

VARIABILIDAD ESPACIAL DE LA CONDUCTIVIDAD HIDRÁULICA SATURADA DE CAMPO MEDIDA CON PERMEÁMETRO GUELPH

Dafonte Dafonte, J.¹, Paz González, A.², Taboada Castro, M.M.² y Rosa Vieira, S.³

¹ Dpto. Enxeñaría Agroforestal. Escola Politécnica Superior. Universidad Santiago de Compostela. Campus Universitario. 27002 Lugo. Email: jdafonte@lugo.usc.es.

² Facultad de Ciencias. Universidade de A Coruña. Campus da Zapateira. 15071 A Coruña. tucho@udc.es.

³ Instituto Agronômico. Centro de Solos e Recursos Agroambientais - Conservação do Solo. Campinas, SP – Brasil. Email: sidney@cec.iac.br

RESUMEN. Este trabajo tiene como objetivos examinar la estructura espacial de la conductividad hidráulica saturada de campo (K_{fs}) medida con un permeámetro de Guelph en una cuenca de uso mixto agrícola-forestal de 19.86 ha situada en el sur de Lugo y examinar dos métodos geoestadísticos de estimación: krigado y cokrigado. A partir de 92 medidas de infiltración con permeámetro Guelph, se estudió la estructura espacial de K_{fs} calculada con diferentes métodos. Los resultados mostraron una mejor estructura espacial en el caso de los logaritmos de la K_{fs} calculada a partir de los datos de infiltración medidos con una carga hidráulica de 5 cm. Fueron comparadas las estimaciones de log K_{fs} calculada mediante este último método, utilizando Krigado ordinario, cokrigado ordinario y cokrigado ordinario colocalizado, en estos dos últimos métodos usando la pendiente derivada de un modelo de elevación digital como variable secundaria. No se encontraron grandes diferencias en los mapas de valores estimados, pero sí se encontró una reducción importante en la varianza de estimación utilizando el cokrigado ordinario colocalizado en las zonas de borde de la cuenca, donde la densidad de medidas era menor.

ABSTRACT. The aims of this study were to examine the spatial structure of field saturated hydraulic conductivity (K_{fs}) measured with a Guelph permeameter in 19.86 ha catchment with mixed land use agricultural-forestry sited in the South of Lugo and to examine two geostatistics estimation methods: kriging and cokriging. Using 92 infiltration measurements with Guelph permeameter, the spatial structure of K_{fs} calculated with different methods was investigated. The results showed a best spatial structure for the logs of K_{fs} calculated using the infiltration data with a 5 cm ponded head. The values of log K_{fs} using ordinary kriging, ordinary and collocated cokriging were compared. In cokriging the slope derived from a digital elevation model as secondary variable was used. Little differences in the estimated values map were found, but a reduction of the estimation variances using collocated ordinary cokriging in the boundary area of the catchment was found, where the measurement density was lower.

1.- Introducción

La conductividad hidráulica saturada de los suelos es un factor importante que afecta a la infiltración de agua en el

suelo y a menudo se necesita como parámetro de entrada en modelos hidrológicos (Gallichand et al., 1990), además es un parámetro clave para analizar o modelar el flujo de agua y sustancias químicas en capas subsuperficiales del suelo (Mohanty et al., 1998).

Por otra parte la variabilidad espacial de conductividad hidráulica del suelo debe de considerarse en los modelos hidrológicos distribuidos, ya que hay que representar correctamente el comportamiento de la infiltración y la generación de escorrentía de origen superficial o subsuperficial dentro de una cuenca de drenaje (Buttle y House, 1997), debido a que las heterogeneidades espaciales en las respuestas de los sistemas hidrológicos no son bien representadas por los valores medios de los parámetros (Beven, 1989), y una componente importante en estos modelos son la infiltración, el drenaje y lixiviado de sustancias químicas que se encuentran fuertemente influenciados por la magnitud y distribución espacial de la conductividad hidráulica saturada de campo (Reynolds y Zebchuk, 1996).

La variabilidad espacial de la conductividad hidráulica saturada e infiltración medidas con diferentes métodos han sido muy estudiadas (Wilson et al., 1989; Reynolds y Zebchuk, 1996; Zavattaro et al., 1999, Vieira et al., 1981, Bosch y West, 1998; Wilson y Luxmoore, 1988)

En muchas ocasiones además la conductividad hidráulica pueden estar correlacionadas con las variables topográficas, sobre todo en una cuenca, debido a que de alguna forma la topografía puede tener efectos en los procesos de erosión y deposición, en el desarrollo del perfil y de la estructura del suelo, contenido en grava, ... Las variables topográficas son de fácil obtención a partir de un modelo de elevación digital (MED), por lo que si están correlacionadas con la conductividad hidráulica pueden ayudar a mejorar la estimación de la misma utilizando técnicas geoestadísticas.

2.- Material y métodos

2.1 Descripción de la cuenca

Este trabajo fue realizado de Mayo a Septiembre de 1998 en una cuenca de 19.86 ha en Taboada (Lugo). La cuenca es desaguada por una corriente efímera, con caudal sólo durante otoño e invierno, y durante episodios tormentosos; la pendiente media es de 19.66 %.

