

ALGORITMO PARA LA REPRESENTACIÓN DE CAMPOS DE PRECIPITACIÓN.

Zimmermann, Erik D.

CONICET, FCEIA, UNR

Riobamba 245 bis (2000) Rosario – Tel/Fax 341 4808541- email: erikz@fceia.unr.edu.ar

Silber, Mario L.

Depto. de Hidrología, FICH, UNL.

Palabras clave: precipitación, distribución areal, llanura pampeana.

RESUMEN

Se propone un algoritmo para la representación de campos paramétricos con base probabilística que contempla la estructura de la correlación espacial de la precipitación.

El algoritmo propuesto, que en gran parte elimina la subjetividad asociada al tratamiento manual de los campos continuos, se basa en regresiones lineales entre las láminas precipitadas en un punto focal de medición y en un punto genérico del campo. Se considera que en el área de análisis los registros de precipitación representan una población homogénea, proponiéndose una expresión para la precipitación acumulada caída a una distancia d de un punto 0, tomado como referencia, mediante una relación con un factor de proporcionalidad λ . En el factor se consideran la precipitación acumulada en 0, el coeficiente de correlación entre los registros en 0 y en d , la media y el desvío estándar de la precipitación en 0 y el factor ancho de banda de la recta de regresión.

La estructura de correlación espacial adoptada por el método es de tipo exponencial y con dispersión circular.

Dada una red regular, compuesta por N estaciones focales de medición bajo un campo de precipitaciones, es posible generalizar la representación de la precipitación en un punto cualquiera x para el cual puede definirse un vector β de orden N que contiene los coeficientes de peso de cada estación, cumpliéndose además, que $\sum \beta_i = 1$. Si se considera que las mediciones conforman un vector \mathbf{P} , de orden N , puede definirse el campo paramétrico sobre todos los puntos de una cuenca, como el producto escalar: $P_x = \mathbf{P} * \beta$.

A los efectos de comprobar el algoritmo, se analiza la estructura de correlación espacial de los datos pluviométricos trazando correlogramas para distancias de hasta 120 km, en base a información histórica recopilada en estaciones de la región meridional de Santa Fe. Esta estructura de correlación espacial es incorporada a la metodología propuesta en forma directa a través de los coeficientes de abatimiento de la correlación con la distancia, empleando una expresión exponencial decreciente.

Para la definición del campo de precipitaciones se proponen coeficientes de peso que dependen del factor λ . Se demuestra que un exponente de orden 5 para λ permite acotar aceptablemente los errores de estimación de la precipitación en las estaciones de registro, ya que el algoritmo propuesto no constituye un método de interpolación exacto. Definiendo una red básica de estaciones y una red de validación, se demuestra que el algoritmo ofrece una robustez satisfactoria, superando la del método de interpolación por mínima curvatura, el cual puede asemejarse al trazado manual de las isoyetas.

INTRODUCCION

La precipitación constituye la variable de entrada primaria para la mayoría de los sistemas hidrológicos, y en la actualidad, los problemas de interpolación de información puntual de estaciones de registro para estimar su distribución espacial son ampliamente reconocidos.

Las incertidumbres asociadas a la variación espacial de los campos de precipitación constituyen una de las principales fuentes de error en los análisis de transformación lluvia-escorrentía.

Para obtener su distribución se acostumbra interpolar entre valores medidos en las estaciones situadas dentro o aún fuera, pero cerca de los límites de la cuenca. Los procedimientos más comúnmente usados son el método de los polígonos de Thiessen y el método de las isoyetas, ambos de carácter determinístico.

El primero, parte del trazado de las isoyetas en un mapa adecuado y la precipitación promedio se calcula ponderando la precipitación entre isoyetas sucesivas. En la construcción de un mapa de isoyetas, el analista puede utilizar todo su conocimiento sobre los posibles efectos orográficos y la morfología de la tormenta; en este caso el mapa final debe representar un patrón mucho más real de la precipitación que aquel que se puede obtener utilizando únicamente las cantidades medidas. La exactitud del método de las isoyetas depende en gran parte de la habilidad del analista. El procedimiento de Thiessen simplemente asigna como factores de peso los segmentos de área de influencia de cada una de ellas respecto al área total.

En este trabajo se propone una metodología alternativa, con base probabilística, que contempla la estructura de la correlación espacial de la precipitación.

LA PRECIPITACIÓN COMO UN CAMPO ALEATORIO

Un procedimiento alternativo a los mencionados es el de caracterizar a la precipitación como un campo aleatorio ("random field") multidimensional función de las coordenadas espaciales x y del tiempo t (Le Cam, 1961; Yaglom, 1962; Bras y Rodríguez Iturbe, 1976). Para este problema en particular se hacen las siguientes hipótesis: (a) el proceso es estacionario y (b) la función de correlación del proceso es separable en términos de su estructura espacial y temporal.

