

**SOCIEDAD CHILENA DE INGENIERÍA HIDRÁULICA**

**XVII CONGRESO CHILENO DE HIDRÁULICA**

**ESTIMACIÓN DE LA VARIABILIDAD ESPACIAL DE EVENTOS DE  
PRECIPITACIÓN USANDO MÉTODOS GEOESTADÍSTICOS**

**SOLANGE DUSSAUBAT P.<sup>1</sup>  
XIMENA VARGAS M.<sup>2</sup>  
JULIÁN ORTIZ C.<sup>3</sup>**

**RESUMEN**

Este trabajo propone el uso de información extraída del modelo de pronóstico del tiempo MM5-DGF para caracterizar la variabilidad espacial de eventos de precipitación estimados por kriging en la zona cordillerana de la Séptima Región. Para esto se utilizó información disponible de dos tormentas ocurridas en el año 2002 y se trabajó con el total de agua caída por evento. Cuando la dependencia espacial de la precipitación se ve influenciada por efectos orográficos se aplicó el uso del kriging con deriva externa con una media representada por una relación lineal entre la precipitación y la longitud y un semivariograma inferido a partir de la dirección espacial sin deriva (90° con respecto a la coordenada este-oeste). Cuando no se evidencia una no estacionaridad en los datos se utilizó un kriging ordinario por vecindad asumiendo válida una hipótesis de cuasi estacionaridad. Los resultados obtenidos del test de validación cruzada resultan aceptables e indican que los métodos geoestadísticos representan una herramienta factible, útil y práctica para caracterizar la variabilidad espacial de la precipitación por eventos siempre y cuando se disponga de información suficiente para ello.

---

<sup>1</sup> Ingeniero Civil (e), Magíster (c), Departamento de Ingeniería Civil, Universidad de Chile

<sup>2</sup> Ingeniero Civil, Profesor Asociado, Departamento de Ingeniería Civil, Universidad de Chile

<sup>3</sup> Ingeniero Civil, Ph. D., Profesor Asistente, Departamento de Ingeniería de Minas, Universidad de Chile



## 1. INTRODUCCIÓN

La descripción y predicción de la variabilidad de la precipitación en el espacio y en el tiempo resulta fundamental para una adecuada gestión de los recursos hídricos. La información de la precipitación es una entrada importante en la modelación hidrológica, por ejemplo, en pronósticos de inundaciones. Sin embargo, en la mayoría de los casos, la red de estaciones meteorológicas es escasa y los datos disponibles resultan insuficientes para caracterizar la distribución espacial de la precipitación, que resulta ser un fenómeno altamente variable (Kravchenko et al., 1996). Esto resulta especialmente cierto en zonas montañosas, donde la complejidad de la distribución de la precipitación se combina con dificultades propias de la medición. Por lo tanto, es necesario desarrollar métodos para estimar la precipitación en áreas donde ésta no se ha podido medir, usando datos de las estaciones meteorológicas circundantes.

Los métodos geoestadísticos han demostrado ser superiores a otros métodos de interpolación, tales como polígonos de Thiessen, interpolación polinómica e inverso de la distancia (Tabios y Salas, 1985) y han sido utilizados con éxito para estudiar distribuciones espaciales de la precipitación (Chua y Bras, 1982; Dingman et. el al., 1988; Hevesi et. al., 1992). Una de las ventajas de los métodos geoestadísticos es que pueden utilizar información adicional para mejorar la estimación.

Existen factores que generan comportamientos no estacionarios en fenómenos con variabilidad espacial. En el caso particular de la precipitación, se espera que el relieve contribuya a la definición de complejos patrones de variación, por lo que resulta inadecuado suponer una media estacionaria en regiones con influencia orográfica (Demey y Pradere, 1995). Es por esto, que se torna usual tratar de incorporar esta información en el procedimiento geoestadístico para mejorar perceptiblemente la estimación de la distribución espacial de la precipitación, siendo la elevación la información adicional más utilizada para estos efectos (Chua y Bras, 1982; Dingman et. al., 1988).

En este trabajo se presenta la aplicación del kriging para estimar la precipitación total por evento en una zona montañosa y de escasa información en Chile.

## 2. TEORÍA DE LAS VARIABLES REGIONALIZADAS

La geoestadística es la aplicación de la Teoría de las Variables Regionalizadas a la estimación de procesos o fenómenos en el espacio. La Teoría de las Variables Regionalizadas fue desarrollada por Matheron (1971) en Francia, definiendo el concepto de **variable regionalizada (VR)** como una variable distribuida en el espacio con una determinada estructura de variación espacial.

Desde un punto de vista matemático, una variable regionalizada es simplemente una función  $f(x)$  que tiene un cierto valor para todo punto  $x$  del espacio, la cual presenta dos aspectos complementarios: un aspecto general estructurado, el cual puede caracterizarse con una función determinística y un aspecto aleatorio local, que representa una variación impredecible de un punto a otro. El carácter mixto de la variable regionalizada permite su interpretación desde una perspectiva estocástica a través de las funciones aleatorias.

La geoestadística posee por objetivo fundamental proporcionar una descripción cuantitativa de las variables naturales distribuidas en el espacio o en el espacio - tiempo. En la actualidad sus dominios de aplicación son amplios: minería (campo de origen), petróleo, pesca, salud, finanzas e hidrogeología, entre otros.

## 2.1. Función aleatoria

Se entenderá por función aleatoria a aquella que asocia a cada punto del espacio una variable aleatoria con una ley de distribución conocida. La media de una función aleatoria  $Z(x)$  es definida como:

$$m(x) = E[Z(x)] \quad (2.1)$$

donde  $E[\cdot]$  denota al valor esperado.

