONCLUSIONES

En este estudio se evalúa los efectos de variar el paso de cálculo en el hietograma instantáneo del modelo DIT 3p y se analiza su semejanza con los hietogramas de síntesis.

Cuando el hietograma tipo se extrae de una función intensidad- duración-recurrencia a través del método de Intensidad Instantánea, al ampliar el paso de cálculo dicha técnica excluye valores de la distribución. Esto provoca un corte del pico no restituído en el resto del gráfico. En consecuencia, variar el intervalo afecta notoriamente el reparto estimado, en su configuración, en su altura y en su área.

La alteración de su forma es incidental, habitual al interpolar en el entorno de un máximo relativo. Depende de en qué medida algún valor ponderado se aproxima a dicho máximo y suele darse también en hietogramas sintéticos.

El abatimiento de la forma, al aumentar el paso de cálculo, responde a una característica del fenómeno natural, reflejada por la función i-d-T: al crecer la duración de la lluvia la intensidad cae.

Pero el hietograma tipo de Intensidad Instantánea se deprime mucho más que otros al espaciar la discretización, de modo que la sobreestimación del pico de intensidad se disipa rápidamente.

El principal efecto de la frecuencia de cálculo es la reducción del área del hietograma. Esto implica una pérdida parcial de la lámina provista por la función i-d-T. La opción razonable para restituir el total es prorratear en todos los puntos del hietograma el déficit causado, como hacen implícitamente otros métodos.

Con el hietograma tipo de Intensidad Instantánea de área correcta, es posible evaluar la hipótesis de que no sobrevalúa el pico de intensidad comparándolo con los resultantes de las técnicas de de Pilgrim et al. y de Huff sintetizados con la información de partida.

Se constató, con cualquier duración considerada, que los máximos de Intensidad Instantánea se sitúan entre los de las dos variantes de síntesis, siendo los de Huff los menores. Con respecto a su altura, los hietogramas extraídos se asemejan mucho más a los de Pilgrim. Algo similar ocurre con la forma de las distribuciones y a la valoración conjunta de ambos aspectos.

Aceptando que la síntesis es el mecanismo ideal para deducir la distribución característica de las lluvias máximas, que los hietogramas tipo sintéticos difieran entre sí más de lo que lo hacen de los de Intensidad Instantánea implica que éstos son tan representativos como aquellos para tal fin.

Considerando que se analizan intervalos de máxima intensidad de lluvia anual, no tormentas severas, la afirmación previa es aplicable a eventos breves, de interés para hidrología urbana o para cuencas de pocos centenares de Km², donde es válido computar valores cada 5 minutos.

El resultado no es proponer la sustitución de los hietogramas sintéticos por los de Intensidad Instantánea, sino convalidar éstos para cuando se carezca de eventos históricos a sintetizar, en vez de tomar como patrón un suceso particular, sin respaldo estadístico para suponerlo típico, o adoptar arbitrariamente una forma geométrica.

Por último se plantea repetir la experiencia de este ensayo en las otras estaciones de la Provincia de Córdoba que cuentan con el modelo DIT calibrado con datos históricos, evaluar la incidencia del procedimiento de extracción en la configuración del hietograma instantáneo y hacerla extensiva a otras estaciones de la región central del país.

REFERENCIAS

Caamaño Nelli, G. y C. M. Dasso; coordinadores (2003) "Lluvias de Diseño: Conceptos, Técnicas y Experiencias". Editorial Universitas. 222 páginas. Córdoba, Argentina. ISBN: 987-9406-43-5.

Caamaño Nelli, G.; C.Dasso; L.Colladon (2007) "Patrones temporales de precipitación en Ceres, Santa Fe, extraídos de una función i-d-T Lognormal". Art. 182 en CD-Rom. XXI Congreso Nacional del Agua. CPCNA. Tucumán.

Caamaño Nelli, G.; C. Dasso y L. Colladon (2009a) "Evaluación de la distribución temporal interna de lluvias máximas para diseño hidrológico". Ingeniería Hidráulica en México. Vol. XXIV, Nº 2, Segunda Época, abril-junio 2009, pp. 37-49. Jiutepec, México. ISSN: 0186-4076.

Caamaño Nelli, G.; C. M. Dasso y L. Colladon (2010) "Hietogramas para Diseño con Distribución Lognormal de la Intensidad de Lluvia". Ingeniería del Agua. Vol. 17, Nº 4. Fundación para el Fomento de la Ingeniería del Agua, Universidad Politécnica de Córdoba - Universidad Politécnica de Valencia. Córdoba, España. ISSN: 1134-2196.

Caamaño Nelli, G., C. Dasso y E. Mascuka. (2009b) "Predicción de hietogramas tipo en ausencia de registros históricos". XXII Congreso Nacional del Agua. CPCNA. Trelew.

Caamaño Nelli, G. C. Dasso y E. Mascuka. (2009c) "¿Existe un prototipo de hietograma sintético para diseño hidrológico?". Cuadernos del CURIHAM: Revista de Estudios Hidroambientales, UNR, Vol. 15, pp. 1-12. Rosario, RA. ISSN: 1514-2906.

Caamaño Nelli, G. y C. M. García (1999) "Relación Intensidad-Duración-Recurrencia de Lluvias Máximas: Enfoque a través del Factor de Frecuencia, Caso Lognormal". Ingeniería Hidráulica en México. Vol. XIV, Nº 3, septiembre-diciembre, pp. 37-44. D. F., México. ISSN: 0186-4076.

Caamaño Nelli, G.; A. Rico y C. M. Dasso (2012) El modelo DIT 3p para predicción de lluvias máximas. III Taller sobre Regionalización de Precipitaciones Máximas. pp71-82 , UNR Editora. 286 pag. ISBN 978-950-673-953-9

Caamaño Nelli, G.; C. Dasso; C.M. García y E. Mascuka. (2013) Hietogramas tipo extraídos de la función i-d-T del Modelo DIT por el método de Intensidad Instantánea. Actas del XXIV Congreso Nacional del Agua, CONAGUA 2013, San Juan, Argentina.

Catalini, C.; G. Caamaño Nelli y C. M. Dasso (2011) "Desarrollo y Aplicaciones sobre Lluvias de Diseño en Argentina". Editorial Académica Española. 284 pág. Saarbrücken, Alemania. ISBN: 978-3-8454-9722-8.

Chow, V. T. (1951) A General Formula for Hydrologic Frequency Analysis. Transactions American Geophysical Union. Vol. 32, Nº 2, pp. 231-237. USA.

Chow, V. T.; D. R. Maidment y L. W. Mays (1994) "Tormentas de Diseño". Libro: Hidrología Aplicada. Capítulo 14; páginas 455 a 505. ISBN: 958-600-171-7, McGraw-Hill Interamericana S.A. Santafé de Bogotá, Colombia.

García, C. M.; G. Caamaño Nelli y C. Dasso (2000) "Coherencia entre la Lámina y su Distribución en la Estimación del Hietograma Puntual de Diseño". Uso y Pres. Rec.Hídr. Umbrales del S. XXI, 25-26. S. del Estero, Argentina

Huff, F. A. (1967) "Time Distribution of Rainfall en Heavy Storms". Water Res. Research, Vol. 3, Nº 4, 1007-1019. USA.

Keifer, C.; H. Chu (1957) "Synthetic Storm Pattern for Drainage Design". Journal of Hydraulics Division. American Society of Civil Engineers, Vol. 83, Nº 4, pp. 1-25. USA.

Mascuka, E.; G. Caamaño Nelli y L. Colladon (2009) "Clasificación y utilidad de hietogramas para diseño hidrológico". XXII Congreso Nacional del Agua. CPCNA. Trelew.

Pilgrim, D. e I. Cordery (1975) "Rainfall temporal patterns for design floods" Jr. Hydr. Div. ASCE, 101(HY1): 81-95.

Pilgrim, D.; I. Cordery y R. French (1969) "Temporal Patterns of Design Rainfall for Sydney". Civil Engineering Transactions, Vol. CE 11, Nº 1. The Institution of Engineers. Sydney, Australia.

LA RELACIÓN ENTRE LAS PRECIPITACIONES MÁXIMAS DIARIAS, EL CAMBIO CLIMÁTICO Y EL NIÑO EN LA PROVINCIA DE ENTRE RÍOS

María Josefina Tito⁽¹⁾, Martín Pérez^(1,2), Eduardo Zamanillo^(1,2)

⁽¹⁾ Facultad de Ciencias de la Administración. Universidad Nacional de Entre Ríos.
Tavella 1424. Concordia. Entre Ríos.

⁽²⁾ Universidad Tecnológica Nacional - Facultad Regional Concordia
Teléfono: +54 (345) 4231432. Fax: +54 (345) 4231410.
E-mail: ezamanillo@gmail.com

RESUMEN

Se presentan los resultados del análisis de las precipitaciones máximas en 12 estaciones pluviométricas localizadas en la provincia de Entre Ríos con el objeto de analizar la dependencia de la frecuencia de ocurrencia de los valores máximos diarios, del cambio climático y del fenómeno de El Niño.

En una primera etapa se analizó la homogeneidad de las series históricas disponibles mediante el uso de test paramétricos y no-paramétricos, buscando detectar cambios en las series a partir de 1970 y 1980. Para ello se utilizaron los tests de Wilcoxon, de diferencia de medias y de varianzas.

Se analizó la posibilidad de que las precipitaciones máximas sean generadas por distribuciones formadas por dos o más poblaciones. Para ello, se utilizaron tests estadísticos para estudiar la dependencia de la serie de máximos diarios del fenómeno de El Niño. Se utilizó para la clasificación de un año en Niño y No Niño, el ONI (Oceanic Niño Index) publicado por la NOAA. Se aplicaron varias alternativas, basadas en estudios pre-existentes, para definir los criterios de clasificación. Como resultado se verificó la no-dependencia de los máximos diarios anuales del fenómeno El Niño.

Se comprobó que existe una dependencia entre los valores de precipitaciones mensuales medidos en las estaciones seleccionadas y el fenómeno El Niño. Se utilizaron los lineamientos establecidos por Pisciotto *et al.* para determinar qué meses del año estaban influidos por la señal El Niño.

Se estudió la frecuencia de eventos por encima del evento anual ($Tr=1,01$ años) en años Niño y No-Niño, dividiendo el total de estaciones en dos subregiones. En ambas se verificó un aumento del promedio anual de eventos extremos en los años Niño, pero sólo en uno de ellos se verificó que regionalmente este incremento es estadísticamente significativo.

Se compararon los resultados del análisis de frecuencia clásico individual en cada estación, realizado a partir de las series completas disponibles con los resultados de la regionalización de precipitaciones máximas realizados a partir de las series 1976-2005.

INTRODUCCIÓN

Se presentan los resultados del análisis de las precipitaciones máximas en 12 estaciones pluviométricas localizadas en la provincia de Entre Ríos con el objeto de analizar la dependencia de la frecuencia de ocurrencia de los valores máximos diarios, del cambio climático y del fenómeno de El Niño.

La zona de estudio corresponde a tres subregiones de la Provincia de Entre Ríos. La primera subregión está vinculada al tramo final de la cuenca del Río Paraná situada al sur de la ciudad de Diamante (ER) hasta la desembocadura del río Gualeguay, con una longitud aproximada a los 300 Km. Este tramo cubre los bordes de una región deltaica que abarca un área del orden de 20.000 Km², caracterizada por bajos e islas con agua permanente y temporaria. Una segunda subregión está localizada al este de la provincia, sobre el río Uruguay. La tercera subregión está localizada en el noroeste de la provincia sobre la cuenca del Arroyo Feliciano.

En una primera etapa se analizó la homogeneidad de las series históricas disponibles mediante el uso de tests paramétricos y no-paramétricos, buscando detectar cambios en las series a partir de 1970 y 1980. Para ello se utilizaron los tests de Wilcoxon, de diferencia de medias y de diferencia de varianzas.

Se analizó la posibilidad de que las precipitaciones máximas sean generadas por distribuciones formadas por dos o más poblaciones. Para ello, se utilizaron tests estadísticos para estudiar la dependencia de la serie de máximos diarios del fenómeno de El Niño. Se utilizó para la clasificación de un año en Niño y No Niño, el ONI (Oceanic Niño Index) publicado por la NOAA.

Se comprobó que existe una dependencia entre los valores de precipitaciones mensuales medidos en las estaciones seleccionadas y el fenómeno El Niño. Se utilizaron los lineamientos establecidos por Pisciotano *et al.* para determinar qué meses del año estaban influidos por la señal El Niño.

Se estudió la frecuencia de eventos por encima del evento anual ($Tr=1,01$ años) en años Niño y No-Niño, dividiendo el total de estaciones en tres subregiones. En todas las subregiones se verificó un aumento del promedio anual de eventos extremos en los años Niño, pero sólo en una de ellas se verificó que regionalmente este incremento es estadísticamente significativo.

Se compararon los resultados de la estimación de las precipitaciones máximas diarias obtenidas a partir del análisis de frecuencia clásico individual en cada estación, realizado a partir de las series completas disponibles, con los valores equivalentes resultantes de la Regionalización de Precipitaciones máximas para la Provincia de Entre Ríos (Zamanillo *et al.*, 2008) realizada a partir de las series pluviométricas 1976-2005.

Este trabajo forma parte del PICTO ANPCyT - UNER - INTA - CAFESG "Diagnóstico ambiental, social y productivo del Delta del Río Paraná".

RECOPIACIÓN Y ANÁLISIS DE DATOS BÁSICOS

Se recopiló la información pluviométrica diaria existente, tomando como base de catorce de las estaciones utilizadas en la regionalización de precipitaciones máximas realizada para la Provincia, generándose una base de datos constituida por estaciones con diferentes longitudes de registro, localizadas en tres subregiones, tal como se muestra en la Figura 1. La Tabla 1 presenta las estaciones y los años de registro de precipitaciones diarias en cada una.

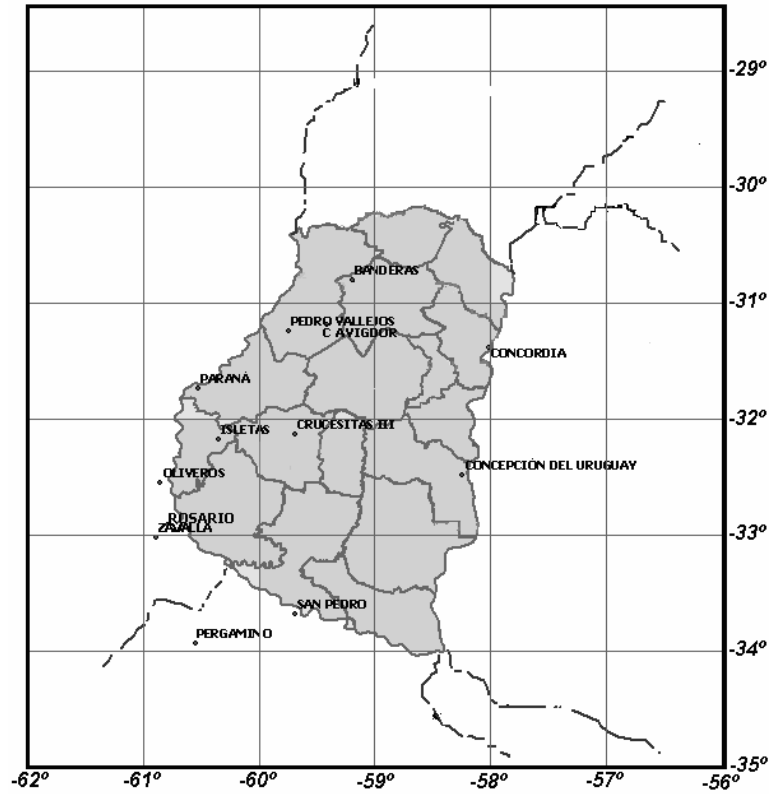


Figura 1: Localización de las estaciones seleccionadas.

Tabla 1: Estaciones utilizadas y longitudes de registro

Estación	Registros		Años registrados
	Desde	Hasta	
Paraná	1961	2013	52
Isletas	1958	2013	54
Crucesitas III	1956	2013	55
Oliveros	1962	2013	52
Rosario	1936	2012	77
Zavalla	1973	2013	41
Pergamino	1961	2013	53
San Pedro	1967	2013	47
Concordia	1969	2012	43
Concepción del Uruguay	1968	2013	43
Banderas	1958	2013	54
Pedro Vallejos	1958	2013	54
Colonia Avigdor	1958	2013	52
San Gustavo	1958	2013	56

En la Tabla 2 se muestra el resultado del análisis estadístico básico de la serie de precipitaciones máximas anuales de las doce estaciones seleccionadas para el período de disponibilidad de datos.