La hipótesis de estacionariedad implica que el valor esperado del proceso es una constante y que su función de covariancia es sólo función de la diferencia entre las coordenadas espaciales y temporales y no de la posición o intervalo de tiempo en particular (Matheron, 1973). Esto representa una limitación en la práctica, ya que no se pueden considerar grandes áreas y las cuencas deben ser bastante uniformes en cuanto a la precipitación y por lo tanto se desprecian efectos tales como los orográficos. La definición de la estructura de correlación temporal puede ser aproximado por un esquema del tipo markoviano (Valdés, 1981).

Este no es el caso de la estructura de la correlación espacial donde la escasez de información impide discriminar entre las diferentes funciones posibles que representan la estructura espacial de correlación. En primera instancia debe definirse la función de correlación a utilizar y luego se deberán evaluar los parámetros de la función escogida con los datos espaciales de las estaciones de medición. Respecto al primer problema, habitualmente se ha buscado funciones de correlación que decaigan en función de la distancia. Las funciones que han sido propuestas son las exponenciales, exponenciales cuadráticas y funciones de Bessel.

Respecto al segundo problema, evaluar los parámetros de las funciones de correlación propuestas, puede mencionarse que los mismos varían incluso para una misma zona, dependiendo de la distancia a la cual se haga la evaluación (Rodríguez Iturbe y Mejía, 1974).

ALGORITMO DE REPRESENTACIÓN DE CAMPOS PARAMÉTRICOS CONTINUOS

El algoritmo fue desarrollado originalmente por Silber (1985) y presenta una formulación estadístico-matemática basada en estructuras espaciales de correlación. La estructura de correlación espacial adoptada por el método es de tipo exponencial:

$$\rho(d) = \exp(-k.d) \quad (1)$$

donde ρ es el coeficiente de correlación, d es la distancia entre dos puntos y k un coeficiente de abatimiento. Entre dos puntos cualesquiera pertenecientes a una cuenca o, en general, a cualquier región, la correlación será una función de la distancia entre dichos puntos. Por lo tanto, si se tiene un punto cualquiera situado en un origen de coordenadas 0, en el cual se mide una precipitación $P(0)$, la correlación entre la precipitación $P(d)$ ubicado a una distancia d de 0 y $P(0)$ estará dada por:

$$\rho(d) = \frac{\sigma(d,0)}{\sigma(d).\sigma(0)} \quad (2)$$

donde $\sigma(d,0)$ simboliza la covarianza de las mediciones en d y en 0 y, $\sigma(0)$ y $\sigma(d)$ los desvíos estándar de las mediciones en 0 y d , respectivamente. La ecuación de la recta de regresión que relacionan ambas precipitaciones será:

$$P(d) = a + b.P(0) + \varepsilon \quad (3)$$

siendo ε el error estándar de estimación asociado a la regresión lineal simple. La versión original del algoritmo diseñado por Silber contemplaba exclusivamente el segundo término, aquí se presenta una generalización de la regresión lineal. Las expresiones de la ordenada al origen a , la pendiente b son (Yevdjovich, 1964):

$$a = \mu(d) - \rho(d).\mu(0) \quad (4) \quad b = \rho(d) \frac{\sigma(d)}{\sigma(0)} \quad (5)$$

siendo $\mu(0)$ y $\mu(d)$ las medias poblacionales de las láminas acumuladas para la duración de tormenta considerada. El error estándar de estimación puede asociarse a un *ruido blanco*, es decir un proceso aleatorio con distribución normal de media poblacional nula y una desviación típica asociada a los parámetros poblacionales de la siguiente forma (Arnaíz *et al*, 1983):

$$\sigma_\varepsilon = \pm \sqrt{\sigma^2(d) - b^2.\sigma^2(0)} \quad (6)$$

Si en el área de análisis los registros de precipitación representan una población homogénea, las medias $\mu(0)$ y $\mu(d)$ y los desvíos estándar $\sigma(d)$ y $\sigma(0)$ pueden considerarse iguales entre sí. Consecuentemente tomando como referencia el punto 0:

$$a = \mu(0)[1 - \rho(d)] \quad (7) \quad b = \rho(d) \quad (8) \quad \sigma_\varepsilon = \pm \sigma^2(0)\sqrt{1 - \rho^2(d)} \quad (9)$$

Combinando las expresiones (3) y (7) a (9) y operando algebraicamente se concluye que:

$$P(d) = P(0) \left[\rho(d) + \frac{\mu(0)}{P(0)} [1 - \rho(d)] \pm m \frac{\sigma(0)}{P(0)} \sqrt{1 - \rho^2(d)} \right] = P(0) \cdot \lambda \quad (10)$$

siendo $m=1,2,\dots$ el factor del “ancho de la banda” que se traza a ambos lados de la recta de regresión. Si se considera que en punto 0 está el “foco”, la dispersión será circular, siendo la relación entre la precipitación en 0 y en d el coeficiente λ , una función de la bondad de la correlación entre 0 y d y de las medias y desvíos estándar poblacionales de las láminas regionales.