En un punto  $x$  dado,  $m(x)$  representa la “media” alrededor de la cual se distribuyen los valores tomados por múltiples realizaciones independientes de la función aleatoria.

La media es llamada algunas veces como “derivada”. La variable aleatoria, con la media removida es llamada residual y se define como:

$$Y(x) = Z(x) - m(x) \quad (2.2)$$

La varianza, está definida por:

$$\text{var}[Z(x)] = E\{[Z(x) - m(x)]^2\} \quad (2.3)$$

El semivariograma, denotado por  $g(x_1, x_2)$  se define como:

$$\begin{aligned} g(x_1, x_2) &= \frac{1}{2} \text{var}[Z(x_1) - Z(x_2)] \\ &= \frac{1}{2} E[(Z(x_1) - Z(x_2))^2] - \frac{1}{2} [(m(x_1) - m(x_2))^2] \end{aligned} \quad (2.4)$$

## 2.2. Modelamiento de la Estructura Espacial

El análisis estructural o estudio semivariográfico está compuesto de dos fases:

- El cálculo del semivariograma experimental.
- El ajuste a éste de un modelo lícito.

El cálculo del semivariograma experimental es la herramienta geoestadística más importante en la determinación de las características de variabilidad y correlación espacial del fenómeno estudiado, es decir, tener conocimiento de como la variable cambia de una localización a otra.

En general la inferencia del semivariograma debe hacerse a partir de un conjunto de datos experimentales. Sean  $x_1, \dots, x_k \in R^n$  y  $z(x_1), \dots, z(x_k)$  la realización de  $Z$  en estos puntos, entonces el estimador para el semivariograma queda definido por:

$$g(h) = \frac{1}{2|N(h)|} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (2.5)$$

en donde  $|N(h)|$  es el número de pares distintos a la distancia  $h$ .

Los modelos que generalmente se encuentran en aplicaciones hidrológicas son el esférico y el potencial (Papamichail y Metaxa, 1996). La ecuación para el modelo esférico está dada por:

$$g(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[ \frac{3}{2} \left( \frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] & \text{si } h \leq a \\ C_0 + C & \text{si } h > a \end{cases} \quad (2.6)$$

Donde  $C_0$  = efecto pepita;  $C$  = meseta; y  $a$  = alcance del semivariograma.

### 2.3. Estimación Local: Kriging

El *kriging*, bautizado así en reconocimiento del trabajo pionero de uno de los precursores de la geostatística, Danie Krige (1951), es un método que permite estimar el valor de un punto o de un bloque a partir de los valores observados en los puntos circundantes, tomando en cuenta su configuración geométrica y la estructura espacial de la regionalización. Las principales características que hacen del *kriging* un método de estimación muy superior a los tradicionales son las siguientes (Emery, 2000):

- Entrega una estimación precisa e insesgada de la magnitud buscada, tomando en cuenta tanto la información de naturaleza geométrica, como también las informaciones estructurales contenidas en el semivariograma.
- Permite incorporar información secundaria que esté relacionada con la variable principal.
- Determina la varianza de estimación en todos los puntos, lo cual no puede realizarse con otros métodos de interpolación.

Así, el kriging se traduce en encontrar al “mejor estimador lineal insesgado”,  $Z^*$ , a partir de la información disponible, el cual puede ser definido por las siguientes etapas:

1. El estimador,  $Z^*$ , está formado por una combinación lineal de valores observados,  $Z(x_i)$ :

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^n I_i Z(x_i) \quad (2.7)$$

donde  $I_i$ ,  $i=1, \dots, n$  es un conjunto de pesos que deben optimizarse de acuerdo al criterio del “mejor” estimador.

2. El estimador debe ser insesgado:

$$E\{Z^*(x_0) - Z(x_0)\} = 0 \quad (2.8)$$

3. Se debe de minimizar la varianza de la estimación:

$$\text{Minimizar } E\{[Z^*(x_0) - Z(x_0)]^2\} \quad (2.9)$$

Dentro de los modelos estacionarios se encuentra el **kriging simple**, el cual considera que la media  $m(x)$  es conocida y constante a lo largo del área de estudio  $A$  y que  $z$  es la realización de una función aleatoria  $Z$  estacionaria de segundo orden.

En la práctica es casi imposible conocer la media a priori, por esta razón, se extiende el kriging simple al **kriging ordinario**, caso en el cual la media,  $m$ , es desconocida y constante, suponiendo al igual que antes, que  $z$  es la realización de una función aleatoria  $Z$  **estacionaria de segundo orden**.

Uno de los problemas encontrados al modelar semivariogramas es la existencia de tendencia en los datos, debido a la existencia de factores que generan comportamientos no estacionarios en fenómenos con variabilidad espacial. Por esto, la media ya no puede ser considerada constante, ya que depende de la posición  $x$  dentro del dominio a estimar, y por ende, es necesario una representación funcional de la deriva para obtener estimaciones óptimas.

En palabras simples, los modelos no estacionarios consisten en descomponer la función aleatoria  $Z(x)$  en una deriva determinista,  $m(x)$ , que describe la “tendencia” de la regionalización más un residuo aleatorio  $Y(x)$ .

Una alternativa es estimar la tendencia conjuntamente con la covarianza o el semivariograma, aplicando **kriging universal** o **kriging intrínseco de orden  $k$** . Otra opción es estimar la media, substraerla de las observaciones y ajustar un modelo de variabilidad espacial a los residuos estacionarios resultantes. Este último procedimiento de remoción de la tendencia se conoce como **kriging con deriva externa**.