Se realizaron pruebas no-paramétricas para analizar la hipótesis de que la media de los máximos diarios no es estacionaria en las series de precipitaciones máximas diarias. Se exploró una división de las series en el año 1970, donde otros estudios realizados con anterioridad en la Cuenca del Plata (García y Vargas, 1998, Jaime y Menéndez, 2002 y Zamanillo *et al.* 2013) han detectado no homogeneidades en los caudales y niveles del río Paraná. También se exploró una división de las series en el año 1980 para analizar la sensibilidad a la década de quiebre.

Tabla 2: Estadísticas básicas de la serie

Estación	n	Media	D.E.	C.V.	Mín.	Máx.	Asim.	Kurt.
Paraná	52	101,5	37,7	37,1	42	241	1,7	3,4
Isletas	54	95,7	34,7	36,3	45	200	0,9	0,8
Crucesitas III	55	92,7	31,2	33,6	47	169	0,6	-0,6
Oliveros	52	93,9	24,6	26,2	52	153	0,3	-0,6
Rosario	77	92,2	32,0	34,8	45	178	0,8	-0,1
Zavalla	41	88,0	27,1	30,8	46	180	1,2	1,7
Pergamino	53	86,0	45,6	53,1	24	315	3,0	10,8
San Pedro	47	95,0	31,7	33,3	48	188	1,0	0,5
Concordia	43	109,2	36,1	33,0	61	194	0,8	-0,3
C. del Uruguay	43	94,8	27,3	28,8	55	176	0,8	0,2
Banderas	54	115,5	44,6	38,7	54	257	1,0	0,9
Pedro Vallejos	54	109,1	49,4	45,3	41	270	1,7	2,5
Cnia. Avigdor	52	97,7	30,6	31,3	47	184	0,9	0,2
San Gustavo	56	111,1	39,7	35,7	58	225	0,9	0,2

Se utilizó la prueba de Wilcoxon (Fernández Loureiro de Pérez, E., 2011) como test no-paramétrico para verificar si las dos sub-muestras son independientes o fueron extraídas de la misma población.

Las Tablas 3 y 4 presentan los resultados de los tests no-paramétricos para la división de las series en 1970 y en 1980 respectivamente. Los resultados obtenidos muestran que en general las medias de las sub-series posteriores a 1970 y 1980 (Media2) son mayores a los de las sub-series anteriores a dichos años. Sin embargo, las diferencias son estadísticamente significativas al 5% sólo en 3 de 12 casos.

Tabla 3: Resultados del test de Wilcoxon, dividiendo las series en 1970

Estación	n1	n2	Media1	Media2	D.E.1	D.E.2	W	p (2 colas)
Paraná	9	43	91,9	103,6	37,8	37,8	202	0,377
Isletas	13	41	80,7	100,4	28,7	35,4	263	0,057
Crucesitas III	15	40	76,1	99,0	28,8	30,0	284	0,010
Oliveros	9	43	95,3	93,6	17,2	26,0	249	0,800
Rosario	35	42	90,0	94,0	31,8	32,5	1313	0,591
Pergamino	10	43	72,0	89,3	31,3	48,1	214	0,203
San Pedro	4	43	101,1	94,4	48,3	30,5	100	0,879
Concordia	2	41	106,2	109,4	56,9	35,8	41	0,863
C. del Uruguay	3	40	97,6	94,6	19,1	28,0	76	0,634
Banderas	13	41	86,7	124,6	25,1	45,8	213	0,003
Pedro Vallejos	12	42	90,4	114,4	38,7	51,2	232	0,041
Cnia. Avigdor	13	39	82,4	102,8	22,7	31,4	247	0,039
San Gustavo	13	43	86,4	118,6	25,9	40,3	231	0,007

Las Tablas 5 y 6 presentan los resultados de los tests paramétricos de no homogeneidad en la varianza y en la media (García, Roberto M., 2004) respectivamente. Ambas tablas muestran que los test paramétricos se comportan en forma similar a los test no-paramétricos.

En la Tabla 5 se puede observar que en unas pocas estaciones pluviométricas se detectaron no-homogeneidades en la media con anterioridad y posterioridad a 1970 y 1980. De hecho, las diferencias son estadísticamente significativas al 5% sólo en 4 de 14 casos. Desde el punto de vista regional, estas estaciones están localizadas en la tercera subregión y en el interior de la provincia.

Tabla 4: Resultados del test de Wilcoxon, dividiendo las series en 1980

Estación	n1	n2	Media1	Media2	D.E.1	D.E.2	W	p (2 colas)
Paraná	19	33	93,9	105,9	28,8	41,7	476	0,595
Isletas	22	32	84,8	103,1	35,3	32,8	476	0,023
Crucesitas III	25	30	86,3	98,1	29,4	32,1	623	0,193
Oliveros	19	33	97,2	92,0	22,8	25,7	567	0,228
Rosario	45	32	89,0	96,6	30,4	34,2	1333	0,380
Zavalla	8	33	86,7	88,4	24,1	28,1	171	0,934
Pergamino	20	33	82,2	88,3	39,2	49,6	520	0,707
San Pedro	14	33	100,8	92,5	36,1	29,9	357	0,625
Concordia	12	31	100,7	112,5	20,2	40,4	250	0,705
C. del Uruguay	13	30	106,0	90,0	35,7	21,7	338	0,173
Banderas	23	31	92,4	132,6	29,2	46,7	441	0,001
Pedro Vallejos	21	33	85,9	123,8	31,4	53,4	379	0,001
Cnia. Avigdor	20	32	80,5	108,5	20,0	31,4	353	0,001
San Gustavo	23	33	96,6	121,3	29,7	42,9	529	0,034

Tabla 5: Resultados del test de igualdad de medias

Estación	Dividiendo las series en 1970			Dividiendo las series en 1980		
	Dif. de Medias	T	p	Dif. de Medias	T	p
Paraná	-11,7	-0,8	0,402	-12,0	-1,1	0,272
Isletas	-19,7	-1,8	0,074	-18,3	-2,0	0,056
Crucesitas III	-22,9	-2,5	0,014	-11,7	-1,4	0,167
Oliveros	1,7	0,2	0,853	5,2	0,7	0,469
Rosario	-4,0	-0,6	0,585	-7,6	-1,0	0,307
Zavalla				-1,6	-0,2	0,882
Pergamino	-17,3	-1,1	0,286	-6,1	-0,5	0,644
San Pedro	6,7	0,4	0,692	8,3	0,8	0,420
Concordia	-3,1	-0,1	0,906	-11,8	-1,3	0,212
C. del Uruguay	3,1	0,2	0,855	16,0	1,5	0,154
Banderas	-38,0	-3,8	0,001	-40,2	-3,9	0,001
Pedro Vallejos	-24,0	-1,5	0,139	-37,9	-3,3	0,002
Cnia. Avigdor	-20,5	-2,2	0,036	-27,9	-3,9	0,001
San Gustavo	-32,2	-2,7	0,009	-24,7	-2,4	0,021

Tabla 6: Resultados del test de igualdad de varianzas

Estación	Dividiendo las series en 1970				Dividiendo las series en 1980			
	Var1	Var2	F	p	Var1	Var2	F	p
Paraná	1429,0	1426,8	1,00	0,899	831,6	1739,6	0,48	0,101
Isletas	822,2	1254,1	0,66	0,437	1245,2	1075,8	1,16	0,697
Crucesitas III	831,5	899,8	0,92	0,915	863,6	1029,0	0,84	0,667
Oliveros	296,2	677,5	0,44	0,216	520,0	661,3	0,79	0,600
Rosario	1011,1	1055,6	0,96	0,905	924,8	1167,6	0,79	0,471
Zavalla					581,3	791,0	0,73	0,712
Pergamino	977,6	2311,2	0,42	0,169	1539,7	2455,5	0,63	0,286
San Pedro	2328,3	928,6	2,51	0,144	1299,3	893,4	1,45	0,378
Concordia	3240,1	1284,1	2,52	0,240	408,8	1630,7	0,25	0,019
C. del Uruguay	363,7	782,0	0,47	0,737	1276,9	469,2	2,72	0,027
Banderas	628,1	2095,5	0,30	0,028	854,0	2182,3	0,39	0,026
Pedro Vallejos	1499,3	2623,2	0,57	0,319	985,7	2853,9	0,35	0,015
Cnia. Avigdor	516,8	987,6	0,52	0,228	400,7	986,6	0,41	0,043
San Gustavo	668,4	1625,4	0,41	0,098	882,6	1842,0	0,48	0,076

En la Tabla 6 se puede observar que algo similar ocurre con respecto a la existencia de no-homogeneidades en la varianza con anterioridad y posterioridad a 1970 y 1980. De hecho, las diferencias son estadísticamente significativas al 5% sólo en 5 de 14 casos.

Los resultados presentados en las tablas 3 a 6 muestran que no se puede considerar que las precipitaciones máximas diarias provengan de poblaciones distintas con anterioridad y posterioridad a 1970 (1980). Por lo tanto el cambio climático solo presenta evidencia aislada en cuanto a la generación de eventos máximos diarios que provengan de poblaciones diferentes en función a cuál sub-serie pertenecen.

Se analizó también la posibilidad de que las precipitaciones máximas sean generadas por distribuciones formadas por dos o más poblaciones. Para ello, se utilizaron tests estadísticos para estudiar la dependencia de la serie de máximos diarios del fenómeno de El Niño. Se utilizó para la clasificación de un año en Niño y No Niño, el ONI (Oceanic Niño Index) publicado por la NOAA.

Se realizaron varias pruebas para definir los criterios para caracterizar si la precipitación diaria máxima anual debe ser clasificada como correspondiente a un año niño o a un año no-niño.

Debido a que uno de los objetivos del estudio es considerar la señal del fenómeno El Niño (ENSO) como variable que contribuye a estimar la recurrencia de los eventos, se tuvo en cuenta que a partir de 1950 existe una metodología consistente de medición del ENSO.

Para ello se utilizó la clasificación de un año en Niño y No Niño según la tabla de episodios fríos, neutrales y cálidos publicados por la NOAA. La NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration) clasifica en episodios cálidos y episodios fríos si el ONI (Oceanic Niño Index) alcanza un umbral de $\pm 0.5^{\circ}\text{C}$, en la región 3-4 (5°N - 5°S , 120° - 170°W), calculados a partir de períodos de base de 30 años centrados y actualizados cada 5 años.

En las series de precipitaciones máximas anuales observadas, los años donde el máximo se produjo en un período asociado a un episodio cálido, se clasificaron como años Niño, en caso contrario como años No-Niño. La Tabla 7 muestra cómo se clasificaron, siguiendo este criterio, los años correspondientes.

Tabla 7: Años El Niño posteriores a 1950, clasificados según intensidad de la señal

Débil	Moderado	Fuerte
1952	1951	1957
1953	1963	1965
1958	1968	1972
1969	1986	1982
1976	1987	1997
1977	1991	
2004	1994	
2006	2002	
	2009	

Sin embargo, al intentar clasificar los máximos diarios anuales de precipitación utilizando solo el valor del ONI en su mes de ocurrencia surgen una serie de dificultades que distorsionan los resultados.

Para solucionar este problema, se utilizaron los lineamientos establecidos por Pisciottano *et al.* (1994) para determinar qué meses del año se pueden considerar que están influidos por la señal El Niño en un año Niño.

Pisciottano *et al.* (1994), comprobaron, utilizando información anterior a 1986, que en la región correspondiente al sudeste de Sudamérica (SSA) existe una dependencia de la magnitud de las precipitaciones mensuales con la magnitud de la señal de El Niño. Basándose en estos resultados y utilizando información pluviométrica mensual hasta 2010, se comprobó que existe una dependencia entre los valores de precipitaciones mensuales medidos en la región de estudio y el fenómeno El Niño. El criterio establecido es que, dado un año Niño, la influencia de la señal afecta los meses de septiembre, octubre, noviembre y diciembre del año declarado Niño y los meses de enero a julio del año siguiente con excepción de febrero.

Siguiendo estos criterios se definieron dos sub-series para cada estación pluviométrica y se utilizó la prueba de Wilcoxon (Fernández Loureiro de Pérez, E., 2011) como test no-paramétrico para verificar si las dos sub-muestras son independientes o fueron extraídas de la misma población.

La Tabla 8 presenta los resultados del test no-paramétrico para la división de las series en Niño y no-Niño. Los resultados obtenidos muestran que en general las medias de las precipitaciones máximas diarias de la sub-serie correspondiente a los años Niño (Media1) son mayores a los de la sub-serie correspondiente a los años no-Niño. Sin embargo, las diferencias son estadísticamente significativas al 5% sólo en 2 de 13 casos.

Tabla 8: Resultados del test de Wilcoxon, años Niño – No Niño

Estación	n1	n2	Media1	Media2	D.E.1	D.E.2	W	p (2 colas)
Paraná	18	34	100,5	102,1	27,7	42,4	491	0,795
Isletas	16	39	100,7	93,7	37,8	33,2	475	0,617
Crucesitas III	14	27	98,1	98,1	30,5	30,6	292	0,945
Oliveros	15	37	102,1	90,6	21,3	25,3	473	0,127
Rosario	17	46	85,5	94,8	28,3	34,4	472	0,265
Zavalla	16	25	80,9	92,6	17,6	31,3	296	0,279
Pergamino	15	38	96,1	82,0	62,9	37,0	452	0,353
San Pedro	15	32	100,4	92,5	33,5	31,0	392	0,465
Concordia	17	25	119,3	104,1	37,9	33,8	416	0,191
Banderas	12	30	132,8	119,8	55,3	41,9	272	0,697
Pedro Vallejos	19	35	132,8	96,2	65,6	32,3	634	0,044
Cnia. Avigdor	17	37	113,4	91,7	32,0	29,3	605	0,010
San Gustavo	17	27	126,4	111,4	44,2	38,4	428	0,273

La Tabla 9 presenta los resultados de los tests paramétricos de igualdad de medias y varianzas para la división de las series en Niño y no-Niño. Los resultados obtenidos muestran que en general las diferencias de medias no son estadísticamente significativas al 5% (sólo lo son en 2 de 12 casos). Lo mismo ocurre con la diferencia de varianzas (sólo son estadísticamente significativas al 5% en 3 de 13 casos).

Los resultados presentados en las tablas 8 y 9 muestran que no se puede considerar que las precipitaciones máximas diarias provengan de poblaciones distintas en años Niño que en años No-Niño.

Si bien se comprobó que en los años Niño existe una tendencia a que los totales pluviométricos mensuales sean mayores que en los años no-Niño, pero al mismo tiempo se verificó que no hay una tendencia definida de que las precipitaciones máximas diarias sean consistentemente mayores, por lo que se considera necesario estudiar la frecuencia de eventos extremos.

En este sentido, se estudió la frecuencia de eventos por encima del evento anual ($Tr=1,01$ años) en años Niño y No-Niño, dividiendo el total de estaciones en dos subgrupos. En ambas se verificó un aumento del promedio anual de eventos extremos en los años Niño, pero sólo en una de ellas se verificó que regionalmente este incremento es estadísticamente significativo.

Tabla 9: Resultados de las pruebas de igualdad de medias y de varianzas, años Niño – No Niño

Estación	Igualdad de Medias			Igualdad de Varianzas			
	Dif. de Medias	T	p	Var1	Var2	F	p
Paraná	-1,7	-0,2	0,882	767,5	1796,9	0,4	0,066
Isletas	7,0	0,7	0,497	1425,3	1103,5	1,3	0,509
Crucesitas III	0,03	3,3E-03	0,997	930,3	933,1	1,0	0,999
Oliveros	11,5	1,6	0,128	454,1	641,0	0,7	0,497
Rosario	-9,3	-1,0	0,325	803,3	1183,0	0,7	0,403
Zavalla	-11,7	-1,5	0,134	310,5	976,7	0,3	0,025
Pergamino	14,1	0,8	0,426	3960,1	1370,2	2,9	0,001
San Pedro	8,0	0,8	0,426	1120,4	961,6	1,2	0,695
Concordia	15,2	1,4	0,182	1434,8	1142,7	1,3	0,599
Banderas	13,0	0,8	0,415	3062,6	1755,4	1,7	0,225
Pedro Vallejos	36,6	2,3	0,032	4303,3	1043,4	4,1	0,001
Cnia. Avigdor	21,7	2,5	0,017	1022,5	859,7	1,2	0,643
San Gustavo	15,0	1,2	0,241	1952,6	1471,9	1,3	0,507

En la Tabla 10 se muestran los resultados del test no-paramétrico de Wilcoxon de comparación del número medio de cantidad de eventos que superan la lluvia correspondiente al evento $Tr = 1,01$ en años Niño y No-Niño, a un Nivel de significación del 5%.