Suponiendo ahora una red regular, compuesta por N estaciones de medición, bajo un campo uniforme de precipitaciones, sería razonable considerar que todos los puntos en los cuales se mide son focales, y que la precipitación, en cualquier punto no focal de la zona -es decir, todos los puntos en los que no se mide- está influida por la variable medida en todos los puntos focales. Más aún, que la influencia ésta es aditiva, y que disminuye al aumentar la distancia (ecuación 1). La representación de la precipitación en un punto genérico x resultará:

$$P_x = \sum_{i=1}^N \beta_{x,i} P_i \quad (11)$$

La ecuación (11) representa, por otra parte, el algoritmo general para estimar la precipitación areal que en el caso más simple $\beta_{x,i} = 1/N$ y P_x , por lo tanto, es el promedio estimado sobre el área. P_x puede ser también la precipitación media areal estimada por el método de Thiessen, donde $\beta_{x,i}$ es la relación entre el área asignada a una estación genérica E_i y el área total de la cuenca. Si el factor de peso es la distancia, pueden definirse los factores $\beta_{x,i}$ como $\beta_{x,i} = \beta_{x,i}(\lambda)$. Consecuentemente, en cada punto x de la cuenca puede definirse un vector β de orden N que contiene los coeficientes de peso, cumpliéndose además, que $\sum \beta_{x,i} = 1$. Si se considera que las mediciones conforman un vector \mathbf{P} , de orden N , puede ahora definirse al campo paramétrico sobre todos los puntos de la cuenca, como el producto escalar: $P_x = \mathbf{P} * \beta$.

ESTRUCTURA DE LA CORRELACIÓN ESPACIAL EN LA REGIÓN DE ESTUDIO

El modelo de interpolación propuesto, según la ecuación (11), involucra la estructura de la correlación espacial obtenida de los registros históricos de cada estación de referencia. Es decir que, contempla la correlación entre las mediciones puntuales a lo largo del tiempo y en función de la distancia que media entre las estaciones. La estructura de ésta correlación espacial dependerá de un conjunto de factores físicos propios de una región. Esto motivó el análisis de la información pluviométrica diaria disponible en la región de estudio (Figura 1).

La metodología de análisis consistió en la construcción de *correlogramas*, es decir, gráficas de coeficientes de correlación medidos sobre las series de tormentas históricas en función de la distancia entre las estaciones de medición. Con tal propósito se recopiló información de diversas instituciones públicas y privadas, entre las que se pueden citar el Servicio Meteorológico Nacional, Municipalidad de Rosario, comunas y localidades de la provincia de Santa Fe, líneas del ferrocarril, cooperativas agrícolas, Dirección Provincial de Obras Hidráulicas, Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, Facultad de Ciencias Agrarias (Universidad Nacional de Rosario).

Las estaciones fueron tomadas de a pares, construyéndose las series de lluvias diarias para las cuales existen registros simultáneos y analizándose los coeficientes de correlación (ρ) entre las mismas. La Tabla 1 presenta las estaciones contempladas, los coeficientes de correlación obtenidos y el número de tormentas consideradas para las correlaciones. También se incluyen valores de

ρ estimados a partir de ecuaciones exponencial y exponencial cuadrática ajustadas a los datos (Figura 2).

Tabla 1. Resultados de los correlogramas con datos pluviométricos .

Estación 1	Estación 2	Distancia Km	Coefficiente de correlación	N° Tormentas Consideradas	Pronóstico Modelo Exponencial	Pronóstico Modelo exp. Cuadrático
Pavón Arriba	Maizales	12.9	0.802	50	0.844	0.958
Mxmo. Paz	Maizales	13.5	0.754	50	0.837	0.954
S.Teresa	Pavón Arriba	14.8	0.797	55	0.824	0.945
Bigand	Bombal	15.5	0.907	46	0.816	0.940
S.Teresa	Sgto.Cabral	15.5	0.577	32	0.816	0.940
S.Teresa	Mxmo. Paz	16.0	0.694	46	0.811	0.936
S.Teresa	Maizales	17.4	0.594	50	0.796	0.925
Alcorta	Mxmo. Paz	17.4	0.879	59	0.796	0.925
Alcorta	Bigand	19.4	0.803	49	0.776	0.908
Alcorta	Bombal	20.6	0.907	46	0.763	0.896
Pavón Arriba	Sgto.Cabral	21.9	0.684	31	0.750	0.883
Maizales	Bigand	21.9	0.819	49	0.750	0.883
Pavón Arriba	Mxmo. Paz	22.6	0.684	47	0.744	0.877
Mxmo. Paz	Bigand	24.5	0.820	47	0.725	0.856
Alcorta	Maizales	26.5	0.744	52	0.707	0.835
Sgto.Cabral	Empalme Villa	29.7	0.620	32	0.677	0.796
Sgto.Cabral	Maizales	31.0	0.639	27	0.666	0.781
Mxmo. Paz	Sgto.Cabral	31.6	0.522	31	0.661	0.772
Bombal	Chovet	31.6	0.315	912	0.661	0.772
S.Teresa	Alcorta	33.6	0.623	50	0.644	0.747
Mxmo. Paz	Bombal	34.2	0.799	46	0.639	0.739
Pavón Arriba	Bigand	34.8	0.666	44	0.633	0.731
Maizales	Bombal	36.1	0.738	49	0.623	0.714
S.Teresa	Bigand	37.4	0.543	43	0.612	0.697
Alcorta	Pavón Arriba	38.7	0.669	47	0.602	0.679
Pavón Arriba	Empalme Villa	41.9	0.568	59	0.577	0.635
S.Teresa	Empalme Villa	43.2	0.414	386	0.567	0.617
Alcorta	Chovet	45.8	0.481	60	0.548	0.582
Bigand	Chovet	47.1	0.528	47	0.539	0.564
Alcorta	Sgto.Cabral	48.4	0.531	28	0.530	0.546
Pavón Arriba	Bombal	49.7	0.650	43	0.521	0.529
S.Teresa	Bombal	49.7	0.458	853	0.521	0.528
Sgto.Cabral	Bigand	51.6	0.418	26	0.508	0.502
Maizales	Empalme Villa	55.5	0.488	58	0.483	0.451
Mxmo. Paz	Empalme Villa	60.0	0.546	54	0.455	0.394
Mxmo. Paz	Chovet	61.9	0.502	55	0.444	0.371
Sgto.Cabral	Bombal	64.5	0.334	26	0.429	0.341
Maizales	Chovet	66.5	0.454	50	0.418	0.320
Alcorta	Empalme Villa	76.8	0.409	58	0.365	0.218
Bigand	Empalme Villa	76.8	0.350	51	0.365	0.218
S.Teresa	Chovet	78.7	0.415	1093	0.356	0.202
Pavón Arriba	Chovet	80.6	0.414	52	0.347	0.186
Empalme Villa	Bombal	91.0	0.376	377	0.303	0.118
Sgto.Cabral	Chovet	93.5	0.409	34	0.293	0.104
Empalme Villa	Chovet	121.3	0.312	448	0.204	0.022