#### 2.4. Test de calidad del modelo

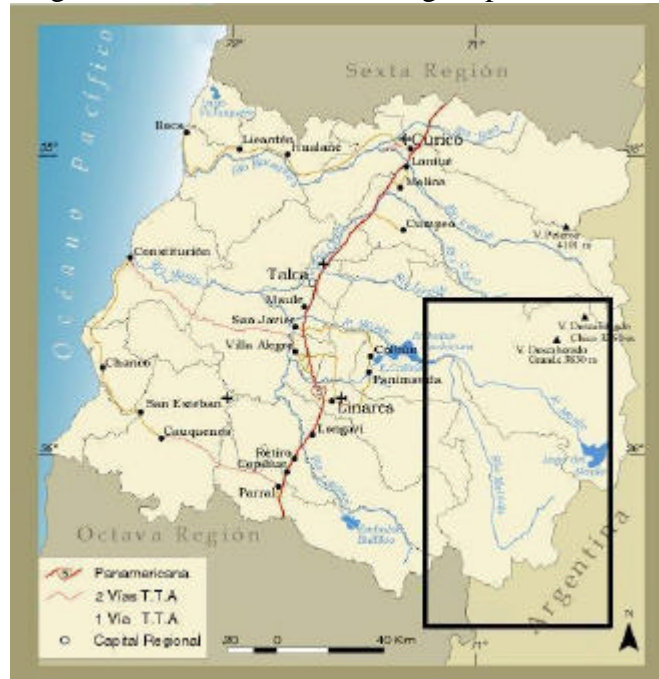
Debido a que se ha ajustado el semivariograma experimental a un esquema teórico, es conveniente validar el modelo seleccionado y la respectiva elección de sus parámetros: pepita, alcance y meseta. La validación cruzada consiste en suprimir el  $i$ -ésimo valor medido  $Z_i$  y en estimarlo como  $Z_i^*$  a partir del resto de los datos por kriging. Con la validación cruzada se verifica la concordancia entre el semivariograma experimental y el modelo teórico ajustado, procurando satisfacer los siguientes criterios estadísticos:

1. El error medio, que mide el sesgo del estimador y debe ser aproximadamente cero.
2. El error cuadrático medio, que mide la **precisión** del estimador, debe ser mínimo.
3. El error cuadrático medio estandarizado debe ser cercano a 1.
4. El coeficiente de correlación entre los valores estimados y los medidos debe ser cercano a 1.
5. El número de datos mal estimados debe ser el menor posible (menor al 5% del total de datos).

### 3. APLICACIÓN

#### 3.1. Área de Estudio

La zona escogida para aplicar los métodos geoestadísticos en el análisis de la variabilidad espacial de la precipitación por eventos es la zona cordillerana de la Séptima Región de Chile, específicamente entre los paralelos  $35,495^\circ$  y  $36,694^\circ$  Latitud Sur, y los meridianos  $70,428^\circ$  y  $71,237^\circ$  Longitud Oeste. Esta región abarca la mayor parte de la zona cordillerana de la hoya del río Maule, cubriendo un área aproximada de  $11.880 \text{ [Km}^2\text{]}$ . En la Figura 3.1 es posible visualizar un mapa de la Séptima Región destacando la zona escogida para el estudio.



**Figura 3.1:** Mapa Séptima Región del Maule destacando zona de estudio  
(Copyright 2000 Biblioteca del Congreso Nacional)

#### 3.2. Información disponible

Dentro del área de estudio existen solamente dos estaciones meteorológicas:

- La primera, llamada Lo Aguirre (2.000 msnm), se encuentra cercana a la Laguna del Maule en la alta cordillera, ( $35^\circ 58'S$   $70^\circ 32'O$ ) y cuenta con un snow pillow que permite cuantificar y caracterizar la precipitación nival.
- La segunda estación es la de Maule en Armerillo (540 msnm), la cual controla tanto variables meteorológicas como el caudal del río Maule aguas abajo de la junta de los ríos Claro y Melado ( $35^\circ 42'S$   $71^\circ 06'O$ ).

Debido a que existen sólo dos estaciones meteorológicas, lo que resulta insuficiente para caracterizar en forma adecuada la variabilidad espacial de la precipitación, se optó por utilizar datos del modelo regional de pronóstico del tiempo MM5. Este modelo numérico, desarrollado en la Universidad de Pensilvania, ha sido implementado por el departamento de Geofísica de la Universidad de Chile (DGF) en forma operacional desde Abril del 2002 como un apoyo al

pronóstico del tiempo en la región central del país. Este modelo, inicializado diariamente, pronostica la circulación atmosférica en Chile central tomando en cuenta un horizonte temporal de tres días. El modelo opera con tres dominios anidados, denominados Dominio 1, 2 y 3, con resoluciones de 135, 45 y 15 [Km]. El MM5-DGF permite conocer la distribución temporal y espacial de una serie de variables meteorológicas, de las cuales se obtiene como subproducto la precipitación.

Según la resolución del modelo de pronóstico MM5-DGF en el Dominio 3, el área de estudio corresponde a una grilla de 84 elementos MM5-DGF, siete en dirección Este y doce en dirección Norte, tal como se presenta en la Figura 3.2.

Para analizar la variabilidad espacial de eventos de precipitación se utilizó información disponible de dos tormentas ocurridas durante el año 2002. Para contemplar sólo la variable espacial se decidió utilizar los datos de precipitación total ocurrida por evento. Las características de las tormentas utilizadas se especifican en la Tabla 3.1.