Tabla 10: Resultados del test de comparación de medias de la cantidad de eventos que superan la lluvia correspondiente al evento $Tr = 1,01$ en años Niño y No Niño. Nivel de significación 5%

Estación	Años Niño	Años No Niño	$Tr=1,01$ (mm)	Media años Niño	Media años No Niño	Test de Wilcoxon
Paraná	15	36	38	8,8	5,0	Significativo
Isletas	14	38	38	7,9	5,9	No Significativo
Crucesitas III	16	38	46	6,0	4,3	No Significativo
Oliveros	13	38	41	3,5	2,8	No Significativo
Rosario	15	36	38	7,2	6,6	No Significativo
Zavalla	12	28	44	4,5	4,0	No Significativo
Pergamino	15	37	40	4,7	4,2	No Significativo
San Pedro	14	32	45	5,0	4,3	No Significativo
Concordia	13	30	51	7,7	4,5	Significativo
Banderas	14	37	46	8,5	5,8	Significativo
Pedro Vallejos	15	40	49	5,9	3,9	Significativo
Avigdor	13	38	48	7,7	4,3	Significativo
San Gustavo	15	40	47	7,1	4,9	Significativo

Del análisis regional de la Tabla 10 se puede concluir que en la región del Delta entrerriano no se verifican diferencias estadísticamente significativas en el número medio de eventos por año de recurrencia $Tr=1,01$ o superiores en años Niño. En la región centro norte hay una tendencia consistente a que estas diferencias sean significativas.

En la Tabla 11 se presentan los resultados del test no-paramétrico de Wilcoxon de comparación del número medio de cantidad de eventos que superan la lluvia correspondiente al evento $Tr = 1,01$, antes y después de 1980, a un Nivel de significación del 5%.

Del análisis regional de la Tabla 11 se puede concluir que en la región del Delta entrerriano no se verifican diferencias estadísticamente significativas en el número medio de eventos por año de recurrencia $Tr=1,01$ o superiores en las sub-series anteriores a 1980 con relación a las posteriores a dicho año. En la región norte hay una tendencia consistente a que estas diferencias sean

significativas. Por lo que puede concluirse que, con la evidencia analizada, sólo en el Norte entrerriano hay un aumento consistente de la frecuencia de eventos extremos con posterioridad a 1980.

Tabla 11: Resultados del test de comparación de medias de la cantidad eventos que superan la lluvia correspondiente al evento $Tr=1,01$ antes y después de 1980. Nivel de significación 5%.

Estación	Años Niño	Años No Niño	$Tr=1,01$ (mm)	Media Antes de 1980	Media Después de 1980	Test de Wilcoxon
Paraná	19	33	38	5,3	6,6	No Significativo
Isletas	21	31	38	5,1	7,3	Significativo
Crucecitas III	24	30	46	4,8	4,8	No Significativo
Oliveros	18	33	41	2,8	3,1	No Significativo
Rosario	19	32	38	6,9	6,8	No Significativo
Zavalla	7	33	44	4,1	4,1	No Significativo
Pergamino	18	33	40	2,8	3,1	No Significativo
San Pedro	13	33	45	4,45	4,5	No Significativo
Concordia	11	32	51	4,8	5,7	No Significativo
Banderas	22	29	46	5,5	7,3	Significativo
Pedro Vallejos	22	33	49	3,2	5,2	Significativo
Avigdor	18	33	48	3,5	6,1	Significativo
San Gustavo	22	33	47	4,5	6,2	Significativo

ANÁLISIS DE FRECUENCIA

El objetivo específico del estudio es obtener el análisis de frecuencia de las precipitaciones máximas diarias en las 12 localidades seleccionadas.

Para ello se consideró el enfoque clásico, donde las precipitaciones máximas diarias se estiman a partir de una función de distribución de frecuencias. Las distribuciones de frecuencia candidatas que se consideraron para el análisis clásico son: (a) General de Valores Extremos; (b) Gumbel; y (c) Log-Normal.

La función de Distribución General de Valores Extremos (GEV) está indicada en (1).

$$F(x) = e^{-\left(1 - \frac{\gamma(x-\mu)}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\gamma}}} \quad (1)$$

Los tres parámetros de la distribución son γ , μ y α , que determinan la forma, ubicación y escala.

El parámetro γ permite dividir a la familia general en tres clases:

- Si $\gamma = 0$ Distribución Gumbel o EVI
- Si $\gamma > 0$ Distribución Frechet o EVII
- Si $\gamma < 0$ Distribución Weibull o EVIII

Si los logaritmos Y de una variable aleatoria X se distribuyen normalmente se dice que X se distribuye normalmente. La función densidad de la distribución Log-Normal está dada por la ecuación (2).

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-\mu_y}{\sigma_y}\right)^2} \quad (2)$$

Donde $y = \log x$, μ_y es la media de y y σ_y es la desviación estándar de y .

En todos los casos los parámetros de las distribuciones se estimaron por el método de L-momentos propuesto por Hosking (1990). La ventaja que presentan los L-momentos, respecto de los momentos convencionales, es que pueden caracterizar un número mayor de distribuciones y estar libres de sesgo aún para muestras pequeñas.

Para el ajuste de las series de máximos a las distribuciones se utilizó el software R (R Development Core Team, 2008).

Para medir la bondad del ajuste, se consideraron criterios basados en parsimonia y medidas de la variabilidad no explicada. La idea de parsimonia es que un buen modelo tiene pocos parámetros, ya que ha capturado las propiedades intrínsecas de la serie que se analiza; por el contrario, un modelo con demasiados parámetros es un modelo que probablemente ajuste mejor pero que sea menos robusto.

Históricamente la calidad de ajuste de una distribución se ha realizado efectuando la suma de los cuadrados de los residuos dividida por el tamaño de la muestra n (ECMV).

El Criterio de información de Akaike (AIC) (Salas *et al.*, 1980), definido por (5), combina el ECMV, el total p de parámetros de la distribución que va a ser ajustada y la longitud n de la serie.

$$AIC(p) = n \cdot \ln(ECMV^2) + 2p \quad (3)$$

El criterio de información de Akaike pondera la varianza residual y el número de parámetros del modelo, en donde, para las distribución GEV, $p = 3$, y para las distribuciones Gumbel y Log-Normal, $p = 2$. De esta forma un modelo será mejor que otro si el AIC es menor independientemente del número de parámetros.

En síntesis, como indicadores para medir la bondad del ajuste se consideraron el Error Cuadrático Medio de la Variable, el Error Cuadrático Medio de la Frecuencia y el Criterio de Información de Akaike.

La Tabla 12 presenta los valores obtenidos para cada uno de estos indicadores, para cada distribución considerada y para cada estación. En la misma tabla se muestra la distribución de mejor ajuste de acuerdo a cada criterio cuantitativo de bondad de ajuste considerado. En la tabla se puede apreciar que hay predominio de la distribución GUMBEL (19 sobre 39 casos) en comparación con LN2 (8 sobre 39), GEV (12 sobre 39).

COMPARACIÓN CON LA REGIONALIZACIÓN

Se compararon los resultados del análisis de frecuencia clásico individual en cada estación, realizado a partir de las series completas disponibles, con los resultados de la Resultados de la regionalización de precipitaciones máximas para la provincia de Entre Ríos (Zamanillo *et al.*, 2009).

Los resultados cuantitativos de la comparación para períodos de retorno de 2, 5, 10, 20, 25 y 50 años de tiempo de retorno se muestran en la Tabla 13. En ella se presentan los valores de precipitación máxima diaria estimadas mediante los ajustes individuales a las distribuciones GEV, Gumbel y Log-Normal de dos parámetros y los valores de precipitación obtenidos para las coordenadas geográficas de las estaciones pluviométricas mediante la regionalización.

Tabla 12: Medidas de bondad de ajustes del análisis de frecuencia

Estación	Criterio	GEV	LN2	GUMBEL
Paraná Inta	ECMF	0,5822	0,5729	0,5677
	ECMV	5,64	8,10	7,00
	AIC	186	222	206
Isletas	ECMF	0,5812	0,5767	0,5780
	ECMV	4,60	4,21	4,08
	AIC	174	162	159
Crucecitas III	ECMF	0,6071	0,6070	0,6100
	ECMV	12,04	8,25	8,32
	AIC	280	236	237
Oliveros	ECMF	0,5706	0,5887	0,5974
	ECMV	2,78	4,65	5,54
	AIC	112	164	182
Rosario	ECMF	0,4338	0,4299	0,4294
	ECMV	42,29	41,80	41,90
	AIC	433	430	430
Zavalla	ECMF	0,5877	0,5834	0,5806
	ECMV	3,30	3,95	3,39
	AIC	104	117	104
Pergamino	ECMF	0,5762	0,5635	0,5486
	ECMV	7,23	18,34	36,90
	AIC	216	312	386
San Pedro	ECMF	0,5917	0,5835	0,5815
	ECMV	4,96	3,73	3,49
	AIC	156	128	122
Concordia Inta	ECMF	0,5950	0,5866	0,5847
	ECMV	7,86	6,76	6,95
	AIC	183	168	171
Banderas	ECMF	0,5913	0,5879	0,5894
	ECMV	12,66	10,88	10,23
	AIC	280	262	255
Pedro Vallejos	ECMF	0,5889	0,5782	0,5670
	ECMV	9,74	11,38	10,82
	AIC	252	267	261
Avigdor	ECMF	0,5877	0,5809	0,5804
	ECMV	5,30	4,98	4,92
	AIC	180	171	170
San Gustavo	ECMF	0,5930	0,5898	0,5910
	ECMV	10,73	9,09	8,68
	AIC	272	251	246

A modo de ejemplo en las Figuras 2, 3, 4 y 5 se presentan las comparaciones gráficas de los resultados del análisis de frecuencia clásico individual y el de la regionalización de precipitaciones máximas para las estaciones Banderas, Concordia, Isletas y San Pedro.

Tanto del análisis de la Tabla 13 como de las figuras 2 a 5 se puede concluir que los resultados de la regionalización basada en los registros observados en el período 1976-2005 presenta resultados totalmente compatibles y válidos para el rango de recurrencias de 2 a 50 años de tiempo de retorno con los resultados que se obtienen de los ajustes individuales con las series completas que incluyen datos anteriores a 1976 y posteriores a 2005.

Tabla 13: Resultados para 4 estaciones de las comparaciones del análisis de frecuencia clásico individual de las series completas disponibles, con los resultados de la regionalización de precipitaciones máximas diarias realizada a partir de las series 1976-2005

Estación	Tr (años)	P Gumbel (mm)	P GEV (mm)	P LN2 (mm)	P Reg ER (mm)
Isletas	2	90	90	90	96
	5	121	122	122	127
	10	142	144	143	149
	20	162	165	163	171
	25	168	171	169	179
	50	187	192	188	203
San Pedro	2	90	89	90	85
	5	118	117	118	112
	10	137	137	136	131
	20	155	157	153	150
	25	161	164	159	157
	50	179	184	175	178
Concordia	2	103	102	104	109
	5	136	135	136	144
	10	158	158	157	169
	20	179	180	177	194
	25	185	188	183	203
	50	206	211	201	230
Banderas	2	116	117	116	120
	5	158	160	159	159
	10	185	190	187	186
	20	212	219	214	214
	25	220	228	223	223
	50	246	257	250	253

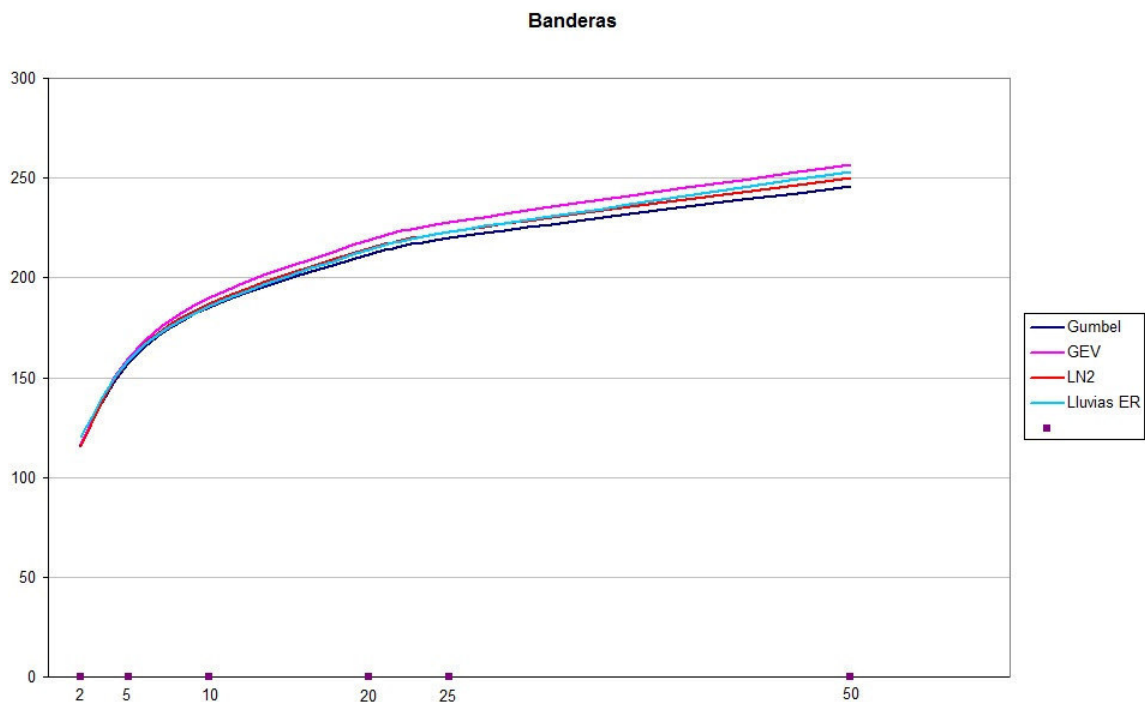


Figura 2: Comparación gráfica análisis de frecuencia clásico individual y el de la regionalización de precipitaciones máximas para la estación Banderas

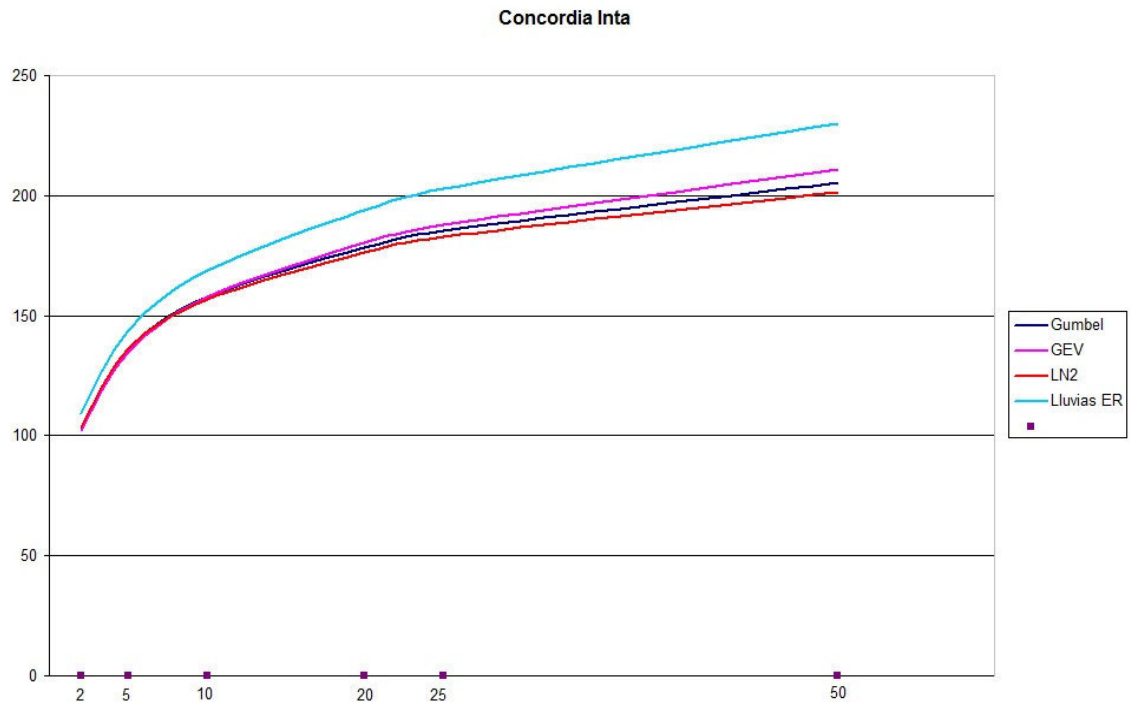


Figura 3: Comparación gráfica análisis de frecuencia clásico individual y el de la regionalización de precipitaciones máximas para la estación Concordia INTA