Cada punto en la Figura 2 representa el análisis de dos series temporales de tormentas simultáneas entre dos estaciones. Es decir que la gráfica involucra un volumen de información considerable (5.848 lluvias diarias) que está representando la manera en que se corresponden las precipitaciones

entre las estaciones basándose en sus registros históricos. Las ecuaciones de ajuste para los modelos exponencial y exponencial cuadrático fueron:

$$\rho(d) = \exp(-0,0131.d) \quad (12)$$

$$\rho(d) = \exp(-0,00026.d^2) \quad (13)$$

La exponencial simple fue la ecuación de menor error, lo cual también puede apreciarse del gráfico.

Los estadísticos regionales se extrajeron de las estaciones pluviométricas que presentaron las series de mayor extensión (Tabla 2).

Tabla 2. Estadísticos de las láminas de lluvia regionales

Estación	Período de Registro	Cantidad de eventos	Lámina media μ (mm)	Desvío estándar σ (mm)
Bombal	1933 – 1984	2659	17.70	20.14
Chovet	1933 – 1985	2541	18.38	26.70
Empalme	1967 – 1985	910	20.49	22.65
S. Teresa	1933 – 1985	2043	23.60	21.57
Valores medios regionales			20.04	22.77

FUNCIONES DE PESO PROPUESTAS

En principio, la propuesta consiste en no alterar la estructura de la correlación espacial obtenida de la información pluviométrica. Esta estructura define de manera inconfundible el valor del parámetro λ , a través del coeficiente de abatimiento k y la media y el desvío estándar poblacional μ y σ de las precipitaciones de la región. En este trabajo se propusieron diferentes funciones de peso $\beta_{x,i}(\lambda)$ con el propósito de analizar los errores de estimación en los nodos de la red y los cambios generados en los mapas de isoyetas.

Se analizó una tormenta en particular, ocurrida el 19 de noviembre de 1990, para la cual se dispone de registros pluviométricos en un área extensa. Esta tormenta, debido a su considerable magnitud, produjo importantes anegamientos en las cuencas de la región. La Figura 3 muestra el mapa de isoyetas trazadas con un algoritmo de interpolación determinístico basado en la mínima curvatura. Este trazado concuerda con el realizado a mano alzada para la construcción del campo de precipitación y se ha tomado como patrón de comparación.

Como el modelo propuesto no constituye un método de interpolación exacto, es decir que reproduce la precipitación medida en las estaciones de registro, también se analizaron los errores de estimación de la precipitación en los puntos nodales de la red. Se calculó el error cuadrático medio relativo, *ECMR*, referido al promedio de las precipitaciones registradas en las estaciones de medición. Además, se definió una red básica, compuesta por N^* estaciones de registro y una red de validación, compuesta por $N - N^*$ estaciones (siendo N el total de estaciones). Para cada función propuesta se analizó el error cuadrático medio relativo cometido *ECMR** con el conjunto de estaciones de validación, pero realizando la interpolación solamente con la información de la red básica. Sobre un total de 20 estaciones de registro (N) se adoptó una red de validación de 6 estaciones (N^*), lo cual representa el 30% del total. Las estaciones adoptadas para la validación fueron: Zavalla, Sandford, Fuentes, Muñoz, V.Mugueta y Villada. Las formulaciones para los errores son las siguientes:

$$ECMR = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (P_{ic} - P_{io})^2}{N}}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_{io}} * 100 \quad (14)$$

$$ECMR^* = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N^*} (P_{ic} - P_{io})^2}{N^*}}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_{io}} * 100 \quad (15)$$

donde P_{iC} y P_{iO} son las alturas de precipitación calculadas y observadas en las estaciones de medición.