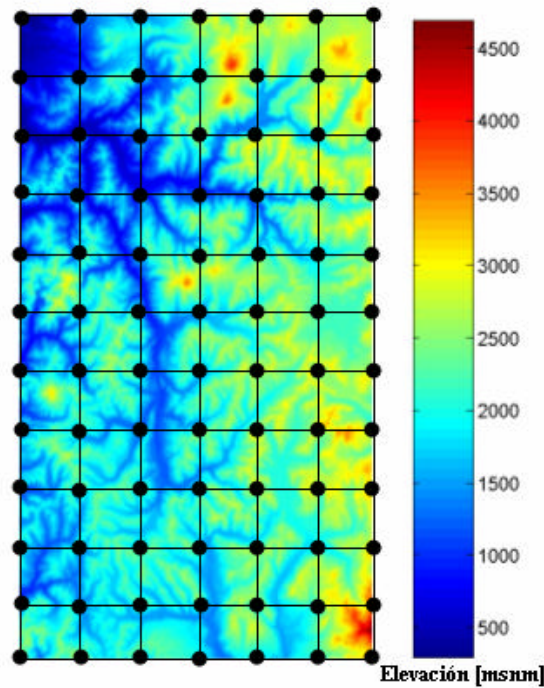


Figura 3.2: Grilla MM5-DGF coincidente con área de estudio

Tabla 3.1 Tormentas consideradas

Nomenclatura	Fecha de inicio	Fecha de término	Duración considerada [hrs]
Tormenta A	22-08-2002	30-08-2002	194
Tormenta B	13-09-2002	18-09-2002	107



### 3.3. Modelamiento Espacial

Se calcularon los semivariogramas experimentales en las cuatro direcciones principales del plano, 0° (D<sub>1</sub>), 45° (D<sub>2</sub>), 90° (D<sub>3</sub>) y 135° (D<sub>4</sub>) con respecto a la dirección este-oeste. Estos semivariogramas experimentales direccionales mostrados en la Figura 3.3, presentan diferencias notables para la tormenta A, lo cual pone en evidencia la existencia de una fuerte anisotropía. Para la tormenta B, en cambio, los entrecruzamientos entre los semivariogramas direccionales no permiten distinguir una anisotropía evidente, por lo cual se puede suponer que la regionalización es isotrópica y calcular el semivariograma omnidireccional para ajustar el modelo definitivo (ver Figura 3.5). En la Figura 3.4 se presenta el semivariograma omnidireccional de los datos.

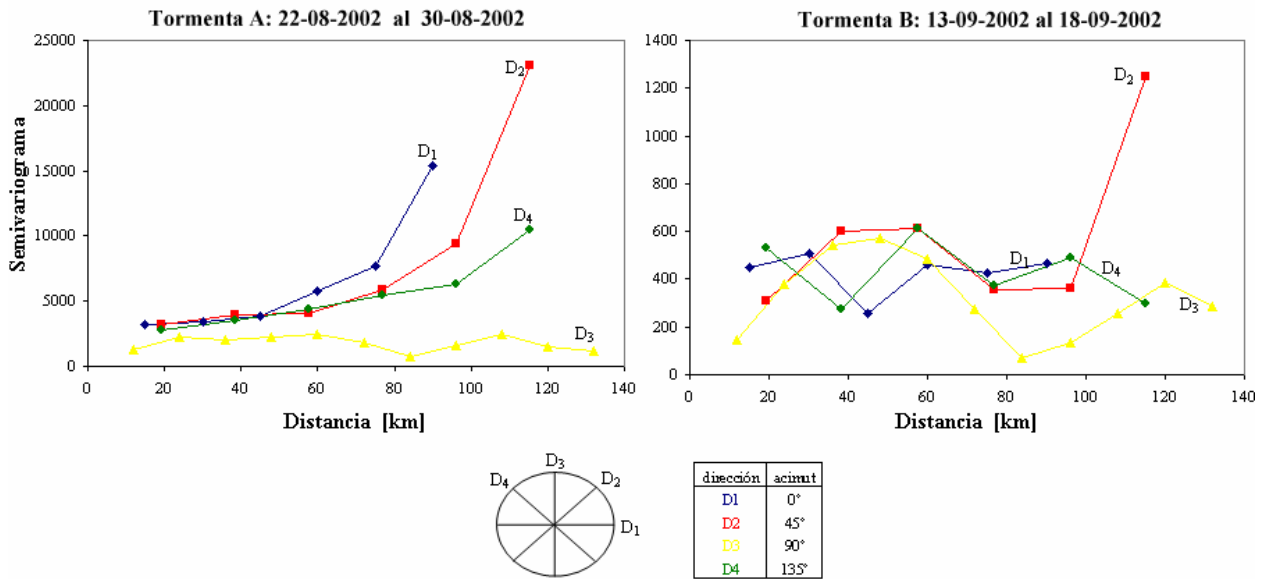


Figura 3.3: Semivariogramas experimentales en las direcciones principales para las dos tormentas

El semivariograma experimental omnidireccional de los datos para la tormenta A muestra un comportamiento creciente bastante acentuado, sin estabilizarse en torno a una meseta, lo cual denota el carácter no estacionario de la variable, a diferencia de lo que sucede con la tormenta B, en donde el semivariograma omnidireccional se estabiliza en torno a una meseta la cual corresponde a la varianza experimental de la muestra.

