# EPG3343 - Seminario de Estadística III Clase 6

Jonathan Acosta

Pontificia Universidad Católica de Chile

Segundo Semestre, 2022



#### Esquema

- Kriging no Lineales
  - Kriging Lognormal
  - Trans-Gaussian Kriging
  - Kriging Indicador

- 2 Cambio de Soporte
  - Kriging por Bloques

# Esquema

- Kriging no Lineales
  - Kriging Lognormal
  - Trans-Gaussian Kriging
  - Kriging Indicador

- 2 Cambio de Soporte
  - Kriging por Bloques

Suponga que Z(s) es un campo aleatorio tal que

$$Y(s) = \ln(Z(s))$$
 es normal,  $\forall s \in D$ 

Consecuentemente,  $Z(s) = \exp\{Y(s)\} > 0, \forall s \in D.$ 

Suponga que Z(s) es un campo aleatorio tal que

$$Y(s) = \ln(Z(s))$$
 es normal,  $\forall s \in D$ 

Consecuentemente,  $Z(s) = \exp\{Y(s)\} > 0, \forall s \in D.$ 

Asuma que Y(s) tiene función de media  $\mu_Y(s)$  y función de covarianza  $C_Y(s_1, s_2)$ , entonces (Aitchison & Brown, 1957)

$$\mu_Z(s) = \exp\left\{\mu_Y(s) + \frac{1}{2}C_Y(s, s)\right\}$$
 $C_Z(s_1, s_2) = \mu_Z(s_1)\mu_Z(s_2) \left[\exp\left\{C_Y(s_1, s_2)\right\} - 1\right]$ 

Obs:  $\mu_Z(s) \ge \exp{\{\mu_Y(s)\}}$ .

Más aún, si  $P^0(Y, s_0)$  es el mejor predictor lineal de  $Y(s_0)$  entonces  $\exp\{P^0(Y, s_0)\}$ 

es un predictor sesgado de  $Z(s_0)$ .

Más aún, si  $P^0(Y, \mathbf{s}_0)$  es el mejor predictor lineal de  $Y(\mathbf{s}_0)$  entonces

$$\exp\{P^0(Y,\boldsymbol{s}_0)\}$$

es un predictor sesgado de  $Z(s_0)$ .

**Objetivo**: Predecir insesgadamente  $Z(s_0)$  usando la información contenida en  $\boldsymbol{Y} = (Y(s_1), \dots, \boldsymbol{Y}(s_n))^{\top}$ 

Resultado: Según la notación anterior

$$\mathbb{E}\left[\exp\{P^0(Y, \boldsymbol{s}_0)\}\right] = \mu_Z \exp\left\{-\frac{\sigma_Y^2}{2} + \frac{\mathbb{V}[P^0(Y, \boldsymbol{s}_0)]}{2}\right\}$$

donde 
$$\mu_Z = \exp \left\{ \mathbb{E} \left[ P^0(Y, s_0) \right] - \frac{\mathbb{V}[P^0(Y, s_0)]}{2} \right\}.$$

Resultado: Según la notación anterior

$$\mathbb{E}\left[\exp\{P^0(Y, \boldsymbol{s}_0)\}\right] = \mu_Z \exp\left\{-\frac{\sigma_Y^2}{2} + \frac{\mathbb{V}[P^0(Y, \boldsymbol{s}_0)]}{2}\right\}$$

donde 
$$\mu_Z = \exp \left\{ \mathbb{E} \left[ P^0(Y, s_0) \right] - \frac{\mathbb{V}[P^0(Y, s_0)]}{2} \right\}.$$

Por lo tanto,

$$P_{LK}(Z, s_0) = \exp \left\{ P^0(Y, s_0) + \frac{\sigma_Y^2}{2} - \frac{\mathbb{V}[P^0(Y, s_0)]}{2} \right\}$$

• Kriging Simple: Si  $\mu(s)$  es conocido

$$P_{SLK}(Z, \mathbf{s}_0) = \exp \left\{ P_{SK}(Y, \mathbf{s}_0) - \frac{\sigma_{SK}^2(\mathbf{s}_0)}{2} \right\}$$
$$\sigma_{SLK}^2(\mathbf{s}_0) = P_{SLK}(Z, \mathbf{s}_0)^2 \left[ \exp \{ \sigma_{SK}^2(\mathbf{s}_0) \} - 1 \right]$$