En principio, se adoptó la *función identidad* en la ecuación (11) de manera tal que el factor de peso puede obtenerse como:

$$\beta_{x,i} = \lambda(\rho(x,i), \mu, \sigma) / \sum_{j=1}^N \lambda(\rho(x,j), \mu, \sigma) \quad (16)$$

En este caso, se adoptaron dos formas de considerar la ecuación (10), (a) truncando de ex profeso, la componente aleatoria del ruido blanco para los desvíos regionales σ y (b) considerándolos mediante la generación de una secuencia de números aleatorios entre -1 y 1 que multiplican los componentes del término en la ecuación (10) y adoptándose un ancho de banda $m = 1$. Como se verá a posteriori, la aplicación de este esquema lineal utilizando los coeficientes de abatimiento regionales condujo a campos de precipitación esencialmente diferentes a los estimados mediante el trazado de las isoyetas. El decaimiento de la correlación espacial es poco pronunciado en una región llana como la de estudio, por ende el peso de la distancia no fue un factor decisivo en las ponderaciones. Compensatoriamente los coeficientes de peso deben ser funciones que acentúen las *suaves* diferencias entre coeficientes de correlación.

Para concatenar la estructura del modelo y la estructura de correlación espacial observada en la región se le otorgó mayor peso relativo a las diferencias entre los coeficientes de correlación elevándolos a una potencia. Primero se analizaron las potencias cuadrática y cúbica obteniéndose mejoras sustanciales aunque no satisfactorias. Una buena semejanza entre el campo estimado por el modelo y el trazado manual de las isoyetas se logró con una potencia de orden 5, es decir que los factores de peso resultaron los siguientes:

$$\beta_{x,i} = \lambda^5(\rho(x,i), \mu, \sigma) / \sum_{j=1}^N \lambda^5(\rho(x,j), \mu, \sigma) \quad (17)$$

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Analizando el mapa construido con la función identidad sin componente aleatoria, se observó que las distribuciones de las isoyetas son muy uniformes y poco representativas del campo de precipitaciones estimado previamente. Se obtuvieron superficies de interpolación “casi – planas” que representaban una altura media de los datos puntuales de cada estación. El error *ECMR* calculado en este caso fue de 21,7% y el error de validación *ECMR** alcanzó el 15,4% (Tabla 2). Esta formulación, a pesar de utilizar los coeficientes de abatimiento regionales genera mapas de isoyetas que alcanzan errores de estimación elevados en los nodos de medición. Adicionando la componente aleatoria los resultados no mejoraron, dando lugar a errores de semejante magnitud (Tabla 3). Esto demuestra que la incorporación de la componente aleatoria genera distorsiones locales en el campo de la lluvia pero no altera los valores medios del campo.

La Figura 4 muestra las isoyetas construidas con el modelo no lineal sin componente aleatoria. Puede observarse la concordancia con las isoyetas de la Figura 3. El error *ECMR* calculado en este caso ha disminuido respecto de los anteriores, resultando de 9,9%, con un error de validación del 8,0%, inferior al que se comete con el método de la mínima curvatura. El error de estimación en las estaciones de medición es del rango de los errores que se cometen en la medición pluviométrica. Al igual que en el caso anterior, con este modelo de interpolación contemplando la componente aleatoria, los errores calculados fueron semejantes (Tabla 3).

Las Figuras 5 y 6 muestran el campo de la precipitación generado mediante mínima curvatura y con el algoritmo no lineal sin componente aleatoria, obtenidos de la red básica. Puede observarse que éste último resulta de mayor robustez dado que distorsiona en menor medida el campo obtenido con la totalidad de las estaciones.

Tabla 3. Resultados de la aplicación de las diferentes funciones de interpolación

Interpolación	Precipitación media (mm)	ECMR (%)	ECMR*
Mínima Curvatura			10,3
$\beta = \lambda_i / \Sigma \lambda_i(\rho, \mu)$	140,5	21,7	15,4
$\beta = \lambda_i / \Sigma \lambda_i(\rho, \mu, \sigma)$	140,6	21,3	16,3
$\beta = \lambda_i^5 / \Sigma \lambda_i^5(\rho, \mu)$	137,6	9,9	8,0
$\beta = \lambda_i^5 / \Sigma \lambda_i^5(\rho, \mu, \sigma)$	134,6	10,3	11,5

CONCLUSIONES

El algoritmo de interpolación propuesto presenta una base probabilística que lo ubica en ventaja respecto a los esquemas determinísticos, dado que éstos no tienen en cuenta en el modelo las propiedades de la correlación espacial, además, contiene intrínsecamente las propiedades estadísticas de las láminas de lluvia asociadas a la región de estudio.