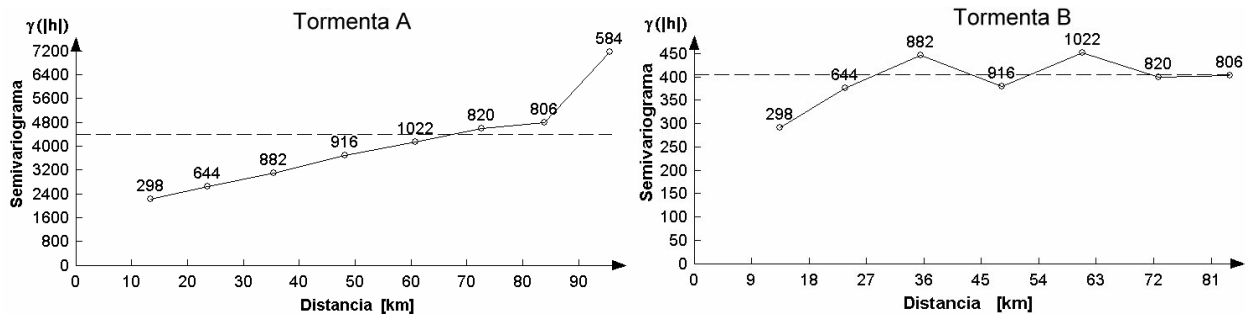
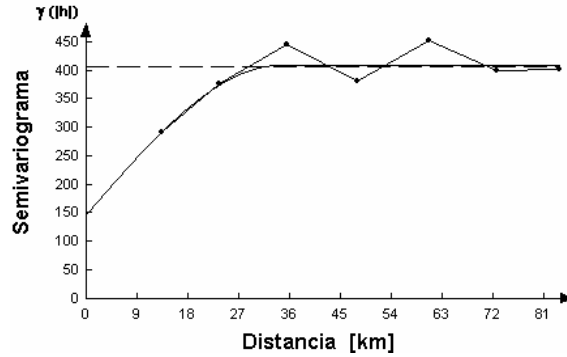
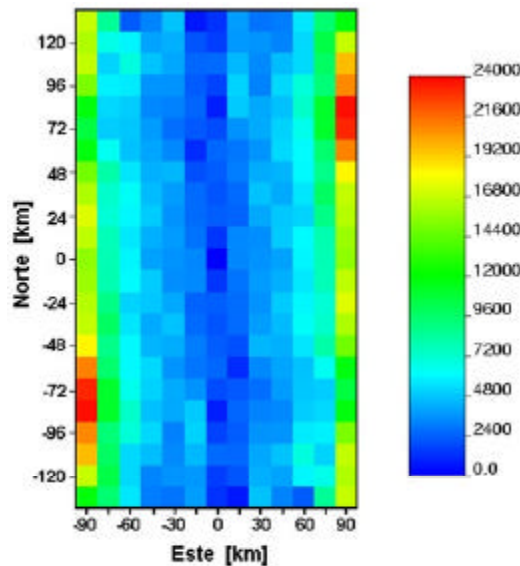


Figura 3.4: Semivariograma experimental omnidireccional (línea punteada representa la varianza experimental de los datos)



**Figura 3.5: Semivariograma experimental omnidireccional (línea con puntos) y modelo isótropo con efecto pepita ajustado (línea continua). Tormenta B**

Para representar de mejor forma la anisotropía presente en la variabilidad espacial de la precipitación de la tormenta A se presenta en la Figura 3.6 el mapa variográfico de los datos, el cual permite visualizar en dos dimensiones los valores del semivariograma experimental y, así, analizar gráficamente la anisotropía. En la Figura 3.6 se observa que la estructuración de los datos no es la misma en la dirección este-oeste que en la dirección norte-sur, produciéndose “bandas longitudinales” variables, lo que pone en evidencia una fuerte anisotropía de ángulo  $\theta = 90^\circ$  con respecto al eje este-oeste.



**Figura 3.6: Mapa variográfico de los datos (Tormenta A)**

Para resolver el problema de la no estacionaridad de la tormenta A se hará uso del kriging con deriva externa o kriging residual, el cual supera algunas de las limitaciones identificadas en el kriging universal. El kriging con deriva externa puede resumirse en los siguientes pasos (Samper y Carrera, 1990):

1. Suponer conocida la forma de la deriva en base a razonamientos físicos.
2. Ajustar por mínimos cuadrados ordinarios la deriva  $\hat{m}(x)$  a los datos medidos.
3. Calcular los residuos por medio de la ecuación:

$$Y(x) = Z(x) - \hat{m}(x) \tag{3.1}$$

4. Calcular el semivariograma experimental de los residuos ajustándoles un semivariograma teórico  $g_R(h)$ .
5. Realizar el kriging ordinario de los residuos utilizando el semivariograma  $g_R$ .
6. Obtener el valor estimado de la variable  $Z^*(x_o)$  en un punto no muestreado,  $x_o$ , como la suma del valor de la deriva  $\hat{m}(x_o)$  calculada en (2) más el valor estimado del residuo  $R^*(x_o)$ .

Para estimar la deriva se debe tomar en consideración las características físicas del fenómeno en estudio, en este caso anisótropo de ángulo  $\theta = 90^\circ$  con respecto al eje este-oeste. Como fue mencionado en la introducción la relación lineal **precipitación – altura** ha sido ampliamente utilizada en la literatura para modelar la variación espacial del fenómeno de precipitación. Sin embargo, en este caso se propone utilizar una relación lineal entre la precipitación y la coordenada este-oeste (longitud). Así, se propone la siguiente relación para representar la deriva:

$$m(x) = b_o + b_1 \cdot c_{EO}(x) \quad (3.2)$$

Donde  $c_{EO}(x)$  es la coordenada este-oeste del punto  $x$  y  $b_o$ ,  $b_1$  parámetros de la deriva. Los resultados de la regresión lineal entre la precipitación y la coordenada este-oeste son presentados gráficamente en la Figura 3.7.