• Kriging Simple: Si  $\mu(s)$  es conocido

$$P_{SLK}(Z, \boldsymbol{s}_0) = \exp \left\{ P_{SK}(Y, \boldsymbol{s}_0) - \frac{\sigma_{SK}^2(\boldsymbol{s}_0)}{2} \right\}$$
$$\sigma_{SLK}^2(\boldsymbol{s}_0) = P_{SLK}(Z, \boldsymbol{s}_0)^2 \left[ \exp \{ \sigma_{SK}^2(\boldsymbol{s}_0) \} - 1 \right]$$

• Kriging Ordinario: Si  $\mu(s) = \mu$ ,  $\mu$  constante desconocida

$$\begin{split} P_{OLK}(Z, \boldsymbol{s}_0) &= \exp \left\{ P_{OK}(Y, \boldsymbol{s}_0) - \frac{\sigma_{SK}^2(\boldsymbol{s}_0)}{2} - m_y \right\} \\ \sigma_{OLK}^2(\boldsymbol{s}_0) &= \exp\{2\mu_Y + \sigma_Y^2\} \exp\{\sigma_Y^2\} * \\ & \left[ 1 + \left( \exp\{-\sigma_{OK}^2(\boldsymbol{s}_0) + m_y\} \exp\{m_y - 2\} \right) \right] \end{split}$$

donde  $m_y$  es el multiplicador de Lagrange obtenido usando Kriging ordinario para predecir  $Y(s_0)$ .

El problema general de transformar un predictor a través de una función no lineal (de un campo Gaussiano) se denomina Trans-Gaussian Kriging.

El problema general de transformar un predictor a través de una función no lineal (de un campo Gaussiano) se denomina Trans-Gaussian Kriging.

Asuma que  $Z(s) = \varphi(Y(s))$ , donde

- Y(s) es normal.
- Y(s) es int. estacionario con media  $\mu_y$  y semivariograma  $\gamma_y(h)$ . Suponga que  $\mu_y$  es desconocido y que se utiliza  $P_{OK}(Y, s_0)$  como el predictor de  $Y(s_0)$

**Obs**: En este contexto, el predictor natural de  $Z(s_0)$  es

$$P(Z, \boldsymbol{s}_0) = \varphi\left(P_{OK}(Y, \boldsymbol{s}_0)\right)$$

el cual podría ser sesgado, tal como el caso del lognormal kriging.

**Obs**: En este contexto, el predictor natural de  $Z(s_0)$  es

$$P(Z, \boldsymbol{s}_0) = \varphi\left(P_{OK}(Y, \boldsymbol{s}_0)\right)$$

el cual podría ser sesgado, tal como el caso del lognormal kriging.

Para rersulver el problema del sesgo, considere las expansiones en serie de Taylor de la función  $\varphi(\cdot)$  evaluada en

$$Y_0 = Y(\boldsymbol{s}_0) \qquad \wedge \qquad \widehat{Y}_0 = P_{OK}(Y, \boldsymbol{s}_0)$$

entorno a  $\mu_y$ .

$$\varphi(\widehat{Y}_0) = \varphi(\mu_y) + \varphi'(\mu_y) \left(\widehat{Y}_0 - \mu_y\right) + \frac{\varphi''(\mu_y)}{2} \left(\widehat{Y}_0 - \mu_y\right)^2$$
 (1)

$$\varphi(Y_0) = \varphi(\mu_y) + \varphi'(\mu_y) (Y_0 - \mu_y) + \frac{\varphi''(\mu_y)}{2} (Y_0 - \mu_y)^2$$
 (2)

Aplicando esperanza en (1) y (2) se obtiene

$$\mathbb{E}\left[\varphi(\widehat{Y}_0)\right] = \varphi(\mu_y) + \frac{\varphi''(\mu_y)}{2} \mathbb{E}\left[\left(\widehat{Y}_0 - \mu_y\right)^2\right]$$

$$\mathbb{E}\left[\varphi(Y_0)\right] = \varphi(\mu_y) + \frac{\varphi''(\mu_y)}{2} \mathbb{E}\left[\left(Y_0 - \mu_y\right)^2\right]$$

Condición Insesgado:  $\mathbb{E}\left[\varphi(\widehat{Y}_0)\right] = \mathbb{E}\left[\varphi(Y_0)\right]$ . Obteniendo:

$$P_{tg}(Z, \mathbf{s}_0) = \varphi\left(P_{OK}(Y, \mathbf{s}_0)\right) + \frac{\varphi''(\mu_y)}{2}\left(\sigma_{OK}^2(\mathbf{s}_0) - m_y\right)$$

siendo  $m_y$  el multiplicador de lagrange del kriging ordinario.