Los usos principales eran pradera 9.31 ha, matorral 7.93 ha, pinar (*Pinus pinaster*) 1.61 ha, robleal (*Quercus robur*)

0.62 ha y una pequeña área con construcciones pertenecientes a una explotación de vacuno de leche y cultivo como puede verse en la figura 1.

Las principales clases texturales en la capa de 15-30 cm son franca y franco-limosa (clasificación USDA), determinadas a partir de 55 muestras de suelo, utilizando kriging para la estimación de arena, limo y arcilla (Ulloa et al., 2000). El material geológico de base es esquisto, siendo el suelo de escasa profundidad en las partes altas (menor de 30 cm) y con mayor profundidad en las zonas de valle.

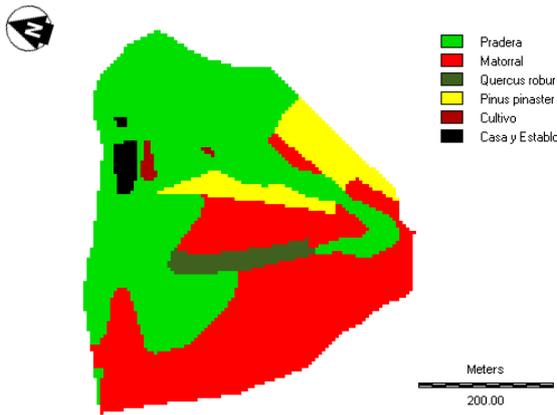


Fig. 1. Mapa de clases de usos de la cuenca, en formato raster.

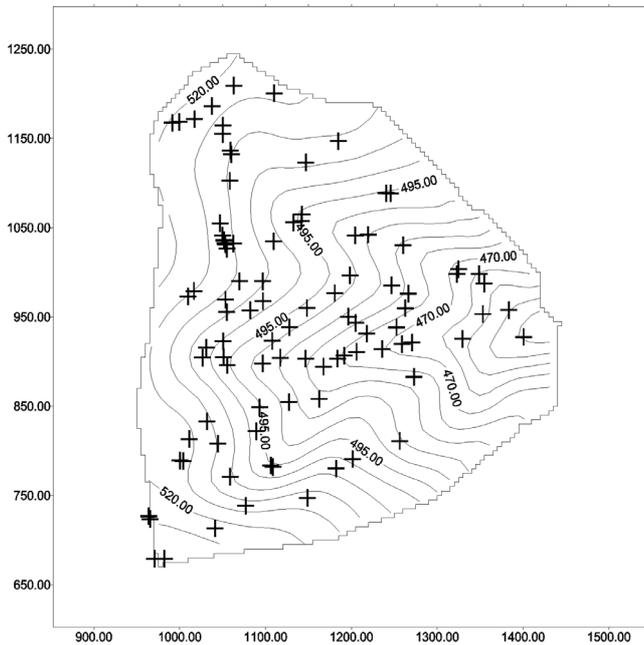


Fig. 2. Localización de los puntos de medida con el permeámetro Guelph.

2.2 Medidas con el permeámetro Guelph

Las medidas con permeámetro Guelph se realizaron a una profundidad de 15 cm, y para los cálculos de la conductividad hidráulica saturada de campo se utilizaron los siguientes métodos: el método de Elrick con una carga de agua de 5 y 10 cm y el método de Vieira, el procedimiento de cálculo con estos métodos fue descrito en Dafonte et al. (1999),

2.3 Geoestadística

La distribución espacial de los procesos naturales es en muchas ocasiones continua. El muestreo para cualquier propósito experimental se diseña, en general, para describir el proceso investigado con un número discreto de muestras, y la cantidad total de muestras, se determina a menudo, en función de los recursos humanos y económicos disponibles, teniendo menos en cuenta los aspectos técnicos.

Una de las herramientas más poderosas para el análisis de datos espacialmente distribuidos es la geoestadística (Oliver, 1999). La aproximación geoestadística usa el hecho de que las variaciones de las propiedades del suelo no son siempre aleatorias, tienen alguna estructura espacial.

Para la estimación de los valores de los parámetros del semivariograma y la elección del modelo, se usó la técnica del “Jack Knifing” (Vieira et al., 1983). Este método consiste en estimar todos los valores medidos usando todos los vecinos que se encuentran alrededor excepto ellos mismos.

En muchas ocasiones además de las medidas de la variable primaria de interés, se tienen datos de una variable secundaria que puede ser continua o discreta. La estimación de la variable primaria generalmente mejora si la secundaria se encuentra muestreada más densamente y los datos primarios son escasos o tienen una pobre correlación espacial (Goovaerts, 1997, 1999).

Para el cokriging ordinario se precisa la modelización de los dos semivariogramas directos $\gamma_{11}(h)$ y $\gamma_{22}(h)$ además del semivariograma cruzado $\gamma_{12}(h)$. Una dificultad que existe es que la matriz de los tres modelos deben de ser condicionalmente positiva para cualquier vector h , para evitar la aparición de varianzas negativas a la hora de resolver las ecuaciones de cokriging. Para cumplir esta condición es suficiente modelar los semivariogramas como combinaciones lineales de los modelos básicos, surgiendo así los llamados modelos lineales de correogionalización (Goovaerts, 1997, 1998, Deutsch y Journel, 1997, Chilès y Delfiner, 1999).