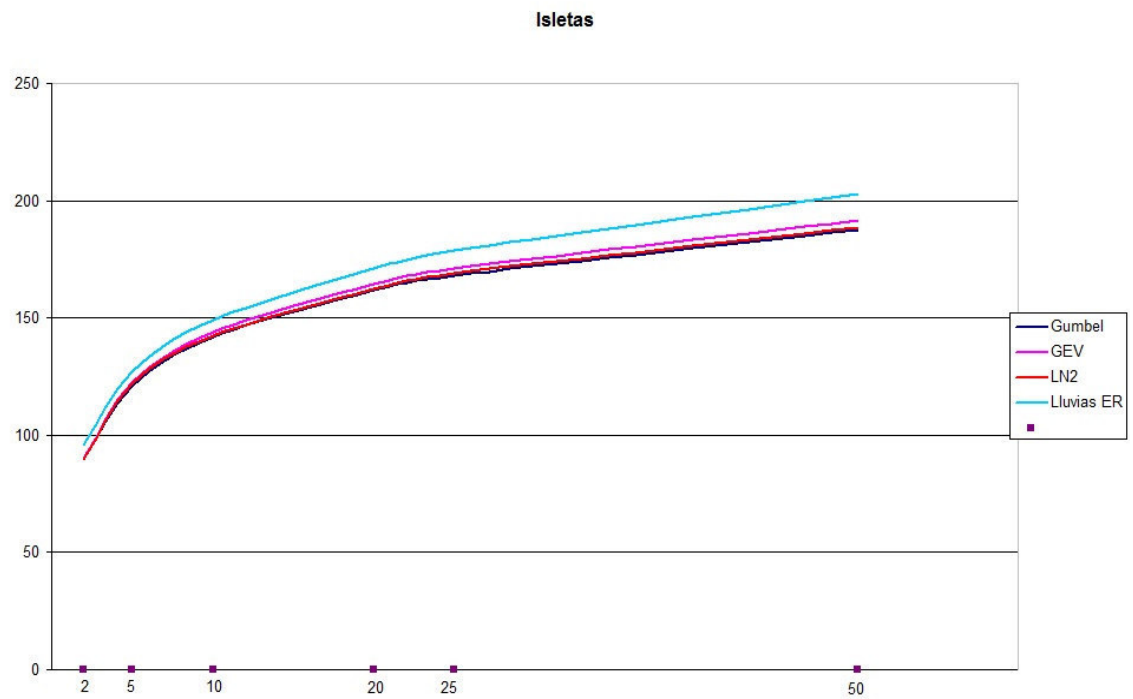


Figura 4: Comparación gráfica análisis de frecuencia clásico individual y el de la regionalización de precipitaciones máximas para la estación Isletas.

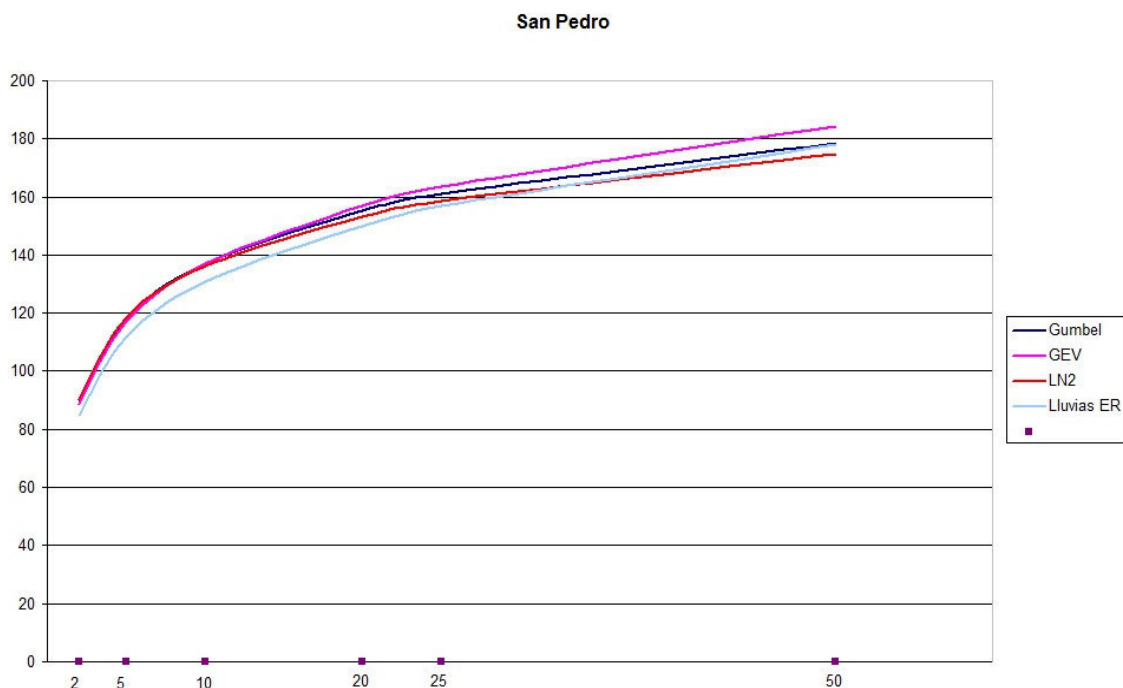


Figura 5: Comparación gráfica análisis de frecuencia clásico individual y el de la regionalización de precipitaciones máximas para la estación San Pedro.

CONCLUSIONES

En función de los resultados obtenidos y presentados en este trabajo, se puede concluir que:

1. Para el conjunto de 14 estaciones analizadas, no se puede considerar que las precipitaciones máximas diarias provengan de poblaciones distintas con anterioridad y posterioridad al año 1970, que se considera como año característico de quiebre en cuanto a la influencia del cambio climático en la cuenca del Plata. Por lo tanto, sobre este conjunto de estaciones y por ende sobre la provincia de Entre Ríos el cambio climático sólo presenta evidencia aislada en cuanto a haber afectado la magnitud de los eventos pluviométricos máximos diarios.
2. Si bien las medias de las precipitaciones máximas diarias correspondiente a los años Niño son mayores a las medias correspondientes a los años no-Niño en la mayoría de las estaciones analizadas (9 de 13 casos), esta evidencia no es estadísticamente significativa al 5%. Por lo tanto, no se puede considerar con la información disponible, que la magnitud de las precipitaciones máximas diarias en la región de estudio pertenezcan a poblaciones distintas en los años Niño que en los años No-Niño.
3. En coincidencia con la evidencia que presentaron Pisciottano *et al.* (1994) para la región del Noroeste del Uruguay, en esta región de estudio existe una tendencia a que los totales pluviométricos mensuales en los años Niño sean mayores que en los años no-Niño.
4. En la región del delta Entrerriano no se verifican diferencias estadísticamente significativas en el número medio de eventos por año de recurrencia superior a $Tr=1,01$ años en años Niño con respecto a años No-Niño. En la región centro norte hay una tendencia consistente a que estas diferencias sean estadísticamente significativas. Por lo que, sólo en el Norte entrerriano hay un aumento consistente de la frecuencia de eventos extremos con posterioridad a 1980.
5. Los resultados de la regionalización basada en los registros observados en el período 1976-2005 son totalmente compatibles y válidos para el rango de recurrencias de 2 a 50 años de

tiempo de retorno con los resultados que se obtienen de los ajustes individuales con las series completas que incluyen datos anteriores a 1976 y posteriores a 2005.

BIBLIOGRAFÍA

- Fernandez Loureiro de Pérez, E.** (2011) *“Estadística no paramétrica”*. 2da. Edición. Ediciones Cooperativas.
- García, N.; Vargas W.** (1998) The temporal climatic variability en the Río de la Plata basin displayed by the river discharges, *Climate Change*, 38, 359-379.
- Gumbel, E. J.** (1958) *“Statistics of Extremes”*. (Dover Publication, New York 2004)
- García, R. M.** (2004) *“Inferencia estadística y diseño de experimentos”*. 1era. Edición. Ed. Eudeba.
- Hosking, J. R. M.** (1990). *“L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics”*. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 52: 105–124.
- Jaime, P.; Menéndez, A.** (2002) Análisis del Régimen Hidrológico de los Ríos Paraná y Uruguay, Informe INA-LHA 05-216-02, Comitente: Proyecto Freplata.
- NOAA.** National Oceanic and Atmospheric Administration.
http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis_monitoring/ensostuff/ensoyears.shtml
- Paoli, C. U.; et al.** (1996). *“Análisis de Frecuencia de Variables Hidrológicas”*. Universidad Nacional del Litoral. Facultad de Ingeniería y Ciencias Hídricas.
- Pisciottano, G.; et al.** (1994) *“El Niño-Southern Oscillation Impact on Rainfall in Uruguay”*. *Journal of Climate*. Vol 7. Issue 8 (August 1994).
- R Development Core Team** (2008). *“R: A language and environment for statistical computing”*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Salas, J. D.; et al.** (1980). *“Applied Modelling of Hidrologic Time Series”* Water Resources Publications.
- Zamanillo E; et al.** (2008). "Tormentas de diseño para la provincia de Entre Ríos", Universidad Tecnológica Nacional Facultad Regional Concordia ISBN 978-950-42-0109-0.
- Zamanillo E; Tito M.J.; Perez M.** (2013). Análisis de Frecuencia de Niveles Máximos en el Delta del Río Paraná. Anales del XXIV Congreso Nacional del Agua, San Juan.
- Zamanillo E; et al.** (2009). "Aspectos Metodológicos y Resultados de la Regionalización de precipitaciones máximas para la provincia de Entre Ríos", Cuadernos del CURIHAM ISSN 1514-2906, Rosario.

**ALGUNOS FACTORES GENÉTICOS EN LA FORMACIÓN O DISIPACIÓN DE LAS
TORMENTAS CON LLUVIAS DE GRAN VOLÚMEN EN EL NOA**

Juan L. Minetti y Walter M. Vargas

Laboratorio Climatológico Sudamericano (LCS) -CONICET-Dpto. de Geografía UNT. San Miguel de Tucumán- minettil@arnet.com.ar

RESUMEN

En este análisis se revisan algunos de los efectos que contribuyen al desarrollo de precipitaciones máximas en el NOA como la continentalidad, topografía, y el factor baroclínico de la atmósfera. Se destacan entre ellos el mecanismo monzonal con la convergencia de vapor hacia el NOA, la topografía y el factor de ascenso orográfico de aire húmedo, en un contexto de profundización de la depresión termo-orográfica del NOA y la baroclinicidad húmeda. Este último efecto se lo muestra en términos estadístico como el debido a la actividad de frentes fríos y actividad prefrontal.

INTRODUCCION

Las lluvias en el NOA tienen diversas génesis descritas en el pasado por Wolcken (1954) Hoffmann (1971) y Minetti y otros (2005) entre otros. Por la descripción de Wolcken se puede ver que la suma de las lluvias originadas en procesos frontales es de un 70% en S.M. de Tucumán. En este caso la intervención de dos masas de aire de diferentes condiciones físicas figuran entre los mecanismos más destacados. Aquí un 30% del total precipitado es asignado a procesos no frontales. De estos últimos, el factor orográfico alcanzaría a un 14% del total clasificado. Más adelante el mismo autor destaca que del total de los procesos frontales un 33% de las lluvias la originaría frentes fríos comunes y un 21% debida a frentes fríos con efectos orográficos. Más adelante Minetti destaca que en el NOA el principal proceso es de frentes fríos con un 20-25% de casos, siguiéndole la advección de humedad sobre la región con un 15-22% de casos y en tercer lugar la actividad de líneas de inestabilidad con un 14-20%.

Sin embargo cuando se discrimina de precipitación debida a uno de éstos procesos, la línea de inestabilidad es la que más volumen de lluvia arroja siguiéndole otro tipo de actividad pre frontal. Lo que es cierto es que no podemos de dissociar al proceso de lluvia de gran volumen con la de actividad frontal y pre frontal. Previo a esto es importante destacar que para que ocurra una precipitación de gran volumen es importante un buen desarrollo de la advección de la humedad, generada por un proceso cuasi monzonal donde actúa un calentamiento continental de verano, profundización de la depresión termo orográfica del NOA (Lichenstein, 1983, Minetti y Vargas, 1996), aumento del gradiente de presión atmosférica entre el borde anticiclónico del O. Atlántico con esta depresión, advección de humedad desde una fuente (el océano) y la llegada del mismo al interior continental donde converge y asciende involucrando a la topografía como factor geográfico. El tiempo cronológico que dure la advección de humedad sobre el continente es clave en las generaciones de tormentas en la región. Es por ello que oscilaciones de la presión del orden de 18 y 50 días debidas al ciclo índice (Necco, 1980) y MJO (Madden y Julian (1971) son importantes cuando se instalan en el trópico ya que dan lugar al aporte persistente de humedad de 9 a 25 días. Lamentablemente estas oscilaciones no son tan frecuentes de aparecer para que sean utilizadas en el pronóstico meteorológico (Minetti, 1991).

En este trabajo se intentará mostrar a algunos mecanismos y factores que intervienen en la generación de lluvias de gran volumen a los efectos de su posterior uso en el modelado meteorológico o hidrológico.

DATOS Y MÉTODOS

Se han utilizado datos de precipitaciones extremas de Argentina en el período 1981-90 para el análisis de la geografía en la generación de lluvias de gran volumen en escala regional. También se emplearon valores de lluvias máximas caídas en 24 hs en una red pluviométrica sobre la provincia de Tucumán, y otras variables indicadores de la baroclinicidad, en Argentina y presión atmosférica local en S.M. de Tucumán. Toda esta información proviene de la red meteorológica de escala sinóptica y mesoescala del Servicio Meteorológico Nacional. Las técnicas estadísticas empleadas son las de uso corriente en análisis bivariados.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La **figura 1** representa al campo de presión atmosférica medio mensuales de los meses de Julio y Enero en Sudamérica (Hoffmann, 1992). En ella se observa la intensificación del flujo de aire húmedo del NE sobre el Noroeste Argentino (NOA) realizado como un proceso cuasi-monzonal de calentamiento continental y profundización de la depresión termo orográfica.

Los procesos de lluvia que esta circulación induce son ampliamente conocidos y la concentración de las precipitaciones en el período estival de máximo calentamiento puede verse en la **figura 2**. El 50% de las precipitaciones de gran parte del NOA caen en el trimestre estival. La **figura 3** en cambio muestra que las lluvias de gran volumen caídas en 24 hs (día pluviométrico) tiene una distribución espacial preferentemente recostada sobre la serranía divisoria de aguas en el NOA y zona pedeserranas. Esto estaría indicando que en el NOA hay un factor geográfico preferencial para las lluvias de gran volumen. Este factor orográfico se lo puede ver en algunas tormentas que cubren por supuesto áreas más pequeñas en mesoescala. Algunas de estas tormentas mayores de 100mm/día se pueden ver en la **figura 4**. En la primer toma (Arriba-Izquierda puede verse a una tormenta de escala reducida sobre el Dpto. Capital posiblemente por una derivación de la condición inestable de mayor escala que existió en el SO de la provincia. Arriba-Derecha puede verse un conglomerado de tormentas de escala media ubicada sobre la serranía de San Javier, Dpto. Capital y serranía de La Ramada. Un conglomerado mayo de tormentas que afectó sólo a la región pedeserranas con tres lóbulos se ven Abajo-Izquierda. Una tormenta de gran escala que cayera sobre la zona serrana de casi todo el O y la región llana deprimida del E se ve en la figura de Abajo-Derecha. Es evidente que en cada uno de estos sistemas de lluvias han tenido una génesis diferente. En este trabajo sólo mostraremos a dos mecanismos que generan o suprimen la actividad de tormentas en el NOA.

La **figura 5** muestra la relación que existe entre la presión atmosférica de SMT con la baroclinicidad húmeda (diferencia energética latitudinal en Argentina). De esta se infiere que en un paulatino proceso de calentamiento tropical, la depresión se profundiza y linealmente también el gradiente N-S de la energía. Por el primer factor crece la advección de humedad hacia el continente que alimenta a las tormentas, mientras que el segundo factor, la intensa baroclinicidad delata la presencia de dos masas de aire de diferente energía sensible. Esta última alimenta a los procesos de escala sinóptica como los frentes y también a toda aquella actividad asociada como la inestabilidad prefrontal y otros. En la actividad prefrontal esta puede ser organizada como las líneas de inestabilidad, MCCs o desorganizadas como tormentas de convección aislada. Una mayor baroclinicidad hace crecer la probabilidad de ocurrencia de tormentas en cualquier punto del NOA como lo muestra la **figura 6**. Este crecimiento es explosivo cuando el índice observado en horas de la mañana alcanza a superar los 26.