Condición Insesgado:  $\mathbb{E}\left[\varphi(\widehat{Y}_0)\right] = \mathbb{E}\left[\varphi(Y_0)\right]$ . Obteniendo:

$$P_{tg}(Z, \mathbf{s}_0) = \varphi\left(P_{OK}(Y, \mathbf{s}_0)\right) + \frac{\varphi''(\mu_y)}{2} \left(\sigma_{OK}^2(\mathbf{s}_0) - m_y\right)$$

siendo  $m_y$  el multiplicador de lagrange del kriging ordinario. Más aún,

$$\mathbb{E}\left[\left(P_{tg}(Z, \boldsymbol{s}_0) - Z(\boldsymbol{s}_0)\right)^2\right] = \left[\varphi'(\mu_y)\right]^2 \sigma_{OK}^2(\boldsymbol{s}_0)$$

**Obs**: Existen algunas transformaciones que pueden ser usadas para obtener normalidad:

**Obs**: Existen algunas transformaciones que pueden ser usadas para obtener normalidad:

• Si  $X \sim Poiss(\theta)$ , entonces  $\varphi(X) = \sqrt{X}$ 

**Obs**: Existen algunas transformaciones que pueden ser usadas para obtener normalidad:

- Si  $X \sim Poiss(\theta)$ , entonces  $\varphi(X) = \sqrt{X}$
- Si  $X \sim Bin(n, p)$ , entonces  $\varphi(X) = \arcsin(X)$

**Obs**: Existen algunas transformaciones que pueden ser usadas para obtener normalidad:

- Si  $X \sim Poiss(\theta)$ , entonces  $\varphi(X) = \sqrt{X}$
- Si  $X \sim Bin(n, p)$ , entonces  $\varphi(X) = \arcsin(X)$

Si lo que se busca es simetrizar X, entonces

$$\varphi_{\lambda}(X) = \begin{cases} \frac{X^{\lambda} - 1}{\lambda} & \text{si } \lambda \neq 0\\ \ln(X) & \text{si } \lambda = 0 \end{cases}$$

Deutsch & Jourbel (1992) propuso una forma empirica de obtener  $\varphi$ .

Deutsch & Jourbel (1992) propuso una forma empirica de obtener  $\varphi$ .

Sean

 $\Phi(y)$  la función de distribución de una  $\mathcal{N}(0,1)$ .

F(z) la función de distribución empirica de los datos.

Y sean  $y_p$  y  $z_p$  los cuartiles de orden p de  $\Phi(y)$  y F(z) respectivamente, entonces

$$F(z_p) = \Phi(y_p)$$

Obteniendo

$$y_p = \Phi^{-1}(F(z_p)) = \varphi^{-1}(z_p)$$
: Normal Scores Transformation.  
 $z_p = F^{-1}(\Phi(y_p)) = \varphi(y_p)$ : Anamorphosis Transformation.

Suponga que  $\{Z(s): s \in D \subset R^d\}$  es un proceso estrictamente estacionario y considere la transformación:

$$I(s, a) = \mathbb{I}_A(s)$$
 donde  $A = \{s : Z(s) \le a\}$ 

Suponga que  $\{Z(s): s \in D \subset R^d\}$  es un proceso estrictamente estacionario y considere la transformación:

$$I(s, a) = \mathbb{I}_A(s)$$
 donde  $A = \{s : Z(s) \le a\}$ 

**Obs**: Bajo esta tranformación no es aplicable trans-gaussian kriging, ya que I(s, a) transforma Z(s) en un proceso binario donde el umbral a es conocido.

Suponga que  $\{Z(s): s \in D \subset R^d\}$  es un proceso estrictamente estacionario y considere la transformación:

$$I(s, a) = \mathbb{I}_A(s)$$
 donde  $A = \{s : Z(s) \le a\}$ 

**Obs**: Bajo esta tranformación no es aplicable trans-gaussian kriging, ya que I(s, a) transforma Z(s) en un proceso binario donde el umbral a es conocido.