Para el ajuste del modelo de semivariograma cruzado se utilizó el método de la suma mínima de cuadrados con la siguiente expresión, cumpliendo las condiciones para tener un modelo lineal de correogionalización:

$$SCE = \sum_{i=1}^k \frac{N(h_k) [\hat{\gamma}_{12}(h_k) - \gamma_{12}(h_k)]^2}{[\hat{\gamma}_{12}(h_k)]^2 \sigma_1 \cdot \sigma_2} \quad (1)$$

siendo k el número de intervalos del semivariograma, $\hat{\gamma}_{12}(h_k)$ y $\gamma_{12}(h_k)$ el valor del semivariograma experimental y estimado por el modelo a una distancia h_k respectivamente, $N(h_k)$ es el número de pares de puntos separados a una distancia h_k y σ_1 , σ_2 son las desviaciones estándar muestrales de las variables primaria y secundaria respectivamente.

Se recomienda usar el cokriging colocalizado cuando la variable secundaria está muestreada en todos los puntos donde se pretende estimar la variable primaria, para reducir el tamaño de los sistemas de ecuaciones a resolver y para evitar la inestabilidad numérica causada por la gran

cantidad de datos secundarios (Deutsch y Journel, 1997; Goovaerts, 1997,1999; Chilès y Delfiner, 1999) en este trabajo la variable secundaria (pendiente) se obtuvo a partir de un modelo de elevación digital de celdas de 1 m.

Este tipo de cokrigado sólo utiliza el dato secundario colocalizado en la localización x_0 , donde va a ser estimada la variable primaria. Otra ventaja añadida es que no se necesita conocer el semivariograma directo de la variable secundaria.

3.- Resultados y discusión

3.1 Topografía

La tabla 1 muestra los parámetros estadísticos para las variables analizadas en este trabajo.

Para la elaboración del modelo de elevación digital (MED) se utilizó krigeado, no con los valores medidos, sino con los residuos de una tendencia parabólica (Dafonte, 1999). Éstos fueron utilizados debido a que el semivariograma para los valores originales de los datos topográficos no tienen meseta, por lo cual no cumplen las hipótesis intrínseca. Los residuos de las cotas topográficas tienen una media muy baja ($0.1068 \cdot 10^{-2}$) pero debido a que el valor de la varianza permanece alto, el coeficiente de variación es alto. El MED fue elaborado usando Gstat (Pebesma, 2000) y PCRaster (PCRaster, 1997) con krigeado ordinario residual puntual con un tamaño de celda de 1m. Para cada celda se calculó la pendiente, la superficie de la cuenca, la curvatura transversal y perpendicular a la pendiente a partir del MED usando PCRaster (PCRaster, 1997).

El modelo de semivariograma para los residuos de la tendencia parabólica para las cotas topográficas elegido fue un modelo gaussiano con efecto pepita 0 y un alcance de 116 m, que fue el que mostró valores más próximos al óptimo en la prueba del “jack-knifing”. Los modelos de tipo gaussiano representan una variación suave del valor de la variable, lo que es esperado para las cotas topográficas.

3.2 Cálculo de la conductividad hidráulica saturada de campo (K_{fs})

Los datos utilizados en este trabajo son los que aparecen en Dafonte et al. (1999).

Para el análisis espacial los valores de K_{fs} calculados por el método de Richards (con dos cargas hidráulicas) no fueron utilizados debido a que sólo 44 valores fueron válidos, y no se consideraron suficientes para realizar un estudio geoestadístico.

En el estudio de la variabilidad espacial se utilizaron los logaritmos de los valores K_{fs} estimados con el método de Elrick (con una carga hidráulica) con una carga constante de 5 cm (K_5) y 10 cm (K_{10}), la media aritmética de ambos valores (K M.A.), y la K_{fs} calculada con el método de Vieira (K Vieira)

Los logaritmos de K_{fs} en la tabla parecen aproximarse a una distribución normal como indica la proximidad de los valores del coeficiente de asimetría y la curtosis, a 0 y 3, respectivamente. Esto indica que al tomar los logaritmos de los datos de K_{fs} (variables K_5 , K_{10} , K M.A., y K Vieira) conseguimos que se aproximen más a una distribución normal que los datos originales, aunque no se requiere para el análisis geoestadístico, trabajar con datos normalmente distribuidos es mucho más fácil debido a que los parámetros generales estadísticos son conocidos, la varianza es más estable y el semivariograma muestra una dependencia espacial mejor definida.

Los coeficientes de correlación para cada par de variables se muestran en la tabla 2. Se encontró que la pendiente se encontraba ligeramente correlacionada (0.3128) con la conductividad hidráulica saturada de campo calculada por el método de Elrick para una carga hidráulica de 5 cm. Fue analizada la correlación entre K_{fs} con las otras variables topográficas, tales como la cota, el área de la cuenca de cada punto, curvaturas transversales y perpendiculares a la pendiente, pero los coeficientes de correlación calculados fueron próximos a cero.

3.3 Análisis geoestadístico

Excepto la variable $\log(K_{10})$, todas las otras conductividades hidráulicas tienen un alcance de correlación mayor que 200 m. La pendiente tiene un alcance de correlación menor. El semivariograma experimental de $\log(K_{10})$ (figura 3) muestra una estructura espacial no demasiado clara y el primer dato podría indicar un efecto pepita puro, es decir una aleatoriedad total. Los semivariogramas experimentales de $\log(K$ M.A.) y $\log(K$ Vieira) muestran una estructura similar a K_{10} , como puede verse en las figuras 4 y 5, respectivamente.