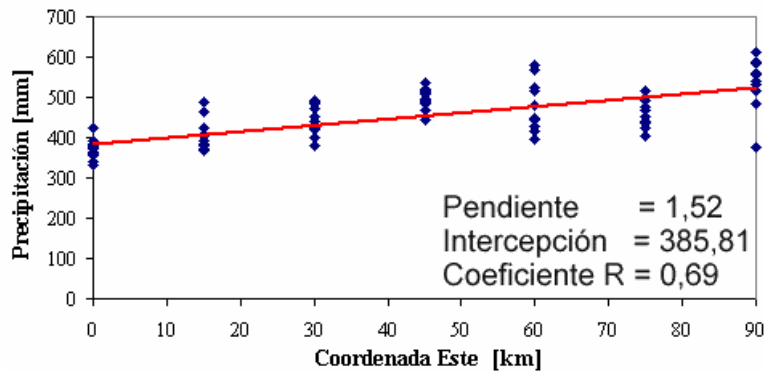


Figura 3.7: Relación Precipitación – Coordenada este oeste (Tormenta A)

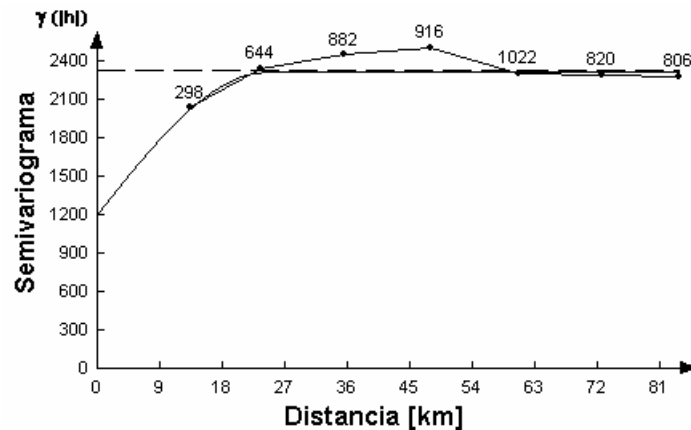
El resultado anterior no debe ser mal interpretado. No se está planteando que sea inexistente una relación entre la precipitación y la altura, como se acostumbra para representar el fenómeno en zonas montañosas con precipitaciones del tipo orográficas, sino que la variable significativa para describir la deriva del fenómeno es la longitud, variable que a su vez, también está fuertemente correlacionada con la elevación.

El método del Kriging con deriva externa “clásico” señala que se debe calcular el semivariograma experimental de los residuos ajustándoles un semivariograma teórico  $g_R(h)$ , para posteriormente realizar el kriging ordinario utilizando el semivariograma  $g_R$ . Sin embargo, el proceso es internamente inconsistente, ya que el método de mínimos cuadrados ordinarios supone que los residuos son espacialmente independientes, mientras que la existencia del semivariograma implica que tienen una estructura de autocorrelación (Samper y Carrera, 1990).

En la Figura 3.8 se presenta el semivariograma omnidireccional de los residuos para la tormenta A y el modelo isótropo ajustado. De esta figura se concluye que los puntos experimentales poseen poca estructuración, teniendo una baja correlación espacial entre ellos.

Es precisamente este punto la gran debilidad del kriging con deriva externa, que se traduce en que los residuos pueden representar más a un “ruido” que a una estructuración espacial, lo que implica que inevitablemente para modelar el semivariograma se debe anidar un ajuste con un efecto pepita importante. Por lo demás, todo esto depende **directamente** de la estimación de la deriva. Una determinación diferente de la deriva implicará nuevos residuos y con ello un nuevo semivariograma experimental que ajustar.

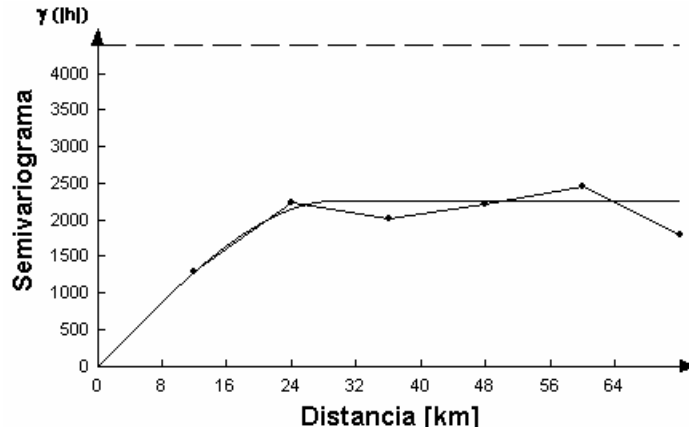
Para solucionar esta debilidad del método se propone que el semivariograma experimental en la dirección sin deriva,  $90^\circ$  con respecto a la coordenada este-oeste, sea el semivariograma representativo de la regionalización. Si se piensa en el trasfondo, la dirección del espacio con ausencia total de deriva debiese otorgar un semivariograma estacionario y adecuado para modelar los residuos, lo cual es independiente de la determinación de la media y, por ende, independiente de la determinación de los residuos. Esto resulta bastante lógico, y permite determinar un semivariograma representativo de la regionalización “**único**” para condiciones estacionarias.