Como

$$\mathbb{E}[I(\boldsymbol{s}_0, a)] = \mathbb{P}[Z(\boldsymbol{s}_0) \le a] = F(a)$$

es desconocido, es posible usar kriging ordinario para predecir  $I(\boldsymbol{s}_0,a)$  a partir de los datos

$$I(s, a) = (I(s_1, a), I(s_2, a), \dots, I(s_n, a))^{\top}$$

Luego,

$$P_{IK}[I(a), \boldsymbol{s}_0] = \boldsymbol{\lambda}^{\top} \boldsymbol{I}(\boldsymbol{s}, a)$$

donde el vector  $\ \pmb{\lambda}$  es obtenido de las ecuaciones de Kriging ordinario usando el variograma

$$2\gamma_I(\boldsymbol{h}) = \mathbb{V}\left[I(\boldsymbol{s} + \boldsymbol{h}, a) - I(\boldsymbol{s}, a)\right] = \mathbb{P}[Z(\boldsymbol{s} + \boldsymbol{h}) \le a, Z(\boldsymbol{s}) \le a]$$

Luego,

$$P_{IK}[I(a), \boldsymbol{s}_0] = \boldsymbol{\lambda}^{\top} \boldsymbol{I}(\boldsymbol{s}, a)$$

donde el vector  $\ \pmb{\lambda}$  es obtenido de las ecuaciones de Kriging ordinario usando el variograma

$$2\gamma_I(\mathbf{h}) = \mathbb{V}\left[I(\mathbf{s} + \mathbf{h}, a) - I(\mathbf{s}, a)\right] = \mathbb{P}[Z(\mathbf{s} + \mathbf{h}) \le a, Z(\mathbf{s}) \le a]$$

Obs: Note que el Kriging Indicador provee información acerca de

$$\mathbb{E}\left[I(\boldsymbol{s}_0)|I(\boldsymbol{s},a)\right] = \mathbb{P}[Z(\boldsymbol{s}_0) \le a|I(\boldsymbol{s},a)]$$

$$\neq \mathbb{P}[Z(\boldsymbol{s}_0) \le a|\boldsymbol{Z}]$$

Por lo tanto, hay pérdida de información al transformar Z(s) en I(s, a).

Obs: En muchas aplicaciones, como análisis de riesgos, es de interes

$$\mathbb{P}[Z(\boldsymbol{s}_0) \geq a|\boldsymbol{Z}]$$

la cual puede ser estimada usando kriging indicador ya que

$$I^c(\boldsymbol{s}, a) = 1 - I(\boldsymbol{s}, a)$$

# Esquema

- Mriging no Lineales
  - Kriging Lognormal
  - Trans-Gaussian Kriging
  - Kriging Indicador

- 2 Cambio de Soporte
  - Kriging por Bloques

**Objetivo**: Suponga que  $B \subset D$  es una región en D y queremos predecir un solo valor (valor promedio) para dicha región. Es decir,

$$Z(B) = \frac{1}{|B|} \int_{B} Z(s) ds$$

Utilizando las ideas de kriging ordinario, se considera el predictor

$$P(Z,B) = \boldsymbol{\lambda}^{\top} \boldsymbol{Z}$$

**Objetivo**: Suponga que  $B \subset D$  es una región en D y queremos predecir un solo valor (valor promedio) para dicha región. Es decir,

$$Z(B) = \frac{1}{|B|} \int_B Z(s) ds$$

Utilizando las ideas de kriging ordinario, se considera el predictor

$$P(Z,B) = \boldsymbol{\lambda}^{\top} \boldsymbol{Z}$$

**Obs**: Este problema es conocido como cambio de soporte.

Asumiendo que  $\mathbb{E}[Z(s)] = \mathbb{E}[Z(B)] = \mu$  (condición de Insesgado)

Asumiendo que  $\mathbb{E}[Z(s)] = \mathbb{E}[Z(B)] = \mu$  (condición de Insesgado) Los pesos optimos se obtienen minimizando el ECMP, sugeto a  $\mathbf{1}^{\top} \boldsymbol{\lambda} = 1$ .