La Figura 6 muestra el semivariograma para el logaritmo de K_{fs} calculado con una carga hidráulica de 5 cm, se puede observar como hay una clara estructura espacial, con un gran alcance, también se puede observar la existencia de dos capas, esta característica podría deberse a varias razones: la existencia de una anisotropía, la cual no se ha estudiado debido al reducido número de datos medidos, los diferentes tipos de usos de suelo, topografía muy abrupta,...

En cuanto a la razón de porque en los logaritmos de K_{fs} calculada con el método de Elrick y una carga de 5 cm,

Tabla 1. Parámetros Estadísticos Generales

	n	Media	Var.	C.V.	Min.	Max.	C_s	Curt.
Cota (residuos)	1959	$0.1068 \cdot 10^{-2}$	34.41	$0.5496 \cdot 10^6$	-22.57	12.75	-0.482	2.825
Pendiente	92	0.1831	0.0069	45.48	0.026	0.404	0.602	2.891
$\log(K_{10})$	92	1.091	0.1251	32.42	-0.076	2.042	-0.234	3.705
$\log(K_5)$	92	1.053	0.1648	38.53	-0.294	1.779	-0.841	3.517
$\log(K$ M.A.)	92	1.072	0.1214	32.49	0.038	1.745	-0.635	3.058
$\log(K$ Vieira)	92	0.9877	0.0703	26.87	0.112	1.700	-0.232	3.706

Media- media aritmética, var- varianza, C.V.- coeficiente de variación, Min- mínimo, Max- máximo, C_s - Coeficiente de asimetría, Curt- Curtosis

Tabla 2. Coeficientes de correlación

	log(K10)	log(K5)	log(K M.A.)	log(K Vieira)
Pendiente	0.0867	0.3128	0.2262	0.0856

se aprecia estructura espacial y en la calculada con los otros métodos, ésta no es tan clara. Una posible respuesta a la pregunta planteada anteriormente podría ser que al medir con una menor carga hidráulica el bulbo húmedo es menor, y es más probable que nos encontremos midiendo un solo horizonte, en cambio con una carga mayor 10 cm, podría ser que en unos puntos de medida el bulbo de medida se encontrará sólo el horizonte A y en otros puntos ocupará los horizontes A y B, esto es posible debido a la gran heterogeneidad existente entre las profundidades de suelo y en el espesor de los horizontes, existiendo zonas con apenas 30 cm de suelo y otras con más de 1.5 m.

El alcance calculado del semivariograma de log(K5) es de 230 m (alcance práctico, 690 m), que es un valor muy elevado, en comparación con otros encontrados en la bibliografía, Wilson et al. (1988) encontraron alcances de sobre 15 m en una cuenca forestal de 0.6 ha con suelo de poca profundidad medida con permeámetro Guelph, en la misma cuenca Wilson y Luxmoore (1988) obtuvieron alcances de sobre 30 m en el horizonte C. Otros estudios de variabilidad espacial de K_{fs} medida con permeámetro Guelph son los de Reynolds y Zebchuk (1996) en una parcela agrícola de 1.2 ha encontraron un alcance de 17.5 m a una profundidad de 40-50 cm.

En otros trabajos con otros métodos para la medida de la conductividad hidráulica saturada como el de Buttle y House (1997) usando infiltrómetro de anillo simple se obtuvieron alcances de 23 m en un área forestal de 3.22 ha.

En estudios geoestadísticos en áreas mayores, Vieira et al. (1992) calcularon alcances sobre 600 m en una cuenca agrícola de 81 ha, para la tasa de infiltración constante medida con un infiltrómetro de doble anillo.

Con el método del hoyo de barrena para medir la conductividad hidráulica saturada Gallichand et al. (1992) obtuvieron alcances de 600 m en un área de 33500 ha en el delta del Nilo, en la misma zona Moustafa (2000) encontró alcances entre 1600 y 2700 m para áreas comprendidas entre 940 y 33500 ha.

Por lo que se puede inferir de la bibliografía que los alcances crecen al aumentar la superficie de estudio, probablemente porque al trabajar en grandes áreas no se recoge solamente el modelo de variabilidad espacial local de la conductividad hidráulica, sino también se incluye el regional.

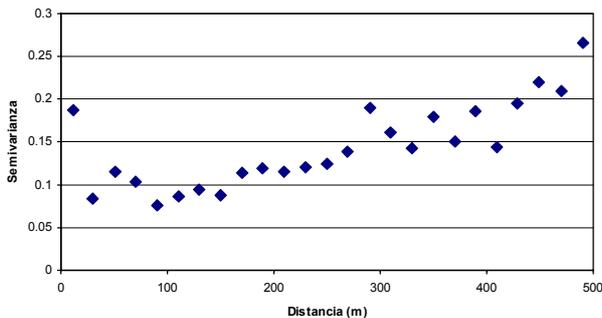


Fig 3.- Semivariograma de log(K10)