Los mecanismos generadores de precipitaciones de gran volumen pueden verse como síntesis en la **figura 7**. La actividad frontal, prefrontal y de línea de inestabilidad serían los que generarían las precipitaciones de mayor volumen en el NOA. En este análisis se ha separado por su importancia a las líneas de inestabilidad de las otras formas de actividad prefrontal.

La **figura 8** en cambio muestra la relación entre la presión atmosférica en una localidad del seno de la depresión continental como SMT y las precipitaciones de gran volumen. Esta indica que en la medida que profundiza la depresión esta favorece al transporte de humedad del NE hacia la depresión y aumenta también la energía disponible en el rumbo

N-S para el desarrollo de fenómenos de mayor escala conducentes a la ocurrencia de tormentas. El máximo ocurren cuando la presión a nivel del mar de SMT alcanza a valores de 1001-1010 mb. Cuando la depresión profundiza más aún, debajo de 1001 mb aparece un fenómeno no deseado que tiene que ver con el transporte de aire transcordillerano (efecto zonda). Este efecto conduce al secado de la región continental, además de su capacidad descendente al oriente de la Cordillera y de supresión de toda actividad convectiva frontal o no.

CONCLUSIONES

Se muestran que la geografía del NOA contribuye con dos mecanismos favorables a las precipitaciones de gran volumen. El primero tiene que ver con los niveles de profundización de la depresión termo-orográfica que favorece al transporte de humedad del océano al continente hasta que la profundización del sistema alcanza un punto donde empieza a intervenir el transporte de aire transcordillerano y con ello el proceso de secado y supresor de la convección. Esta profundización de la depresión también está vinculada con la energía disponible en sentido N-S de la atmósfera para el desarrollo de los procesos en escala mayor que organiza a la convección, tales como líneas de inestabilidad y otros. El factor orográfico es importante en un gran caso por ello que los sistemas de tormentas de gran volumen se alinean con la alineación serrana. No obstante se muestran sistemas de tormentas, aislados, en la llanura, en la serranía y ambos, donde algunos tienen influencia serrana o no.

LITERATURA CITADA

Hoffmann, J.A.J. 1971: Frentes, masas de aire y precipitaciones en el Norte Argentino. Meteorológica Vol. II, 1,2,3. 130-149.

Lichtenstein, E.R., 1983: Sobre el mecanismo de la presión en el NOA. Meteorológica 14, Nº 1 y 2. 569-580.

Madden, R.A. and P.R. Julian, 1971: Detection of a 40-50 day oscillation in the tropics. J.Atmos.Sci. 28, 702-708.

Minetti, J.L., 1991: Estudio de las singularidades climáticas en series de temperaturas del NOA. Tesis doctoral. Dpto. de Cs. De la Atmósfera, UBA, 117 pgs. Bs.As.

Minetti, J.L. y W.M. Vargas, 1996: Ciclo de vida de una depresión o máximo de presión sobre el NOA. VII Congreso Argentino de Meteorología y VII Latinoamericano de Meteorología.

Minetti J.L. y W.M. Vargas, 2005: La circulación regional en el NOA y condiciones del tiempo asociadas. En El Clima del NOA. 77-115.

Necco, G.V., 1980: Curso de cinemática y dinámica de la atmósfera. EUDEBA. Bs.As.

Wolcken, K. 1954: Algunos aspectos sinópticos de la lluvia en la Argentina. Meteoros Año IV, Nº 4, 327-380.

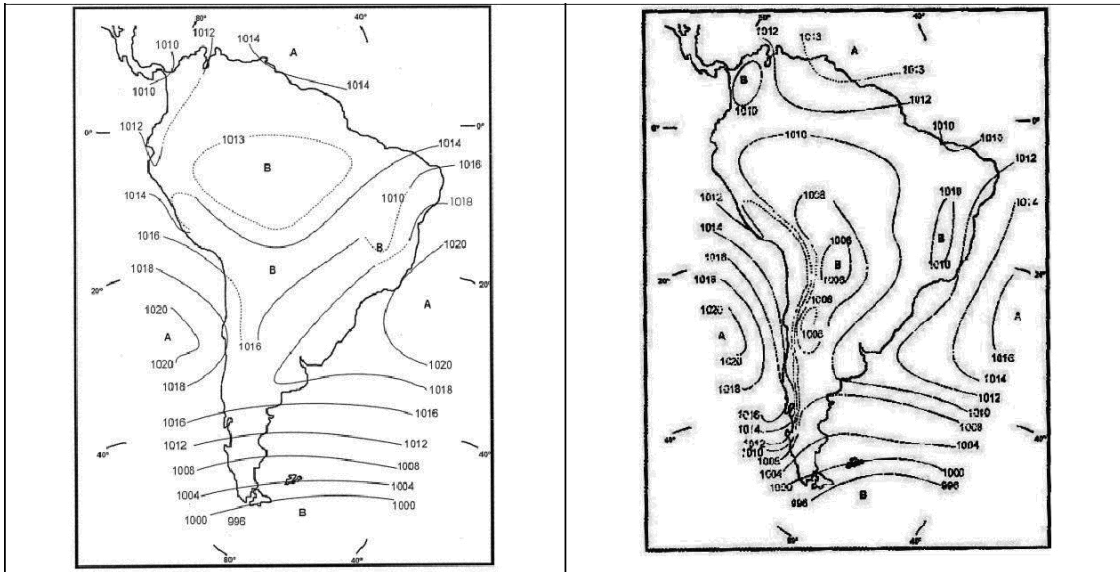


Figura 1: Isobaras de Julio y Enero en Sudamérica, según Hoffmann (1992).

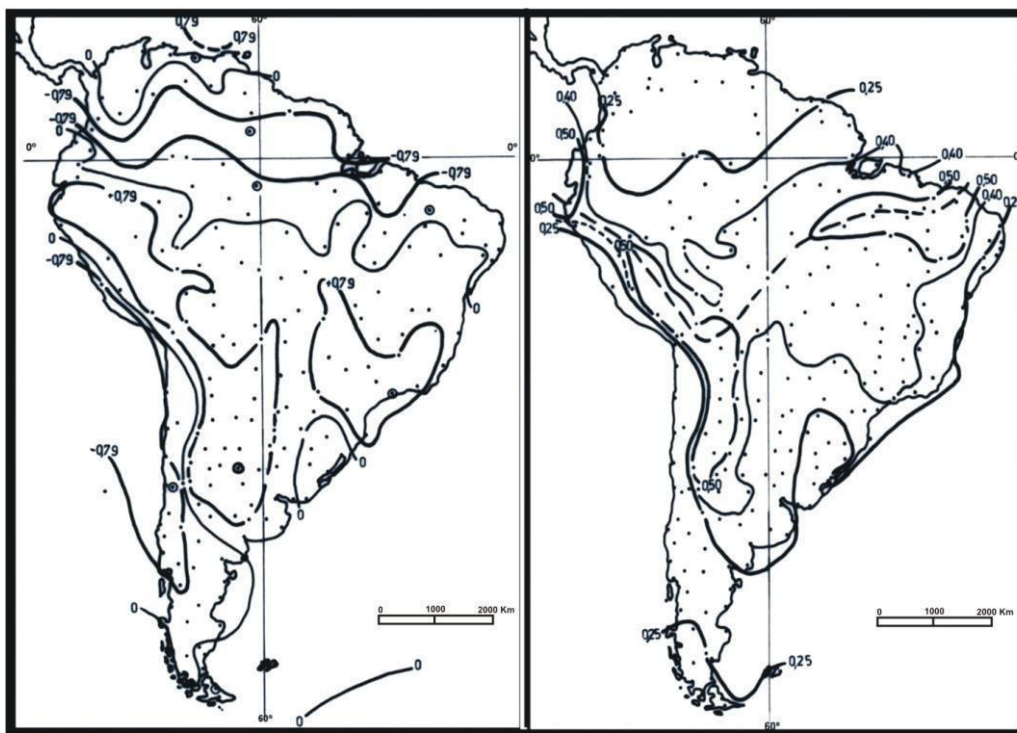
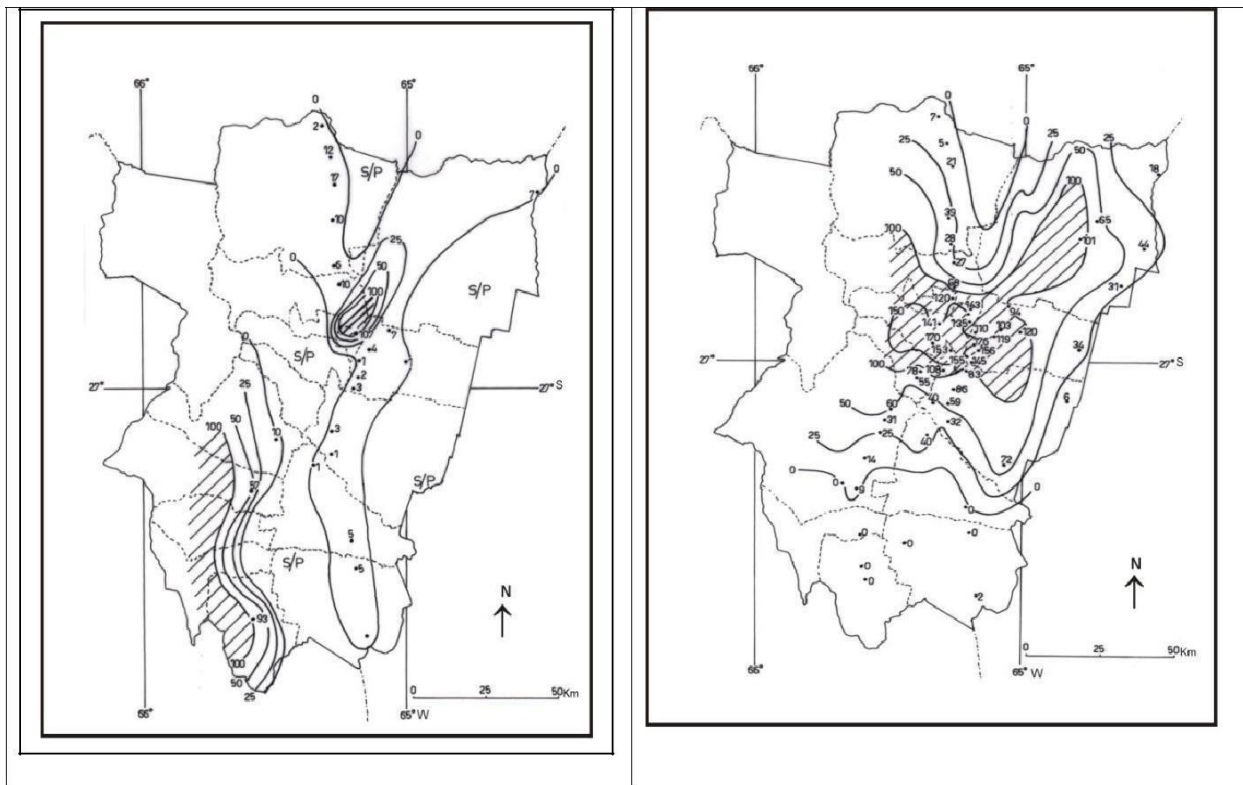


Figura 2: Izquierda, correlación entre las temperaturas y las precipitaciones medias mensuales. $R = \pm 0.79$ significativo al $1/20$. A la derecha porcentaje de la precipitación media caída en el trimestre EFM respecto al total.



Figura 3: Precipitaciones máximas caídas en 24 hs en Argentina. Período 1981-90, SMN (1992). Se rayan las zonas con precipitaciones diarias mayores que 150mm.



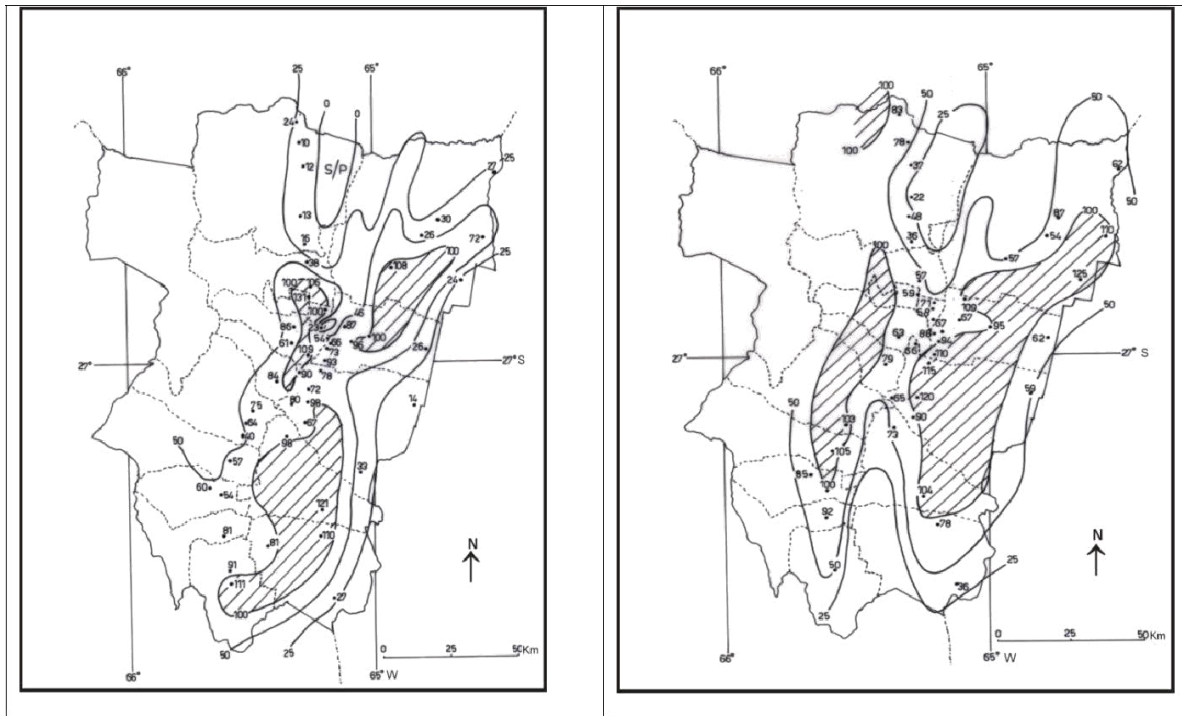


Figura 4: Estructuras espaciales de cuatro precipitaciones máximas caídas en la provincia de Tucumán. Arriba-Izquierda 01-03-1945/ Arriba-Derecha 16-03-1943/ Abajo-Izquierda 16-03-1942/ Abajo-Derecha 12-12-1951.

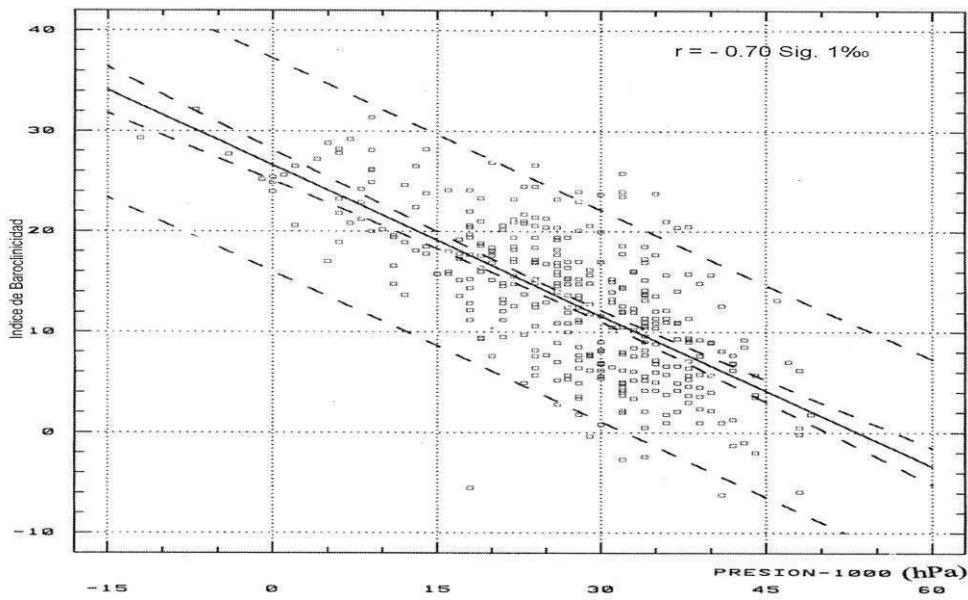


Figura 5: Relación lineal existente entre la presión atmosférica en S.M. de Tucumán y el índice de baroclinicidad húmeda.