Para su aplicación fue analizada la estructura de correlación espacial de los datos pluviométricos para distancias de hasta 120 km, así como las medias y desvíos estándares de las láminas diarias, sobre la base de información histórica recopilada en estaciones de la región pampeana argentina. Estas propiedades fueron transferidas en forma directa a los parámetros del algoritmo.

Se propusieron diferentes factores de peso para la estimación del campo de precipitación en función de la distancia de correlación y la media y desvío estándar de la precipitación regional. La función no lineal con un exponente de quinto orden presentó un error de estimación aceptable en las estaciones de medición y una robustez satisfactoria, superando la del método de interpolación por mínima curvatura, el cual puede asemejarse al trazado manual de las isoyetas.

REFERENCIAS

- Arnaiz M.M., Aragonés J.M. y López García L.** (1983) *Nociones de Estadística Aplicada a la Hidrología. Sección 3.* En: Hidrología Subterránea. (Eds. Custodio E. y Llamas M.R.) Ediciones Omega, S.A. Barcelona. España.
- Bras R.L., Rodriguez-Iturbe I.** (1976) "Rainfall Generation: A Non Stationary, Time Varying Multidimensional Model". *Water Resources. Research*, 12(3), 450-456.
- Le Cam, L.** (1961). "A Stochastic Description of Precipitation". In: *Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, 3, (ed. J. Neyman), pp. 165-186. Berkeley, California.
- Matheron G.** (1973) "The Intrinsic Random Functions and their Applications". *Advan. Appl. Probab.*, 5, 439-468.
- Rodriguez-Iturbe I., Mejia J.** (1974) "On the Transformation of Point Rainfall to Areal Rainfall". *Water Resources Research*, 10 (4) , 729-735
- Silber M.** (1985) "Algoritmo de Cálculo y Representación de los Campos Paramétricos Continuos". XII Congreso Nacional del Agua. Mendoza. Argentina.
- Valdés J.** (1981) *Distribución espacial y temporal de la precipitación.* Posgrado en planificación y recursos hídricos. Universidad de Simón Bolívar. Venezuela.
- Yaglom, A.M.** (1962) *Theory of Stationary Random Function.* Ed. Prentice Hall.
- Yevjevich V.** (1964) *Statistical and Probability Analysis of Hydrologic Data.* Section 8-II. En: *Handbook of Applied Hydrology* (Ed. Chow V.T.) Mc Graw-Hill.