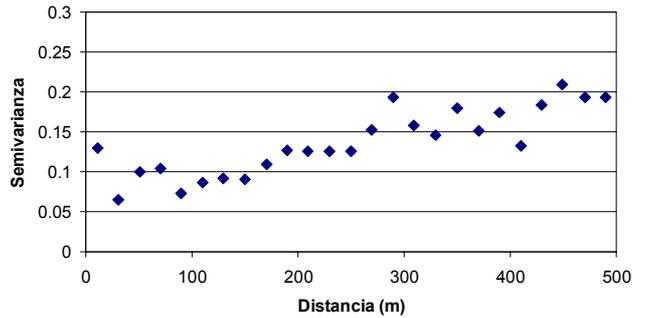


Fig. 4.- Semivariograma experimental del logaritmo de la media aritmética de K5 y K10

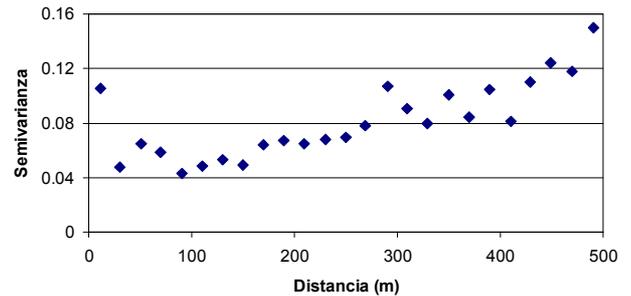


Fig 5.- Semivariograma experimental del logaritmo de la K_{fs} calculada por el método de Vieira

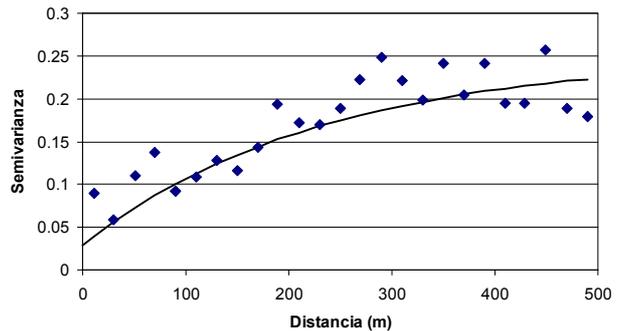


Fig 6.- Semivariograma experimental y modelo ajustado de log(K5)

Los parámetros para el modelo semivariograma de la variable log(K5) fueron calculados utilizando el método del “Jack knifing” (Vieira et al., 1983). Los valores de los parámetros del modelo aparecen en la tabla 3.

Tabla 3.- Parámetros de los modelos de semivariograma ajustados

Variable	Modelo	C_0	C_1	A (m)
log(K5)	Exponencial	0.029	0.22	230
Pendiente	Esférico	0.0001	0.0061	39.2
	Exponencial	-	0.0016	230
log(K5) x Pendiente	Exponencial	0	0.0185	230

Se realizó una estimación del log(K5) y de la varianza del error de estimación utilizando krigeado ordinario puntual que puede verse en las figuras 9a y 9b, respectivamente, puede verse claramente que conforme nos acercamos a los límites del área estudiada aumentan mucho la varianza de krigeado debido a la falta de datos medidos.

3.4 Cokrigado

El coeficiente de correlación lineal existente entre $\log(K_5)$ y la pendiente fue de 0.3128, por lo que trabajó sobre la posibilidad de usar esta variable que podemos conocer en todos los puntos de estimación como una variable secundaria que ayude a mejorar la estimación de la variable primaria K_5 a través del cokrigado.

Para ello se calculó el semivariograma directo de la pendiente (Fig 7) y el semivariograma cruzado de $\log(K_5)$ y la pendiente (Fig 8). Para el cálculo del semivariograma directo se utilizaron solamente los valores de pendiente en cada punto de muestreo de K_{fs} , y no todos los valores de pendiente derivados del MED, para evitar posibles problemas en la modelización de los semivariogramas directos y cruzados (Goovaerts, 1997,1999; Wackernagel, 1998).

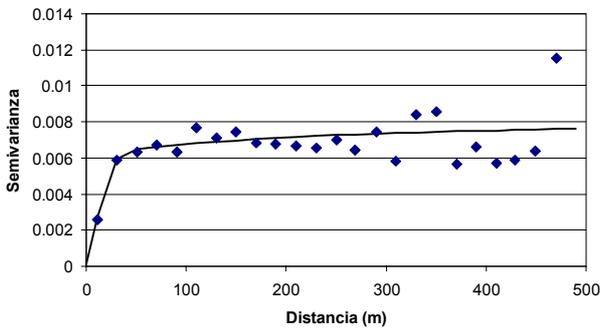


Fig 7.- Semivariograma experimental y modelo ajustado de la pendiente

Los valores de los parámetros para los modelos del semivariograma directo de la pendiente y del cruzado se determinaron para que cumplieran las condiciones de un modelo lineal de correogionalización y minimizaran la Ec. 1,

estos valores pueden verse en la tabla 3.