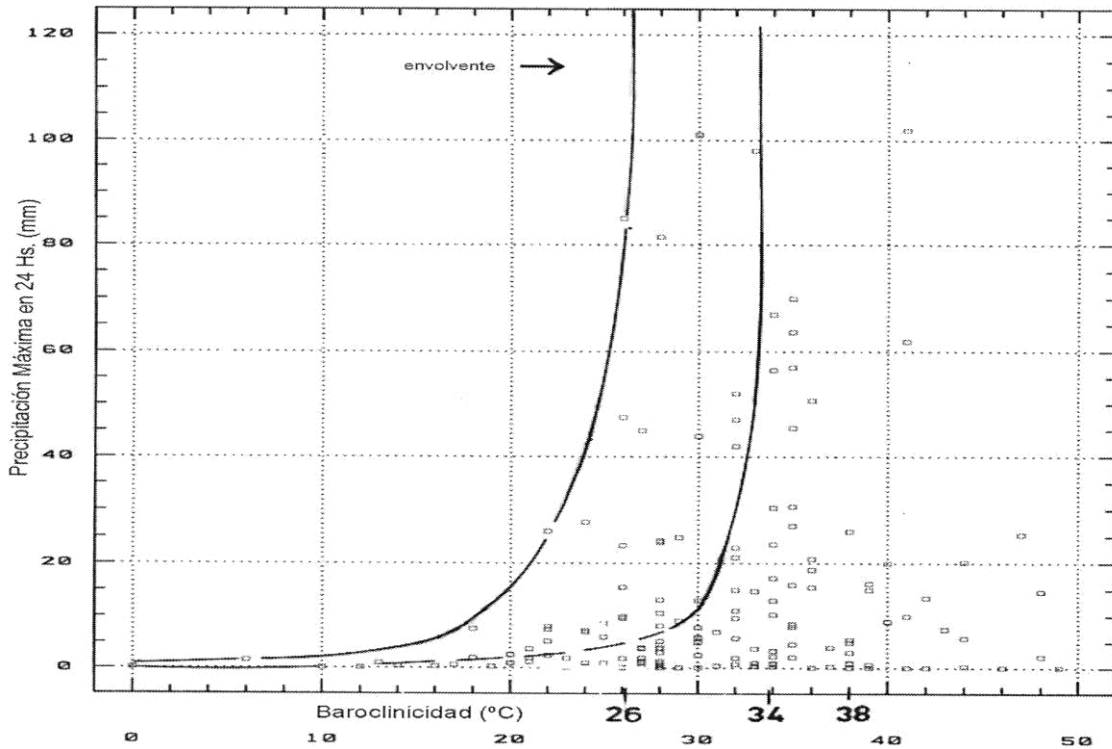


Figura 6: Relación existente entre la baroclinicidad húmeda con la ocurrencia de precipitaciones de gran volumen en algún punto del NOA.

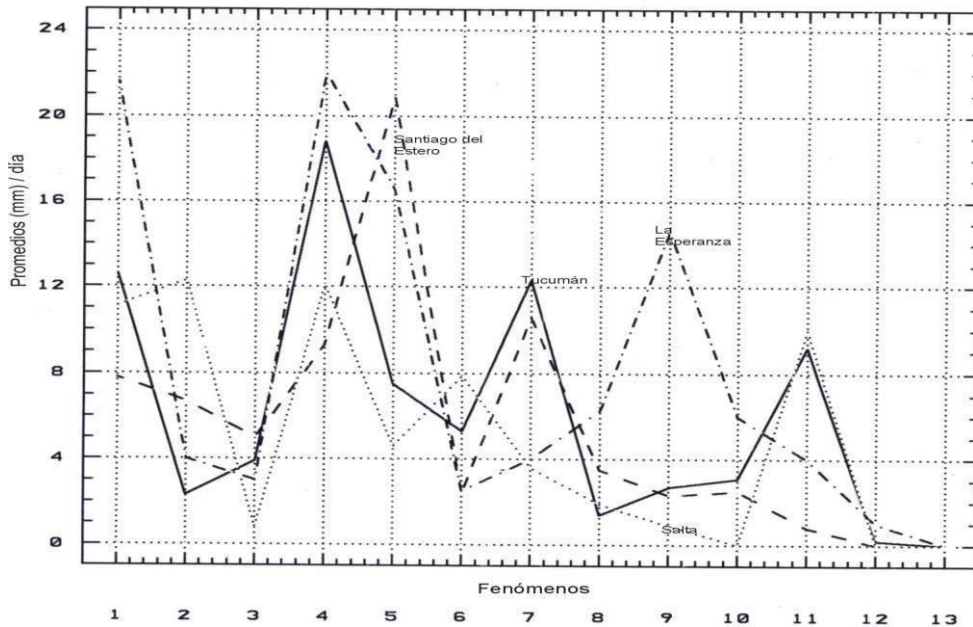


Figura 7: Mecanismos precipitantes y volúmenes medios de precipitaciones por cada uno de ellos. 1- frente frío, 2-frente estacionario, 3-frente cálido, 4-línea de inestabilidad, 5-inestabilidad prefrontal, 6-inestabilidad post frontal, 7-inestabilidad convectiva, 8-advección de humedad, 9-advección de humedad post frontal, 10-vaguada de superficie, 11-vaguada de altura, 12-convergencia ciclónica, 13-depresión de altura.

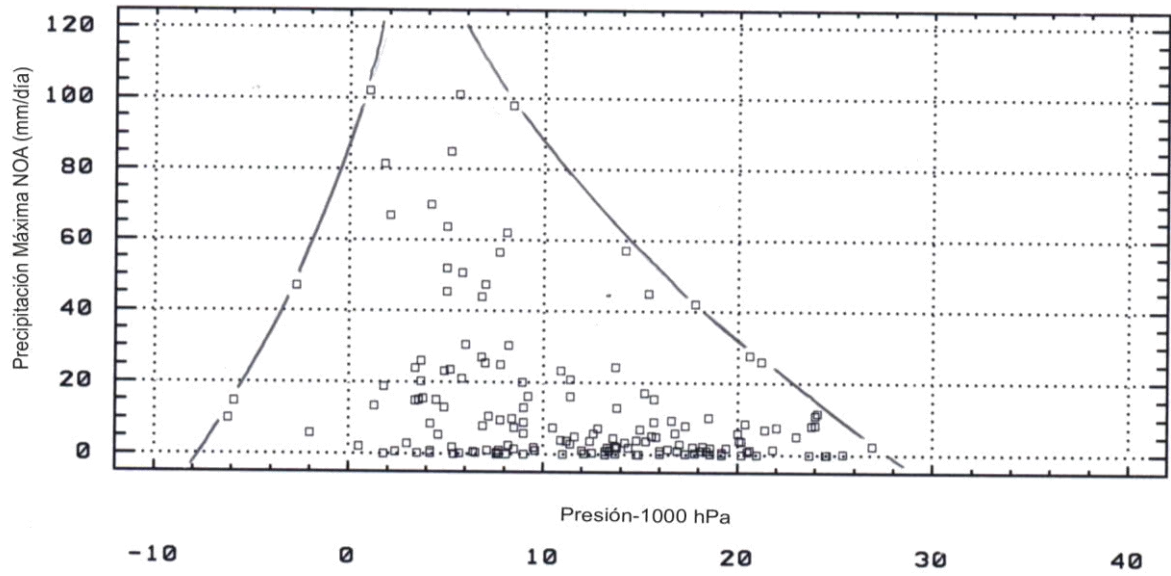


Figura 8: Relación entre la presión atmosférica en SMT y la probabilidad de que ocurran tormentas de gran volumen.

DETERMINACIÓN DE REGIONES HIDROLOGICAMENTE HOMOGÉNEAS, EN CUENCAS DEL OESTE ARGENTINO

Carolina Lauro¹, Alberto I.J. Vich^{1, 2}

¹Instituto Argentino de Nivología Glaciología y Ciencias Ambientales. CCT-Mendoza- CONICET ²Instituto de estudios del Ambiente y los Recursos Naturales. Facultad de Filosofía y Letras. UNCuyo.

Av. Ruiz Leal s/n Parque General San Martín. Mendoza Argentina. CP:5500 Tel: 261-5244219. clauro@mendoza-conicet.gob.ar

RESUMEN

El análisis regional de frecuencias constituye una herramienta poderosa para la determinación de variables de baja frecuencia, a partir de utilizar toda la información de la región. Una de las etapas más complejas de este proceso consiste en identificar regiones homogéneas, cuyo objetivo es formar grupos con sitios de manera tal que la distribución de frecuencia de los mismos en esa región se asume que sea una en particular. El presente trabajo pretende determinar regiones hidrológicamente homogéneas considerando la variable caudal anual de 79 estaciones de aforo que se extienden por el oeste argentino desde la cuenca del río Bermejo (22º LS) hasta la cuenca del río Gallegos (51º LS). Los criterios de agrupamiento utilizados consistieron en: agrupar todas las estaciones, agrupar por año hidrológico, agrupar estaciones al norte y sur del río Colorado, también se realizaron agrupamientos por conglomerados utilizando los algoritmos jerárquicos encadenamiento simple, encadenamiento completo, encadenamiento promedio y Ward, en todos se utilizó la distancia euclídea y se compararon por índice cofenético. Para testear el grado de homogeneidad se aplicaron los métodos propuestos por Hosking y Wallis mediante la utilización de L-momentos. Por un lado se determinó el grado de discordancia de los L-momentos de cada sitio respecto de los L-momentos regionales. Por otro lado, se utilizó la medida de heterogeneidad, que consiste en comparar los L-momentos muestrales del grupo de estaciones que conforman la región con los L-momentos de la región homogénea esperada obtenida a partir de simulaciones. Finalmente se hallaron 9 regiones de las cuales 8 resultaron ser homogéneas, 1 ligeramente heterogénea y cuatro sitios no pudieron ser incorporados en ninguna región. No hubo un criterio de agrupamiento que resultara mejor que otro, ya que las regiones homogéneas se determinaron por un proceso iterativo de combinación de criterios de manera tal de combinar los resultados estadísticos con el conocimiento de los factores físicos que afectan al régimen hidrológico.

INTRODUCCIÓN

El análisis regional de frecuencias (ARF) constituye una herramienta poderosa para la determinación de variables de baja frecuencia. Cuando la información disponible en una región es escasa y se pretende realizar extrapolaciones para períodos de retorno mayores a la longitud de la serie disponible, la incertidumbre para la estimación de las frecuencias extremas es elevada. El ARF consiste en utilizar información de una misma variable registrada en distintos puntos muestrales que pertenecen a una misma región. De esta manera se trata de paliar el déficit temporal de información con la abundancia espacial, aumentando la longitud de los registros disponibles mediante la transferencia de información de los diferentes sitios de medición de la región (Hosking y Wallis, 1993; 1997). El método consiste en combinar los registros de diferentes sitios de una región particular, de manera tal que pueda asumirse que tienen similares características (todas las series de datos de la región proceden de una misma distribución parental). La identificación de regiones homogéneas es normalmente la fase más difícil del análisis, ya que el criterio que se utiliza para la formación de regiones es que los sitios que la integran tengan idénticas distribuciones de frecuencias, exceptuando el factor de escala local de cada sitio, que representa el valor medio de la variable analizada en el punto en cuestión.

Los criterios de agrupamientos pueden ser varios, en un principio los sitios se agrupaban teniendo en cuenta regiones administrativas (Natural Environment Research Council, 1975; Beable and McKerchar, 1982) o según características físicas de los sitios (Matalas et al., 1975). También se ha utilizado (Schaefer, 1990) agrupar sitios con valores similares de precipitación anual o considerando el fecha de ocurrencia de caudal máximo (Gringas et. al., 1994). Hosking y Wallis (1997) consideran estos métodos como subjetivos, sin embargo las regiones resultantes pueden testearse objetivamente por medio de la medida de heterogeneidad. Una manera más objetiva de encontrar regiones es mediante la asignación de un valor umbral para una determinada característica y en función de dicho valor determinar la región a la que pertenece cada sitio. También se encuentran entre estos métodos el índice de estacionalidad y métodos multivariados, entre ellos análisis por componentes principales y análisis por conglomerados. Este último consiste en dividir un conjunto de datos en varios grupos, de manera tal que la similitud dentro del grupo sea máxima y entre grupos sea mínima. Los datos utilizados en el análisis por conglomerados pueden ser características estadísticas del sitio por ejemplo los L-momentos, características fisiográficas; como área de drenaje, pendiente, longitud del cauce, etc., características geográficas; latitud, longitud, o una combinación de ambos. Varios autores han utilizado el análisis por conglomerados para determinar regiones homogéneas (De Coursey, 1973; Acreman and Sinclair, 1986; Burn, 1989, 1997; Guttman 1993; Rao y Srinivas, 2006).

Los conglomerados no necesariamente son excluyentes y la formación de las regiones requiere de un proceso de revisión de manera tal de aumentar la homogeneidad y alcanzar longitud apropiada. Hosking y Wallis (1997) sugieren eliminar uno o más sitios del conjunto de datos, transferir uno o más sitios de una región a otra, dividir una región para formar dos o más nuevas regiones, utilizar un sitio en dos o más regiones, dividir una región e incorporar los sitios en otra región, unir regiones, obtener más datos y redefinir regiones.

La información hidrológica del oeste argentino comúnmente carece una longitud extensa como para llevar a cabo análisis de frecuencia precisos. Las series de caudal anual utilizadas tienen una longitud promedio de 46 años y por lo general presentan varios años de datos faltantes. Esta metodología permite ampliar la certidumbre para el análisis de frecuencia. Se pretende determinar regiones hidrológicamente homogéneas para la variable caudal anual de 79 sitios de aforo, que se extienden desde la cuenca del río Bermejo hasta la cuenca del río Gallegos. Para ello se utilizaron criterios subjetivos y objetivos de agrupamiento y se determinaron la discordancia y homogeneidad. Para testear el grado de homogeneidad se aplicaron los métodos propuestos por Hosking y Wallis (2007) mediante la utilización de L-momentos. Por un lado se determinó el grado de discordancia de los L-momentos de cada sitio respecto de los L-momentos regionales. Por otro lado, se utilizó la medida de heterogeneidad, que consiste en comparar los L-momentos muestrales del grupo de estaciones que conforman la región con los L-momentos de la región homogénea esperada obtenida a partir de simulaciones.

MATERIALES Y MÉTODOS

Área de estudio

El área de estudio se extiende por el oeste de Argentina desde la cuenca del río Bermejo a los 22°LS, hasta el sur del país en la cuenca del río Gallegos a los 51°LS. Se utilizaron series de caudal anual de 79 sitios de aforo cuyas características se detallan en la tabla 1.

Tabla 1: Características de los sitios de aforo utilizados.