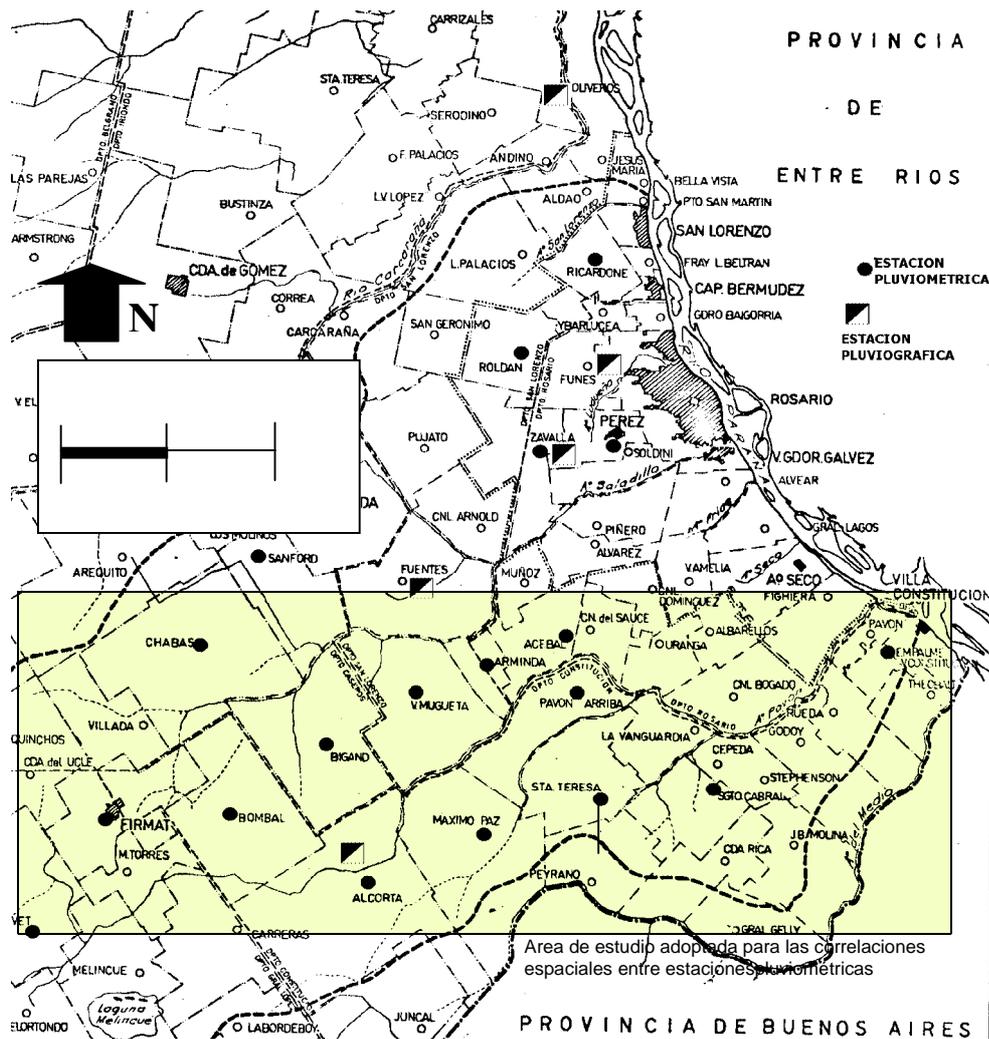


Figura 1. Región de estudio y área de análisis para la correlación pluviométrica

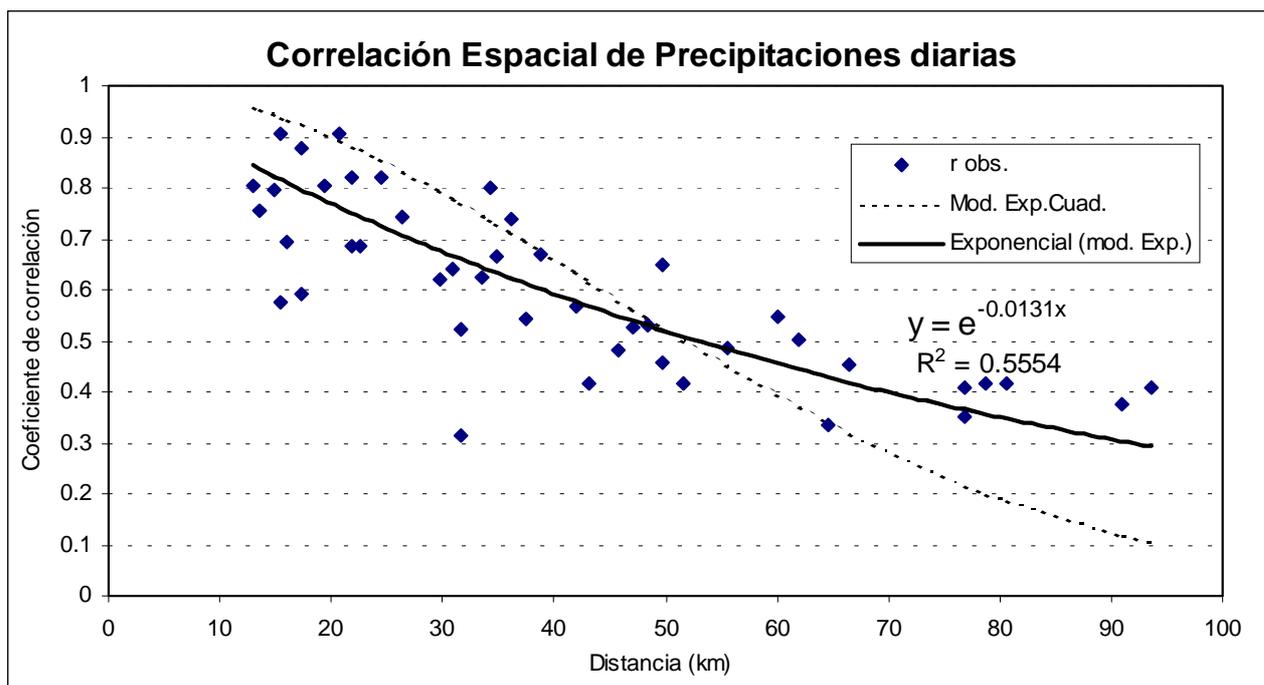


Figura 2. Correlograma de la pluviometría regional

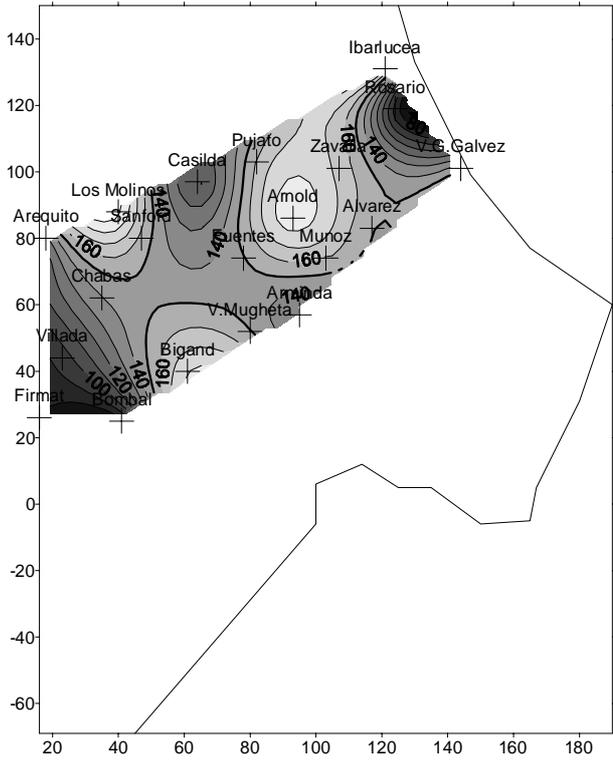


Figura 3. Isoyetas obtenidas por mínima curvatura

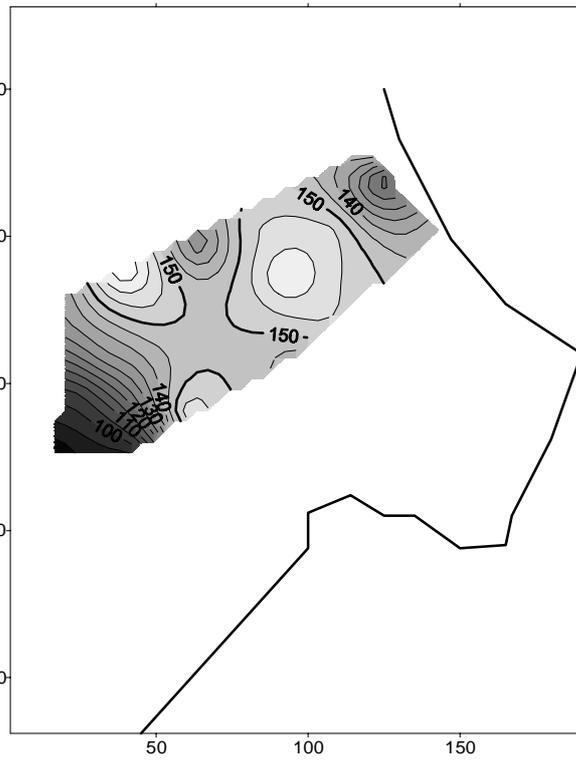