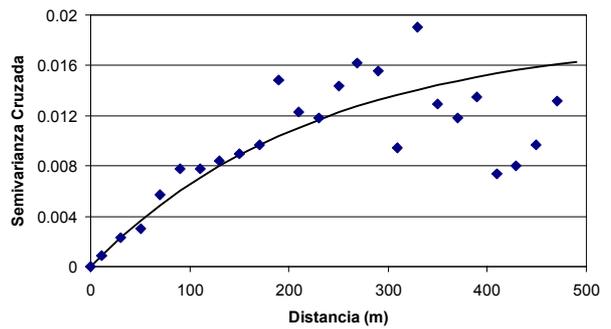


Fig 8.- Semivariograma cruzado experimental y modelo ajustado de $\log(K_5)$ y la pendiente

Las figuras 10a y 10b muestran las estimaciones obtenidas por cokrigado ordinario puntual, como se puede ver el mapa de estimaciones es prácticamente el mismo que el obtenido con krigeado ordinario (Fig 9a), los valores de varianza son peores que los obtenidos con el krigeado ordinario (Fig 9b), aunque su valor tendría que ser igual o menor, estos valores tan elevados en la varianza de krigeado se atribuye a la inestabilidad numérica provocada por el gran número de valores secundarios existentes.

En las figuras 11a y 11b se pueden observar las estimaciones obtenidas mediante cokrigado ordinario colocalizado y las varianzas del error de la estimación, tampoco se aprecia con este tipo de cokrigado grandes diferencias en los mapas de estimación de $\log(K_5)$, pero en cambio se aprecia una reducción en los valores de la varianza sobre todo en las zonas límite del área estudiada donde no había medidas de K_{fs} . Para la realización del krigeado y cokrigado se utilizó el paquete geoestadístico GSLIB (Deutsch y Journel, 1997).

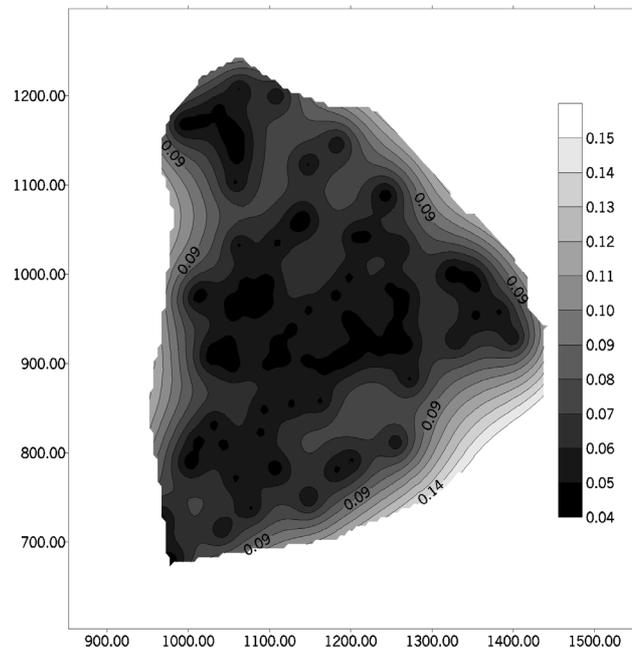
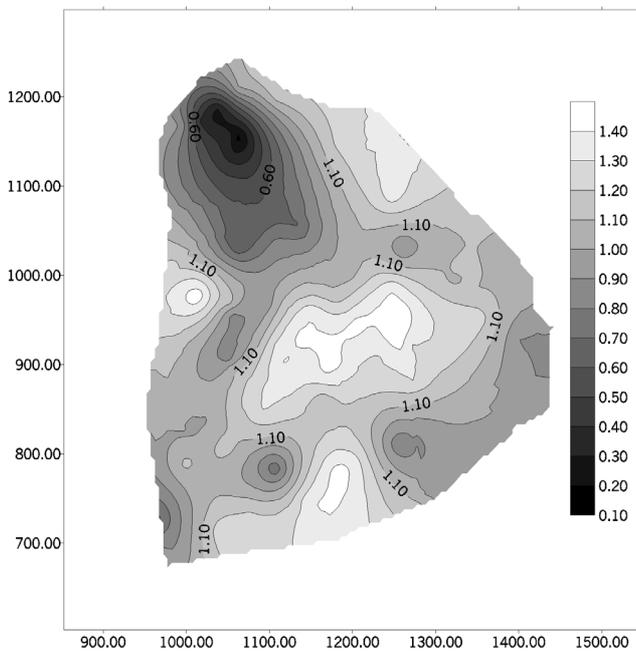


Fig 9.- Mapas de las estimaciones del $\log(K_5)$ y de las varianzas de krigeado obtenidos con krigeado ordinario