Cuenca	Rio	Sitio	Sigla	Lat. S	Long. O	H	A (Km ²)	Serie	Años	% Datos faltantes
Bermejo	Bermejo	Aguas Blancas	ABL	22,7	64,4	405	4850	1944-2011	67	0,00
	Bermejo	Pozo Sarmiento	PSA	23,2	64,2	296	25000	1940-2011	71	0,00
	Pescado	Cuatro Cedros	PCC	22,8	64,5	450	1700	1956-2011	55	2,21
	San Francisco	Caimancito	SFC	23,7	64,5	367	25800	1946-2011	65	9,58
Salí-Dulce	Lules	P. de las Tablas	LPT	26,9	65,4	950	600	1953-2011	58	9,67
	Los Sosas	RP 187	LSR	27,1	65,6	650	620	1953-2011	58	3,04
	Las Cañas	P. del Clavillo	LCP	27,4	66,0	1300	1000	1953-2011	58	0,00
Jachal	Jachal (*)	Pachimoco	JPA	30,2	68,8	1160	25500	1937-1989	52	0,00
San Juan	San Juan	Km 101	SJ1	31,3	69,2	1310	18348	1971-2011	40	22,26
	San Juan	Km47,3	SJ4	31,5	68,9	945	25670	1951-2011	60	0,26
	Los Patos	La Plateada	LPP	31,9	69,7	1900	8500	1951-2011	60	9,77
	Los Patos	Alvarez Condarco	LPA	31,9	69,7	1950	3710	1951-2011	60	3,59
Mendoza	Vacas	Punta de Vacas	VPV	32,8	69,8	2450	570	1949-2011	62	5,36
	Cuevas	Punta de Vacas	CPV	32,9	69,8	2430	680	1949-2011	61	6,58
	Tupungato	Punta de Vacas	TPV	32,9	69,8	2450	1800	1949-2011	62	5,34
	Mendoza	Guido	MEG	32,9	69,2	1550	8180	1956-2011	55	0,00
Tunuyán	Tunuyan	Valle de Uco	TVU	33,8	69,3	1200	2380	1944-2011	67	0,70
Diamante	Diamante	La Jaula	DLJ	34,7	69,3	1500	2753	1971-2011	41	1,26
Atuel	Atuel	Puente Sosneado	APS	35,1	69,6	1580	2385	1972-2011	39	2,18
	Atuel	Loma Negra	ALN	35,2	69,1	1340	3860	1982-2011	30	0,00
	Atuel	La Angostura	ALA	35,1	68,9	1200	3800	1931-2011	80	0,20
	Salado	Cañada Ancha	SCA	35,2	69,8	1700	810	1939-2011	72	4,31
Llancanelo	Pincheira	Pincheira	PIN	35,5	69,8	1750	160	1967-2011	44	12,63
Grande	Cobre (*)	Valle Hermoso	CVH	35,2	70,3	2150	189	1950-1978	28	32,67
	Tordillo (*)	Valle Hermoso	TVH	35,2	70,2	2200	190	1950-1975	25	40,37
	Valenzuela	Valle Noble	VVN	35,3	70,3	1680	243	1977-2011	34	25,34

IV Taller de Regionalización de Precipitaciones Máximas

	Chico	Las Loicas	CLL	35,8	70,1	1500	220	1991-2011	20	4,16
	Poti Malal	Gendarmeria	POG	35,9	69,9	1485	840	1971-2011	40	3,54
	Grande	La Estrechura	GLE	35,3	70,3	1690	1070	1977-2011	34	15,99
	Grande	La Gotera	GLG	35,9	69,9	1400	6180	1971-2011	40	4,68
Colorado	Barrancas	Barrancas	BAR	36,8	69,9	950	2900	1960-2011	51	13,82
	Colorado	Buta Ranquil	CBR	37,1	69,7	850	15300	1939-2011	72	41,27
Currileuvu	Currileuvu	Los Maitenes	CLM	37,3	70,3	959	2131	1989-2011	22	13,18
Neuquen	Nahueve	Los Carrizos	NLC	37,1	70,8	1150	1280	1974-2011	37	5,58
	Neuquén	Varvaco	NVA	36,9	70,7	1180	---	1981-2011	30	23,48
	Neuquén	Andacollo	NAN	37,2	70,7	1000	---	1971-2011	40	6,84
	Neuquén	Paso de Indios	NPI	38,5	69,4	498	30843	1902-2011	108	0,00
	Neuquén	Dique Ballester	NDB	38,7	68,2	270	---	1990-2011	21	0,17
Limay	Alumine	La Siberia	ALS	39,4	70,9	1190	---	1978-2011	33	19,81
	Malleo	Malleo	MMA	39,8	71,0	800	---	1973-2011	38	7,12
	Chimehuin	Naciente	CNA	39,8	71,2	875	790	1971-2011	40	12,63
	Quilquihue	Junin de los Andes	QJA	40,1	71,1	750	---	1962-2011	49	4,43
	Limay	Paso Limay	LPL	40,5	70,4	538	26400	1903-2011	108	11,82
	Cuyin Manzano	Cuyin Manzano	CCM	40,8	71,2	675	---	1971-2011	40	9,25
Chubut	Alto Chubut	Nacimiento	ACN	41,8	71,1	950	412	1967-2011	44	36,70
	Chubut	El Maiten	CEM	42,1	71,2	680	1200	1943-2011	68	0,48
	Chubut	Gualjaina	CGU	42,6	70,4	440	11055	1990-2011	21	1,59
	Chubut	Los Altares	CLA	43,9	68,4	275	16400	1943-2011	68	2,23
	Chubut	Valle Inferior	CVI	43,3	65,5	11	31681	1993-2011	18	4,66
	Chubut	Ameghino	CHA	43,7	66,5	75	29400	1992-2011	18	4,19
	Gualjaina	Gualjaina	GUA	42,6	70,4	510	2800	1956-2011	55	2,09
	Lepa	Gualjaina	LGU	42,7	70,5	498	1168	1956-2011	55	43,32
	Senguer	Nacimiento	SNA	45,0	71,4	925	1300	1952-2011	60	16,41
	Senguer	Los Molinos	SLM	46,0	69,5	320	17650	1987-2011	25	0,00
	Mayo	Paso Mayo	MPM	45,7	70,3	425	5450	1980-2011	31	10,88
	Pacífico	Villegas	RN258	VRN	41,6	71,5	550	324	1959-1985	26
Escondido		El Foyel	EEF	41,7	71,6	440	153	1977-2011	34	2,59
Raquel		El Azul	REA	41,9	71,6	390	82	1993-2011	18	1,64
Azul		Azul	AEA	41,9	71,6	290	395	1970-2011	41	0,20
Epuyen		La Angostura	ELA	42,2	71,4	290	500	1951-2011	60	6,62
Manso		Los Moscos	MLM	41,3	71,6	792	580	1946-2011	65	7,73
Manso		Los Alerces	MLA	41,4	71,7	728	750	1951-2011	60	3,38
Manso		Lago Steffen	MLS	41,5	71,4	505	1260	1956-2011	55	50,46
Manso		Confluencia	MCO	41,6	71,7	400	1815	1965-2011	46	4,45
Carrileufu		Choila	CCH	42,5	71,5	535	580	1957-2011	54	1,87
Fontana		Amancay	FEA	43,0	71,6	650	47	1956-2011	55	4,93
Futaleufu		Embalse Futaleufu	FEM	43,1	71,7	320	4608	1979-2011	32	6,51
Bagglits		Ruta a Chile	BRC	43,2	71,6	460	70	1977-2011	34	5,17

	Hielo	Confluencia	HCO	43,5	71,6	435	891	1964-2011	47	39,08
	Huemul	Corcovado	HUC	43,5	71,5	440	273	1990-2011	21	3,54
	Carrenleufu	Carrenleufu	CCA	43,7	71,6	435	2298	1963-2011	48	13,26
	Carrenleufu	Lago Vintter	CLV	43,9	71,4	850	790	1954-2011	57	50,93
Santa Cruz	De Las Vueltas	P.N. Los Glaciares	VLG	49,3	72,3	345	671	1992-2011	19	5,26
	La Leona	Paso de la Leona	LLL	49,8	72,1	250	7450	1956-2011	55	21,82
	Santa Cruz	Charles Fuhr	SCF	50,3	71,9	206	15550	1955-2011	56	2,53
	Centinela	RP70	CRP	50,4	72,5	275	516	1993-2011	18	0,00
	Mitre	RP11	MRP	50,4	72,7	200	138	1993-2011	18	0,17
Gallegos	Gallegos	Puente Blanco	GPB	51,9	71,6	610	110	1993-2011	18	0,00
	Penitentes	Rincon los Monos	PRM	51,9	71,5	88	138	1993-2011	18	0,00

Agrupamientos

Dado a que no existe un criterio de agrupamiento que sea mejor que otro, se utilizaron los criterios que se detallan a continuación y la decisión final de las regiones homogéneas se realizó mediante una combinación de dichos criterios.

Criterios subjetivos

En un principio se comenzó por agrupar los 79 sitios de aforo. El siguiente agrupamiento consistió en dos grupos las cuencas del norte del río Colorado (CBR inclusive tabla 1) grupo conformado por 32 sitios y las cuencas al Sur del río Colorado conformado por 47 sitios. Luego se consideró agrupar las estaciones según la distribución temporal de los caudales medios mensuales (año hidrológico) obteniendo 3 grupos: set-ago, jul-jun, abr-mar. A su vez se tuvo en cuenta la localización geográfica de las mismas ya que los sitios de las cuencas del río Bermejo, San Francisco y Salí Dulce poseen el mismo año hidrológico que los sitios SCF, LLL, VLG de la cuenca del río Santa Cruz (set-ago), y los sitios CRP y MRP entrarían en el grupo abr-mar. Dado que las cuencas Santa Cruz y Gallegos se encuentran distanciadas latitudinalmente y por lo tanto los factores físicos involucrados en el escurrimiento difieren de las cuencas del norte, se conformó una región con las cuencas Santa Cruz y Gallegos. Las cuencas de la vertiente pacífica también fueron agrupadas según 4 criterios: todos los sitios juntos y por cuencas; río Manso, Futaleufú y Carrenleufú.

Criterios objetivos: análisis por conglomerados

El proceso consiste en agrupar vectores que posean características similares y que los grupos entre sí sean lo más distintos posible. Los algoritmos jerárquicos aglomerativos consisten en unir sucesivamente pequeños grupos. Las funciones de enlace entre grupos son aquellas que indican el grado de homogeneidad que puede existir entre dos grupos de observaciones en una colección de datos y determinan la unión o separación de los grupos.

La distancia euclídea (1) es la distancia entre dos puntos arbitrarios del espacio p-dimensional. Se cuantifica como la raíz cuadrada de la suma de p diferencias al cuadrado entre los valores asumidos por cada variable en el par de observaciones en cuestión.

$$d(X, Y) = \| X - Y \| = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2} \quad (1)$$

Dependiendo del algoritmo que se sigue se toma la mayor o la menor distancia entre los grupos para juntar o separar los mismos. Dados dos grupos S y R los algoritmos de encadenamiento se definen como:

Encadenamiento simple (2): los grupos se unen basándose en la distancia mínima o regla del vecino más cercano. La distancia entre dos grupos, se determina por la mínima distancia entre los elementos de cada grupo. Estos constituyen el primer conglomerado, luego se siguen buscando las distancias mínimas. Tiende a formar grupos demasiado grandes.

$$d(r, s) = \min \left(\text{dist}(x_{ri}, x_{sj}) \right) \forall i, j \quad (2)$$

Encadenamiento completo (3): la distancia entre conglomerados es la del par más distante. El algoritmo para calcular la distancia entre conglomerados corresponde a la división del árbol formado entre la unión de los objetos con menor separación, luego con aquel con la próxima menor separación, etc., y que una finalmente aquellos con las mayor separación. Tiende a producir grupos con igual tamaño y poco resistente a valores extremos.

$$d(r, s) = \max \left(\text{dist}(x_{ri}, x_{sj}) \right) \forall i, j \quad (3)$$

Encadenamiento promedio (4): la distancia entre dos conglomerados se obtiene por promedio de todas las distancias entre pares de objetos donde un miembro del par pertenece a uno de los conglomerados y el otro miembro es del segundo conglomerado. Los conglomerados no son ni muy grandes, ni muy chicos, fusiona grupos con varianzas chicas y forma grupos con la misma varianza.

$$d(r, s) = \frac{1}{n_r n_s} \sum_{i=1}^{n_r} \sum_{j=1}^{n_s} \text{dist}(x_{ri}, x_{sj}) \quad (4)$$

Ward o método de mínima varianza (5): cuando un conglomerados realiza una ponderación (por el tamaño de cada grupo) de todos los conglomerados participantes, en cada unión la pérdida de información es minimizada. Define la distancia entre dos grupos como la suma de las sumas cuadradas (ESC) del ANAVA entre los dos grupos sobre todas las variables. Tiende a producir grupos de pequeño tamaño con igual número de observaciones y puede ser afectado por valores extremos.

$$d(r, s) = ESC(rs) - [ESC(r) + ESC(s)] \quad (5)$$

El coeficiente de relación cofenética indica la correlación de las distancias definidas por la métrica del árbol binario con las distancias originales entre objetos, luego se espera que el agrupamiento con mayor coeficiente sea el que mejor describa el agrupamiento natural de los datos.

Se realizaron 3 análisis por conglomerados considerando diferentes criterios. El primero de ellos (anual) consistió en utilizar los registros de caudal anual. Dado que los registros no tienen la misma longitud, se utilizó un registro de 30 años (1981-2010) por lo tanto los sitios JPA, CVH, TVH, CLL, CLM, NDB, CGU, HUC, VLG, GPB, PRM no fueron incorporados al análisis. Se conglomeró por filas. En las columnas de la matriz se dispusieron los sitios de aforo y en las filas los años desde 1930 a 2010.

El otro análisis consistió utilizar el porcentaje que cada mes aporta al caudal anual (% mensual), para cada sitio. Se conglomeró por filas. En las columnas se dispuso los meses de enero a diciembre y en las filas cada sitio de aforo.

En el tercer análisis se utilizaron los L-momentos adimensionales. Las columnas corresponden a los L-momentos y las filas a cada uno de los sitios. Se conglomeró por filas.

Se emplearon 4 algoritmos jerárquicos aglomerativos: encadenamiento simple, encadenamiento completo, encadenamiento promedio ponderado y método de Ward o de mínima varianza. En los cuatro casos los datos fueron estandarizados, y se utilizó la distancia euclídea. Se obtuvo el coeficiente cofenético para comparar entre los diferentes métodos usados.

Sitios discordantes

La medida de discordancia desarrollada por Hosking y Wallis (1997) sirve para testear si un sitio es similar al resto de los sitios del agrupamiento. Permite evaluar el grado en que los L-momentos de un sitio, se apartan significativamente del patrón medio de los L-momentos regionales.

Sea $u_i = [t_{(i)}^{(1)} t_{(i)}^{(3)} t_{(i)}^{(4)}]^T$ el vector de L-momentos (LCv, LSkewness, LKurtosis) para el sitio i . La medida de discordancia se la define como:

$$D_i = \frac{1}{3} N_k (u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (6)$$

Donde \bar{u} es la media de los L-momentos y S es la matriz de la suma de los cuadrados de los productos cruzados, obtenidas por:

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^{N_k} u_i}{N_k} \quad (7)$$

$$S = \sum_{i=1}^{N_k} (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (8)$$

D_i se compara con un $D_{crítico}$ que se encuentra tabulado y depende del número de sitios presentes en la región. Si la relación resulta $D_i > D_{crítico}$, entonces el sitio es discordante y no pertenece al grupo. Ello significa que dicha estación debe ser separada del grupo y sometida a un análisis de calidad más profundo. Se considera que el vector de L-momentos representa un punto en el espacio y que el conjunto de estaciones de una región específica definen una nube de puntos. Cualquier punto que se aparte significativamente del centro de gravedad del conjunto de puntos, es considerado como discordante.

Homogeneidad de las regiones

Hosking y Wallis (1993, 1997) para evaluar la homogeneidad, proponen una prueba de heterogeneidad que compara la variabilidad de los L-momentos del grupo de estaciones que forman la región homogénea con los L-momentos correspondientes a una región homogénea simulada. La medida de heterogeneidad utilizada se basa en los L-coeficientes de variación y asimetría.

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^{N_R} n_i \{ (t^{(i)} - t^{(R)})^2 + (t_3^{(i)} - t_3^{(R)})^2 \}^{1/2}}{\sum_{i=1}^{N_R} n_i} \quad (9)$$

Donde t es L-Cv, t_3 L-asimetría, n_i longitud de registro sitio i , N_R número de sitios en la región, el exponente i o r indica si es L-momento del sitio o regional.

Para comparar la variabilidad de los L-momentos se realizaron 500 simulaciones con distribución Kappa como distribución de frecuencia. Las simulaciones se realizan estableciendo los promedios regionales de los L-coeficientes calculados: 1 , t^R , t_3^R y t_4^R como parámetros de la distribución Kappa (Hosking 1994). Cada simulación representa una región homogénea con N_R sitios, y cada sitio simulado tiene la misma cantidad de datos que su contraparte en el mundo real. Por lo que para cada región simulada se calculan nuevamente los valores de V_2 . Luego de las simulaciones se determina la media muestral y desviación estándar de V_2 . Las cuales son usadas para estimar las medidas de heterogeneidad de los grupos formados por los algoritmos de agrupamiento.

$$H_2 = \frac{V_2 - \mu_{V_2}}{\sigma_{V_2}} \quad (10)$$

Hosking y Wallis (1997) sugieren considerar la región homogénea si $H_2 < 1$, Ligeramente heterogénea si $1 < H_2 < 2$ y heterogénea si $H_2 > 2$.

Determinación de las regiones homogéneas definitivas

Cuando se encontraron sitios discordantes, se restablecieron las regiones quitándolos. Y verificando mediante este procedimiento si mejoraba la homogeneidad de la región. Además en los casos donde H_2 resultó HE ó LHE, se dividieron regiones, se cambiaron sitios de una región a otra o se agruparon regiones, de manera tal de encontrar regiones homogéneas satisfactorias.

RESULTADOS

Discordancia y homogeneidad

Se testeó la discordancia y heterogeneidad para 66 regiones determinadas por criterios subjetivos y objetivos de agrupamiento. Por lo general los sitios discordantes resultaban ser siempre los mismos entre ellos se encontraron los sitios JPA-LGU-CVI-CHA-VLG-GPB-NDB-LGU-SCF-MLS-BRC-CGU-MMA-MPM-CLM-VRN (tabla 2). En algunos de estos sitios se detectaron valores fuera de rango o saltos en las series de caudal anual.