**Figura 3.8: Semivariograma experimental omnidireccional (línea quebrada) y modelo ajustado (línea continua) a los residuos de la tormenta A**

Los resultados de la validación cruzada indicaron que modelar el semivariograma en la dirección sin deriva otorga resultados “muy superiores” a los que se obtienen de modelar el semivariograma directamente de los residuos.

En la Figura 3.9 se presenta el semivariograma experimental en la dirección  $90^\circ$  con respecto al eje este-oeste junto con el modelo teórico ajustado para la tormenta A. Las características paramétricas de los modelos de semivariograma adoptados para las dos tormentas, junto a los resultados obtenidos de la validación cruzada se presentan en la Tabla 3.2.



**Figura 3.9:** Semivariograma experimental en dirección sin deriva (línea quebrada) y modelo ajustado (línea continua) para la tormenta A

**Tabla 3.2:** Parámetros del semivariograma ajustado y estadísticos resultantes de la validación cruzada

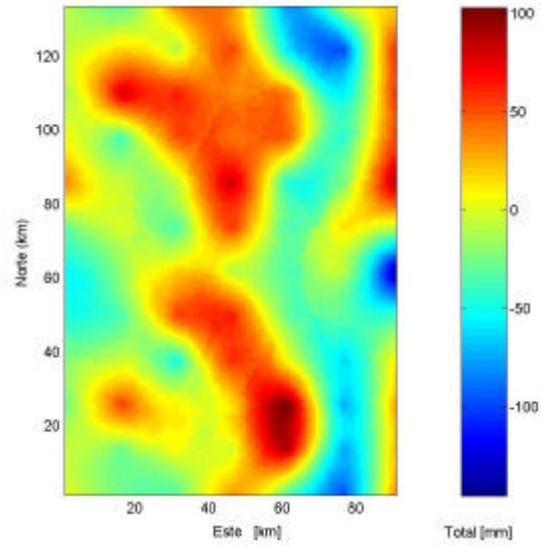
	Tormenta A	Tormenta B
Modelo Esférico Ajustado:		
Efecto Pepita, $C_0$ [mm <sup>2</sup> ]	0	47,6
Alcance, $a$ [km]	30	34,4
Meseta, $C$ [mm <sup>2</sup> ]	2280	263,2
Estadísticos validación cruzada:		
Coefficiente de Correlación	0,532	0,612
Error Medio	0,032	0,004
Error Medio Estandarizado	0,001	0,001
Error cuadrático Medio	1660,7	263,59
Error cuadrático Medio Estandarizado	1,188	0,825

### 3.4. Estimación Local

Para los **residuos** de la tormenta A se aplicó un kriging simple de media nula (ver Figura 3.10).

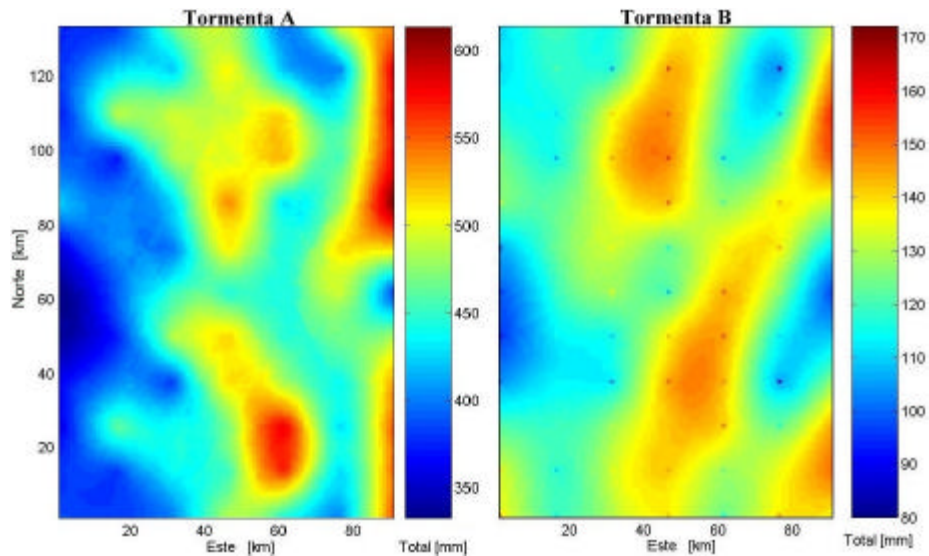
Para la tormenta B, en cambio, asumir una hipótesis de estacionaridad resulta discutible para toda el área de estudio, sin embargo asumir una hipótesis de cuasi-estacionaridad resulta distinto. Es por esto que se utilizara un **kriging ordinario** para la estimación local, el cual posee una media desconocida, que permanece aproximadamente constante a escala de cada vecindad, pero varía de una vecindad a otra. Así, al aplicar kriging ordinario restringiendo la estimación a una vecindad se está de cierta forma debilitando la hipótesis de estacionaridad. Se trabajó con una vecindad de kriging circular de 35 km de radio incluyendo 12 datos para la estimación.

Para las dos tormentas se estimaron valores de precipitación cada 1 kilómetro, con lo cual se tiene un total de 12.103 nodos estimados (ver Figura 3.11).



**Figura 3.10: Mapa de las estimaciones de los residuos por kriging (Tormenta A)**

La varianza de la estimación del kriging no depende del valor medido de la variable, sino que únicamente de la configuración geométrica de los datos. En los sitios muestreados la varianza (incertidumbre) es nula (ver Figura 3.12).