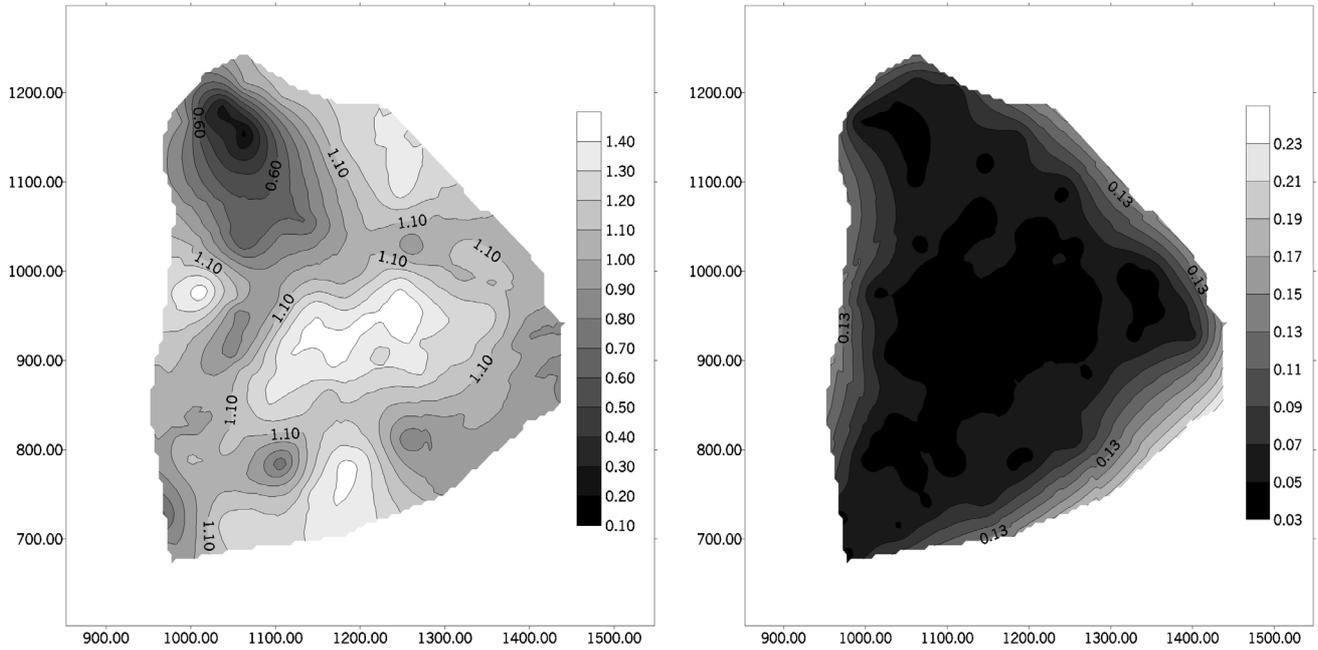


Fig 10.- Mapas de las estimaciones del Log(K5) y de las varianzas de kriging obtenidos con cokriging ordinario

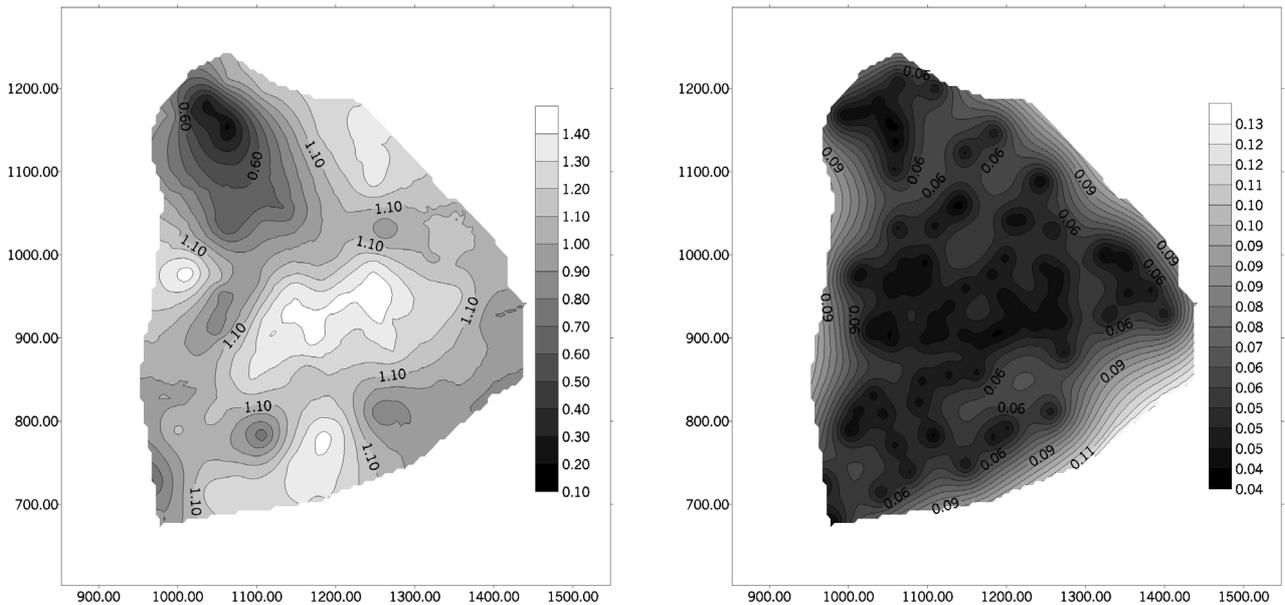


Fig 11.- Mapas de las estimaciones del Log(K5) y de las varianzas de kriging obtenidos con cokriging ordinario colocalizado

4.- Conclusiones

Se apreció una estructura espacial más clara en los logaritmos de datos de K_{fs} calculados con el método de Elrick con una carga de agua de 5 cm, que en el resto de los métodos empleados para el cálculo de K_{fs} .

Utilizar una variable secundaria como la pendiente, no hace muy diferentes los mapas de estimación obtenidos usando el kriging ordinario y cokriging colocalizado ordinario, aunque con en este último se reduce el valor de

la varianza de estimación en las zonas borde. No se encontró recomendable utilizar el cokriging ordinario tradicional en un caso como éste, con gran número de valores de la variable secundaria.

El kriging proporciona una estimación suavizada de la realidad, por lo que sería conveniente quizás utilizar otro método geoestadístico: la simulación, sobre todo cuando nos interese utilizar los datos de conductividad hidráulica estimada en un modelo hidrológico para obtener caudales máximos.