Criterios Subjetivos

El agrupamiento considerando los 79 sitios resultó ser heterogéneo y con sitios discordantes. Aunque se quitaron los sitios discordantes no se llegó a una región homogénea. Separando las cuencas al norte y sur del río Colorado tampoco se encontraron regiones homogéneas. Considerando el año hidrológico a excepción de la región comprendidas por las cuencas del río Bermejo, San Francisco y Salí dulce todos resultaron heterogéneos. El agrupamiento de los sitios de las cuencas Santa Cruz y Gallegos resultó LHE. Las cuencas de vertiente pacífica si bien resultaron homogéneas, presentaron sitios discordantes (tabla 2).

Tabla 2: Valores de heterogeneidad y sitios discordantes.

Agrupamientos		Nº Sitios	H ₂		Discordantes	
Todos los sitios	1	79	13,1	HE	CVI-CHA-VLG-GPB	
	2	75	12,85	HE	NDB-LGU-SCF	
	3	72	11,41	HE	JPA-MLS	
	4	70	9,8	HE	BRC	
	5	69	10,53	HE	----	
N-S Rio Colorado	6	32	3,93	HE	JPA	
	7	31	2,96	HE	----	
	8	47	8,06	HE	LGU-VLG-GPB	
	9	44	3,86	HE	CVI-CHA-BRC	
Año hidrológico	set-ago	10	7	0,17	HO	-----

IV Taller de Regionalización de Precipitaciones Máximas

	Jul-jun	11	25	3,26	HE	JPA
	Abr-mar	12	24	2,28	HE	----
Cuenca S. Cruz-Gallegos		13	7	1,06	LHE	----
Pacífico		14	17	1,13	LHE	BRC-HUC
		15	11	-0,18	HO	----
Manso		16	9	0,08	HO	MLS
Futaleufú		17	4	1,46	LHE	CCH-FEA-FEM
Carrenleufú		18	4	-0,08	HO	HCO-HUC-CCA-CLV
Anual	Enc. Promedio	19	9	1,5	LHE	----
		20	25	5,25	HE	----
		21	14	1,05	LHE	----
		22	13	1,27	LHE	----
		23	11	0,75	HO	----
		24	20	-0,04	HO	MLS
		25	8	0,1	HO	----
	26	7	2,53	HE	----	
	Enc. Completo	27	29	8,2	HE	LGU
		28	12	0,5	HO	MMA
		29	12	0,06	HO	MPM-MLS
		30	8	-0,11	HO	----
		31	8	-0,58	HO	----
		32	9	-0,2	HO	----
%mensual	Ward	33	12	1,57	LHE	JPA-VLG
		34	16	2,36	HE	----
		35	25	1,75	LHE	CLM
		36	24	1,29	LHE	----
		37	8	1,73	LHE	----
		38	6	0,93	HO	----
		39	9	1,24	LHE	BRC
		40	7	0,88	HO	----
	Enc. Completo	41	24	3,37	HE	JPA-VLG
		42	22	2,32	HE	----
	Enc. Promedio	43	4	-0,1	HO	----
		44	25	3,36	HE	JPA-VLG
		45	33	3,32	HE	CLM-CVI-CHA-BRC
		46	29	1,73	LHE	NDB
		47	28	1,49	LHE	----
		48	26	1,1	LHE	MLS
L-mom	Enc. Promedio	49	54	5,64	HE	MLS
		50	5	1,9	HO	----
		51	12	0,31	HO	----
	Enc. Completo	55	4	-1,6	HO	CRP
		56	23	0,29	HO	----
		57	10	-0,71	HO	----
		58	19	-0,8	HO	MLS

		59	19	0,26	HO	----
		62	5	0,05	HO	----
	Ward	63	23	0,97	HO	CHA-SNA
		64	11	-0,29	HO	----
		65	22	-0,33	HO	MLS
		66	15	-1,13	HO	----

Criterio objetivo: análisis por conglomerados

Se obtuvieron elevados valores para el coeficiente cofenético y en todos los casos el encadenamiento promedio fue el mayor (tabla 3). En todos los casos el encadenamiento simple no fue de utilidad para identificar regiones. Por esta razón se descartó continuar analizando el encadenamiento simple en todos los casos.

Tabla 3: Coeficientes cofenéticos para los diferentes análisis realizados.

Algoritmo	Coeficiente Cofenético		
	Anual	% mensual	L-mom
Encadenamiento simple	0,86	0,67	0,90
Encadenamiento completo	0,79	0,83	0,84
Encadenamiento Promedio	0,91	0,85	0,93
Ward	0,68	0,67	0,33

En la figura 1 se presentan los agrupamientos que surgieron a partir de los distintos análisis por conglomerados. Aquí también se puede observar que hubieron regiones que fueron divididas para mejorar el grado de homogeneidad, por ejemplo el caso de la región 20 (HE) que fue dividida en las regiones 21 y 23 obteniendo una región LHE y otra HO. A su vez se probó mejorar la región 21 quitando el sitio CBR ya que el mismo pertenece a otra cuenca, pero en este caso no se logró mejorar la homogeneidad de la región ya que la nueva región 22 resultó tener un H_2 mayor.

Independientemente del algoritmo utilizado y el criterio anual o %mensual, los sitios ABL-PSA-PCC-SFC-LPT-LCP-LSR que pertenecen a la cuenca del río Bermejo, del río San Francisco y del río Salí Dulce, se presentaron en la mayoría de los casos constituyendo una región, la cual coincide con la determinada a partir de considerar el año hidrológico (set-ago) como criterio de agrupamiento. En algunos de los métodos los sitios SCF-LLL de la cuenca del río Santa Cruz se encuentran próximos a los sitios de esta región. La homogeneidad de esta región (19) que considera los nueve sitios mencionados anteriormente resultó LHE.

Para los conglomerados con porcentaje mensual en todos los casos se observó que el sitio LGU queda sin incorporarse en ningún grupo. Las regiones 35 y 39 determinadas por Ward también fueron encontradas por medio del encadenamiento completo. La región 37 fue hallada por medio de los tres tipos de encadenamiento. La homogeneidad de las regiones 37 y 39 se mejoró quitando sitios.

En el caso de los conglomerados que se obtuvieron por L-momentos no se repite el hecho de que se constituya una región para las cuencas del río Bermejo, San Francisco, Salí Dulce y Santa Cruz. Las regiones conformadas son más extensas, es decir tienen mayor cantidad de sitios. El encadenamiento completo y Ward agrupan los sitios en regiones similares, coincidiendo en una región. Se observa en todos los casos que el sitio LGU no se agrupa con otros y que VLG, SCF se agrupan entre sí pero no con otros sitios y para el encadenamiento promedio el sitio JPA no se agrupa en ninguna región.

Elección de las regiones homogéneas

De los 79 sitios, 75 fueron agrupadas en 9 regiones homogéneas y ligeramente heterogéneas, 4 sitios no fueron incorporados en ninguna región (Figura 2).

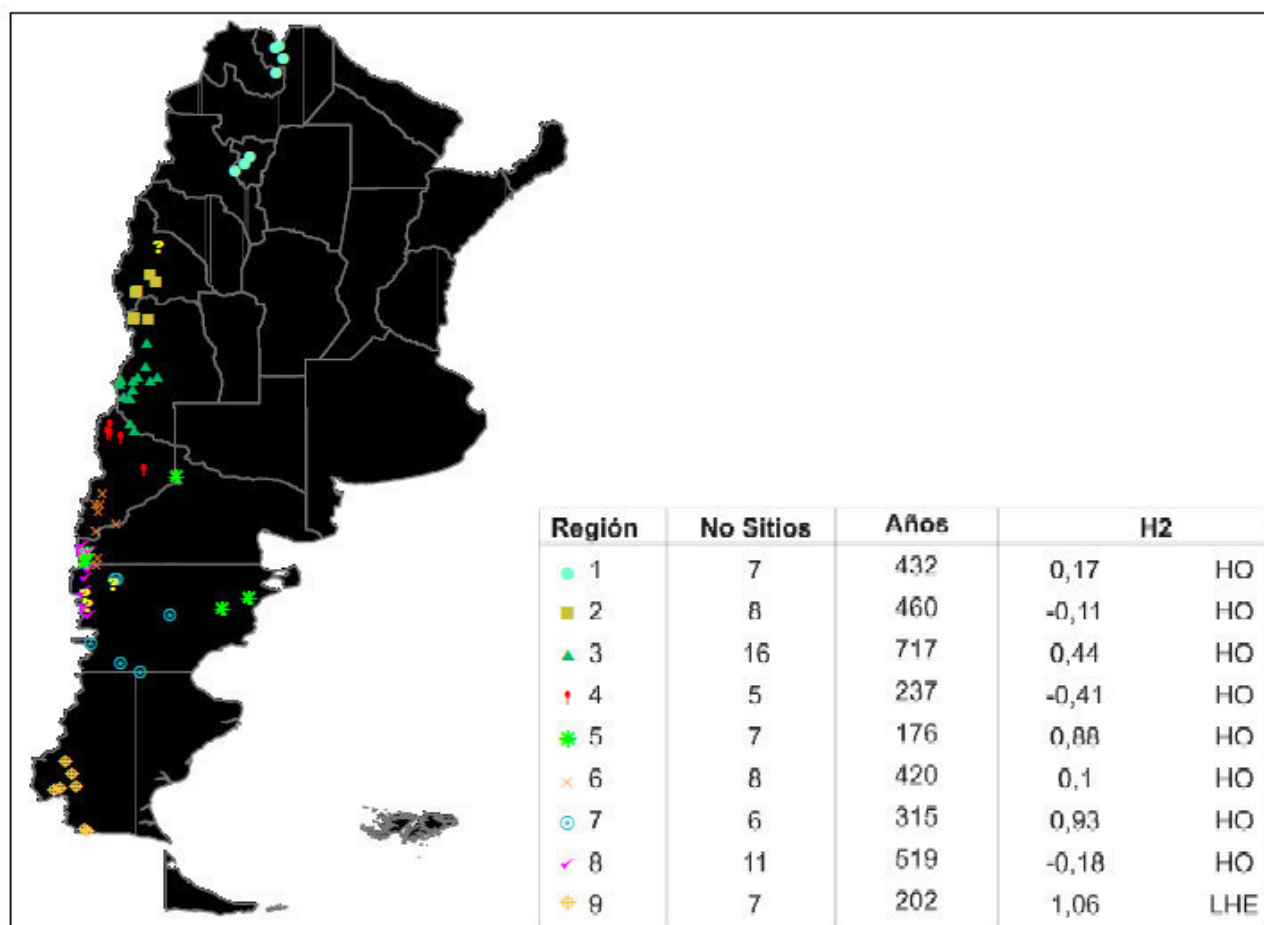


Figura 2: Distribución de las regiones homogéneas definidas.

El símbolo “?” indica sitios que no fueron incorporados en ninguna región JPA-LGU-BRC-HUC. La región 1 está conformada por las cuencas de los ríos Bermejo, San Francisco y Salí Dulce. Esta región quedó definida a partir del criterio del año hidrológico set-ago.

La región 2 se definió a partir del análisis de conglomerados por el algoritmo de encadenamiento completo realizado con los registros de caudal medio anual (30). Queda comprendida por los sitios de las cuencas del río San Juan y Mendoza.

La región 3 conformada desde la cuenca del río Tunuyán hasta el sitio CBR de la cuenca del río Colorado. La región 4 está formada por los sitios pertenecientes a la cuenca del río Neuquén a excepción de sitio NDB. Para la constitución de estas regiones se conoce de antemano que hacia el norte y el sur del río Colorado existe un comportamiento distinto en la distribución temporal de caudales medios mensuales por lo tanto se procedió a quitar los sitios que se encuentran al sur de CBR en la región 23 e incorporar aquellos de la región 31 de esta manera se constituyó la región homogénea 3 y la región homogénea 4 se formó con los sitios al sur de CBR de la región 23.

La región 5 está formada por 7 sitios, 4 de ellos pertenecen a la cuenca del río Manso (VRN, EEF, REA, AEA), 1 Neuquén (NDB) y 2 de la cuenca del río Chubut (CVI, CHA). Esta región se determinó por medio del algoritmo Ward %mensual (40).

La región 6 está formada por los 6 sitios de la cuenca del río Limay y además se incorporan 2 sitios de la cuenca del Chubut ACN y CEM. Se determinó por el algoritmo encadenamiento promedio (25).

La región 7 comprende los sitios del tramo medio del río Chubut y sus afluentes. Se determinó por método Ward (38) %mensual.

La región 8 comprende los sitios de las cuencas de vertiente pacífica. De los cuales 5 son de la cuenca del Manso (ELA, MLM, MLS, MCO), 3 de Futaleufú (CCH, FEA, FEM) y 3 de Carrenleufú (HCO, CCA, CLV).

La región 9 ligeramente heterogénea agrupa los sitios de la cuenca del río Santa Cruz y río Gallegos (13).

Si bien en el presente trabajo las mencionadas arribas son las regiones que se considerarán para un futuro AFR, las mismas pueden verse modificadas, dependiendo del ajuste de las funciones de probabilidad.

CONCLUSIONES

El proceso de formación de regiones homogéneas es una etapa difícil del ARF, ya que no existe un solo método para realizarlo. En el presente trabajo no hubo un criterio de agrupamiento que resultara mejor que otro, ya que las regiones homogéneas se determinaron por un proceso iterativo de combinación de criterios de manera tal de combinar los resultados estadísticos con el conocimiento de los factores físicos que afectan al régimen hidrológico. Sin embargo se puede resaltar que para el caso de los algoritmos el que presento mejor resultado en cuanto al coeficiente cofenético fue el encadenamiento promedio, además se puede agregar que por medio del encadenamiento simple resulta difícil seleccionar. Por otro lado utilizar el caudal anual o el porcentaje mensual para realizar los agrupamientos permite obtener regiones formadas por sitios contiguos, mientras que utilizando los L-momentos las regiones se constituyen por sitios que no son contiguos. Este último método agrupa las estaciones según las características estadísticas de las series y por lo tanto si bien las regiones analizadas resultan homogéneas las mismas están constituidas por sitios donde las características que conforman el escurrimiento son diferentes. Las regiones encontradas tienen una longitud promedio de 386 años por lo tanto se logra incrementar la longitud promedio respecto de los sitios individuales.

REFERENCIAS

Acreman M.C. and Sinclair C.D. (1986) Classification of drainage basins according to their physical characteristics: An application for flood frequency analysis in Scotland. *Journal of Hydrology* 84(3– 4): 365–380.

Beable, M.E. and McKerchar, A.I. (1982) Regional Flood Estimation in New Zeland. *Water and Soil Technical Publication 20*, Ministry of Works and Development, Wellington, N.Z.

Burn D.H. (1989) Cluster analysis as applied to regional flood frequency. *Journal of Water Resources Planning and Management* 115(5): 567–582.

Burn D.H. (1997) Catchment similarity for regional flood frequency analysis using seasonality measures. *Journal of Hydrology* 202: 212–230.

Burn D.H., Zrinji Z., Kowalchuk M (1997) Regionalization of catchments for regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrologic Engineering* 2(2): 76–82.

De Coursey, D.G. (1973) Objective regionalization of peak flow rates. In floods and Droughts, Proceedings of the second International Symposium in Hydrology, Fort Collins, Colorado, edited by E.L. Koelzer, V.A. Koelzer and K. Mahmod, pp. 395-405. Water Resources Publications, Fort Collins, Colo.

Gringas D., Adamowski K., Pilon, P.J. (1994) Regional flood equations for the Provinces of Ontario and Quebec. Water Resources. Bull., 30 (1) pp. 55–67.

Guttman, N.B. (1993) The use of L-moments in the determination of regional precipitation climates. Journal of Climate, 6, 2039-25.

Hosking J.R.M., Wallis J.R. (1993) Some statistics useful in regional frequency analysis. Water Resources Research 29(2): 271–281 (correction: Water Resources Research 31 (1), p. 251, 1995).

Hosking J.R.M., Wallis JR (1997) Regional frequency analysis: An approach based on L-moments. Cambridge University Press, New York.

Matalas, N.C., Slack, J.R. and Wallis, J.R. (1975) Regional Skew in search of a parent. Water Resources Research, 11, 815-26.

Natural Environment Research Council (1975) Flood studies report, vol. I, Hydrological Studies, NERC, London.

Rao and Srinivas, (2006) Regionalization of watersheds by hybrid-cluster analysis. Journal of Hydrology 318 37-56.

Schaefer, M., Barker, B., Taylor, G. and Wallis, J. (1990) Regional precipitation-frequency analysis and spatial mapping for 24-hour and 2-hour durations in Eastern Washington. Prepared for Washington State