Figura 4. Isoyetas con factores de peso $\beta = \lambda_i^5 / \sum \lambda_i^5(\rho, \mu)$.

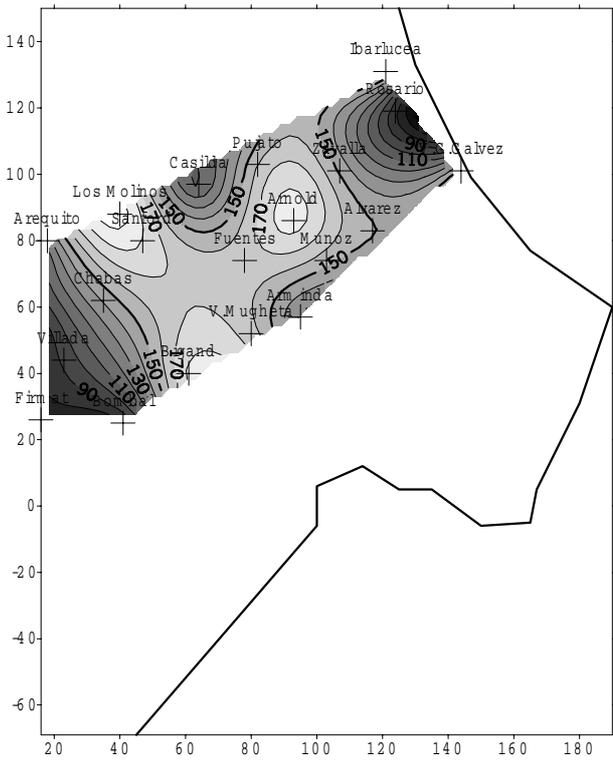


Figura 5. Isoyetas obtenidas por mínima curvatura y red básica

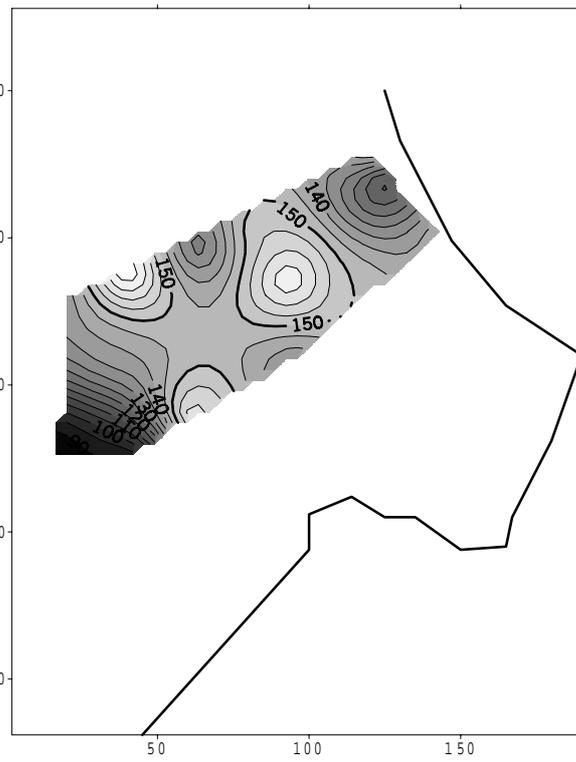


Figura 6. Isoyetas con factores de peso $\beta = \lambda_i^5 / \sum \lambda_i^5(\rho, \mu)$ y red básica