Agradecimientos. Este trabajo fue llevado a cabo gracias a la financiación recibida a través del proyecto de la CICYT HID96-1085-C02-02 y del proyecto financiado por la Xunta de Galicia XUGA 10309B96

5.- Referencias

- Beven, K. 1989. Changing ideas in hydrology – the case of physically-based models. *Journal of hydrology*, 105: 157-172.
- Bosch, D.D. y L.T. West. 1998. Hydraulic conductivity variability for two sandy soils. *Soil Science Society of America Journal*, 62: 90-98.
- Buttle, J.M. y D.A. House. 1997. Spatial variability of saturated hydraulic conductivity in shallow macroporous soils in a forested basin. *Journal of Hydrology*, 203: 127-142.
- Chilès, J-P y P. Delfiner. 1999. Geostatistics: modeling spatial uncertainty. Wiley Inter-Science. New York.
- Dafonte Dafonte, J. 1999. Procesos hidrológicos superficiales. *Tesis doctoral*. Univ. Santiago de Compostela.
- Dafonte Dafonte, J., Valcárcel Armesto, M., Neira Seijo, X.X. y A. Paz González. 1999. is de los métodos de cálculo de la conductividad hidráulica saturada de campo medida con permeámetro Guelph. En: R. Muñoz-Carpena, Ritter, A. y C. Tascón (Eds.). *Estudios en la zona no saturada del suelo*. pp 5-10. ICIA, Tenerife.
- Deutsch, C.V. y A.G. Journel. 1997. GSLIB. Geostatistical Software Library and User's Guide. Second Edition. Oxford University Press. New York.
- Gallichand, J., Madramootoo, C.A., Enright, P. y S.F. Barrington. 1990. An evaluation of the Guelph permeameter for measuring saturated hydraulic conductivity. *Transactions of the ASAE*, 33: 1179-1185.
- Gallichand, J., Marcotte, D., Prasher, S.O. y R.S. Broughton. 1992. Optimal sampling density of hydraulic conductivity for subsurface drainage in the Nile delta. *Agricultural Water Management*, 20: 299-312.
- Goovaerts, P. 1997. Geostatistics for natural resources evaluation. Oxford University Press. New York.
- Goovaerts, P. 1999. Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspectives. *Geoderma*, 89: 1-45.
- Mohanty, B.P., Ankeny, M.D., Horton, R y R.S. Kanwar. 1994. Spatial analysis of hydraulic conductivity measured using disc infiltrometers. *Water Resources Research*, 30: 2489-2498.
- Moustafa, M.M. 2000. A geostatistical approach to optimize the determination of saturated hydraulic conductivity for large-scale subsurface drainage design in Egypt. *Agricultural Water Management*, 42: 291-312.
- Oliver, M. A. Exploring soil spatial variation geostatistically. 1999. En: J. V. Stafford (ed.). *Precision Agriculture '99, 2nd European Conference on Precision Agriculture*. Pp. 3-18. SCI Sheffield Academic Press. Sheffield.
- PCRaster Enviromental Software, (1997). *PCRaster Version 2*. Utrecht. Department of Physical Geography. Utrecht University.
- Pebesma, E.J. 2001. *Gstat user's manual*. Department of Physical Geography. Utrecht University.
- Reynolds, W.D. y W.D. Zebchuck. 1996. Hydraulic conductivity in a clay soil: two measurement techniques and spatial characterization. *Soil Science Society of America Journal*. 60: 1679-1685.
- Samper, S.J. y J. Carrera. 1990. Geoestadística: aplicaciones a la hidrología subterránea. CIMN. Barcelona.
- Ulloa Guitian, E., Taboada Castro, M.T. y J. Dafonte Dafonte. 1999. Cartografía de las propiedades generales del suelo a escala de cuenca. *Cadernos Lab. Xeolóxico de Laxe*, 24: 45-55.
- Vieira, S. R., Hatfield, J. L., Nielsen, D. R. y J.W. Biggar. W. 1983. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. *Hilgardia*, v.51, n.3: 1-75, 1983.
- Vieira, S. R., Nielsen, D. R. y J.W. Biggar. 1981. Spatial variability of field-measured infiltration rate. *Soil Science Society of America Journal*. 45: 1040-1048.
- Vieira, S.R., De Maria, I.C., Lombardi, F., Dechen, S.C.F. y O.M. de Castro. 1992. Caracterização da variabilidade espacial de propriedades físicas. *Documentos IAC, Campinas*, 29: 41-51.
- Wackernagel, H. 1998. *Multivariate Geostatistics: an Introduction with Applications*. Springer-Verlag. Berlin.
- Wilson, G.V. y R.J. Luxmoore. 1988. Infiltration, macroporosity, and mesoporosity distributions on two forested watersheds. *Soil Science Society of America Journal*, 52: 329-336.
- Wilson, G.V., Alfonsi, J.M. y P.M. Jardine. 1989. Spatial variability of saturated hydraulic conductivity of the subsoil of two forested watersheds. *Soil Science Society of America Journal*, 53: 679-685.
- Zavattaro, L., Jarvis, N. y L. Persson. 1999. Use of similar media scaling to characterize spatial dependence of near-saturated hydraulic conductivity. *Soil Science Society of America Journal*, 63: 486-492.