**Figura 3.11: Mapa de la Precipitación total del evento estimada por kriging**

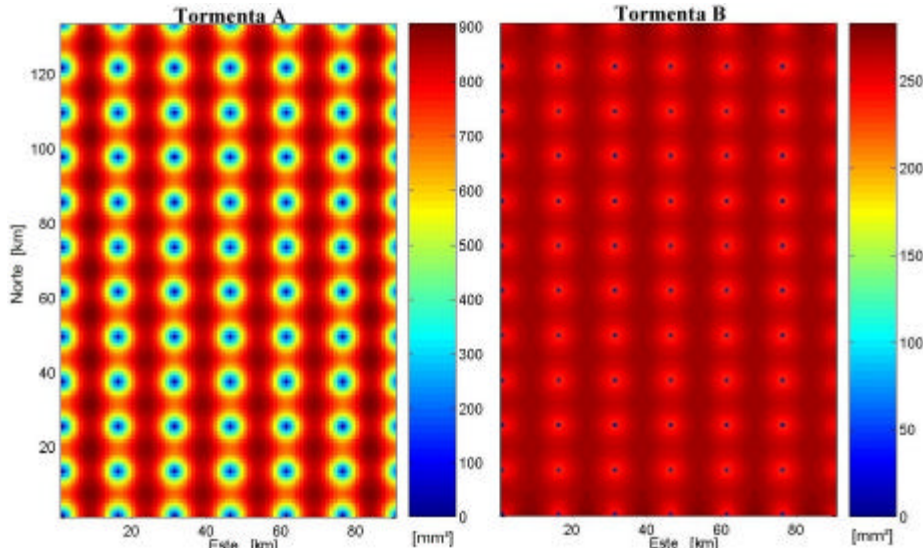


Figura 3.12: Mapa de la varianza de estimación del kriging

#### 4. CONCLUSIONES

El uso de métodos geoestadísticos ha sido ampliamente difundido para analizar la variabilidad espacial de diversas variables hidrometeorológicas. Este trabajo presenta la aplicación del kriging para estimar la precipitación total por evento en una zona montañosa y de escasa información en Chile, en donde la influencia espacial de la precipitación se ve influenciada por el efecto orográfico. Para modelar eventos no estacionarios se propone el uso del kriging con deriva externa determinando la media a partir de una relación lineal entre la precipitación y la longitud.

La baja densidad de estaciones meteorológicas en Chile dificulta la caracterización de la distribución espacial de la precipitación, por lo cual la utilización de datos del modelo de pronóstico del tiempo MM5-DGF proporciona una herramienta útil para este propósito.

El alcance deducido de los semivariogramas experimentales es de aproximadamente 30 km, con lo cual se tiene que, en términos prácticos, sólo dos puntos de pares experimentales estarían influyendo en la modelación del semivariograma. Esto es bastante poco y evidencia la necesidad de mayor información para contar con un ajuste más adecuado y certero. Además, la inferencia del semivariograma para distancias inferiores a 15 km no resulta viable. A pesar de esto, los resultados obtenidos de los estadísticos de la validación cruzada resultan aceptables.

Los resultados de este trabajo indican que utilizar el método del kriging con deriva externa es factible y práctico para estimar la precipitación en zonas montañosas en eventos con una variabilidad espacial que evidencie comportamientos no estacionarios. En eventos donde la dependencia espacial no evidencie una no estacionaridad este trabajo muestra que resulta apropiado asumir una hipótesis de cuasi estacionaridad y utilizar un kriging ordinario para estimar la precipitación por vecindades.

## **REFERENCIAS**

- Chua, S-H, Bras R.L. 1982. Optimal estimators of mean areal precipitation in regions of orographic influence. *Journal of Hydrology* 57:23-48.
- Demey, J. R, Pradere R. 1996. Generación de isoclinas de precipitación al sur del Estado Aragua – Venezuela usando kriging con tendencia externa. *Agronomía Tropical* 46(3):313-333
- Dingman, S.L., Seely-Reynolds, D.M., Reynolds III, R.C. 1988. Application of Kriging to Estimating Mean Annual Precipitation in a Region of Orographic Influence. *Water Resources Bulletin*, 24(2), 329-339
- Emery, X. 2000, "Geoestadística Lineal", Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Departamento Ingeniería de Minas.
- Hevesi, J.A., Istok, J.D., and Flint, A.L., 1992a, Precipitation estimation in mountainous terrain using multivariate geostatistics: 1, 2. Structural Analysis and Isohyetal Maps: *Journal of Applied Meteorology*, 31(7) 661-688.
- Kravchenko, A., Zhang R., and Tung Y, 1996. Estimation of Mean Annual Precipitation in Wyoming Using Geostatistical Analysis. *Proceedings of American Geophysical Union 16th Annual Hydrology Days*, April 15-18, 1996, Fort Collins, Colorado, pp. 271-282.
- Krige, D.G., 1951, A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwatersrand: *Chemical Metallurgical and Mining Society of South Africa Journal*, no. 52, p. 119-139.
- Matheron, G. 1971. The theory of the regionalized variables and its application. *Cashiers du Centre de Morphologie Mathématique*, No. 5. Ecole des Mines, Fontainebleau, France. 211p.
- Papamichail, D.M. and Metaxa, I.G., (1996). Geostatistical analysis of spatial variability of rainfall and optimal design of a rain gauge network, *Water Resources Management.*, 10, 107-127.
- Samper, F.J. y J. Carrera, 1990. *Geostadística: Aplicaciones a hidrología Subterránea*. CIMNE, Barcelona, pp 484.
- Tabios, G.Q. and J.D. Salas, 1985. A comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation. *Water Resources Bulletin*, 21(3):365-380.