Asumiendo que  $\mathbb{E}[Z(s)] = \mathbb{E}[Z(B)] = \mu$  (condición de Insesgado) Los pesos optimos se obtienen minimizando el ECMP, sugeto a  $\mathbf{1}^{\top} \boldsymbol{\lambda} = 1$ .

Es decir, resolver el sistema:

$$\begin{cases} \boldsymbol{\lambda}^{\top} \boldsymbol{\Sigma} - m = \boldsymbol{C}(B) \\ \mathbf{1}^{\top} \boldsymbol{\lambda} = 1 \end{cases}$$

Asumiendo que  $\mathbb{E}[Z(s)] = \mathbb{E}[Z(B)] = \mu$  (condición de Insesgado) Los pesos optimos se obtienen minimizando el ECMP, sugeto a  $\mathbf{1}^{\top} \boldsymbol{\lambda} = 1$ .

Es decir, resolver el sistema:

$$\begin{cases} \boldsymbol{\lambda}^{\top} \boldsymbol{\Sigma} - m = \boldsymbol{C}(B) \\ \mathbf{1}^{\top} \boldsymbol{\lambda} = 1 \end{cases}$$

Cuya solución es:

$$\begin{cases} \boldsymbol{\lambda}^{\top} = \left( \boldsymbol{C}(B) + \mathbf{1} \frac{1 - \mathbf{1}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{C}(B)}{\mathbf{1}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{1}} \right)^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \\ m = \frac{1 - \mathbf{1}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \boldsymbol{C}}{\mathbf{1}^{\top} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} \mathbf{1}} \end{cases}$$

**Obs**: C(B) representa la covarianza punto-bloque, la cual esta dada por

$$C(B) = cov(Z(B), Z(s)) = \frac{1}{|B|} \int_{B} C(u, s) du$$
 (3)

**Obs**: C(B) representa la covarianza punto-bloque, la cual esta dada por

$$C(B) = cov(Z(B), Z(s)) = \frac{1}{|B|} \int_{B} C(u, s) du$$
 (3)

Adicionalmente, la varianza de predicción

$$\sigma^{2}(B) = \sigma^{2}(B, B) - \mathbf{C}^{\mathsf{T}}(B)\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{C}(B) + \frac{\left(1 - \mathbf{1}^{\mathsf{T}}\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{C}(B)\right)^{2}}{\mathbf{1}^{\mathsf{T}}\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{1}}$$

donde

$$\sigma^{2}(B,B) = \operatorname{cov}(Z(B), Z(B)) = \frac{1}{|B|^{2}} \int_{B} C(\boldsymbol{u}, \boldsymbol{v}) d\boldsymbol{u} d\boldsymbol{v}$$
(4)

En la práctica las integrales (3) y (4) se estiman discretizando B en los puntos  $\{u_j\}, j=1,\ldots,m$ .

En la práctica las integrales (3) y (4) se estiman discretizando B en los puntos  $\{u_j\}, j=1,\ldots,m$ .

$$\begin{cases} \boldsymbol{C}(B) \approx \frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} C(\boldsymbol{u}_{j}, \boldsymbol{s}) \\ \sigma^{2}(B, B) \approx \frac{1}{m^{2}} \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} C(\boldsymbol{u}_{j}, \boldsymbol{u}_{i}) \end{cases}$$

En la práctica las integrales (3) y (4) se estiman discretizando B en los puntos  $\{u_j\}, j=1,\ldots,m$ .

$$\begin{cases} \boldsymbol{C}(B) \approx \frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} C(\boldsymbol{u}_{j}, \boldsymbol{s}) \\ \sigma^{2}(B, B) \approx \frac{1}{m^{2}} \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} C(\boldsymbol{u}_{j}, \boldsymbol{u}_{i}) \end{cases}$$

Obs: Las librerias (de R) que calculan este tipo de kriging son

- sp
- gstat
- block

# Bibliografia

- Banerjee S., Carlin B., and Gelfand A. (2015) Hierarchical Modeling and Analysis for Spatial Data, Boca Raton: Chapman Hall/CRC.
- Cressie, N. (1993) Statistics for Spatial Data. New York: Wiley.
- Matheron, G., (1965) Les variables régionalisés et leur estimation. Masson, Paris.
- Shabenberger, O., Gotway, C. A. (2005) Statistical Methods for Spatial Data Analysis. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.

# ¿Alguna Consulta?