

## TÉCNICAS GEOSTADÍSTICAS PARA CARACTERIZAR LA VARIABILIDAD ESPACIAL DE LA HIDROFOBICIDAD EN LA ZONA NO SATURADA DE UNA CUENCA FORESTAL

C.M. Regalado y A. Ritter

Instituto Canario Inv. Agrarias (ICIA), Dep. Suelos y Riegos, Apdo. 60 La Laguna, 38200 Tenerife; cregalad@icia.es.

**RESUMEN.** La hidrofobicidad o repelencia al agua es un fenómeno ampliamente extendido que puede afectar otros muchos procesos espacio-dependientes que tienen lugar en la zona no saturada, tales como la infiltración, aparición de vías preferenciales y la distribución de agua en el suelo. A pesar de ello el estudio de la variabilidad espacial de la repelencia al agua del suelo ha recibido escasa atención. En este trabajo se investiga la variabilidad espacial de parámetros que caracterizan la repelencia en la zona no saturada de una cuenca forestal de 44 ha en el Parque Nacional de Garajonay (La Gomera). El grado de repelencia se midió mediante el método de molaridad de la gota de etanol (MED). Éste se realizó a intervalos decrecientes de humedad desde saturación hasta secado en estufa, en 140 muestras de suelo muestreadas en una estructura anidada que caracteriza tanto meso- (centímetro) como macro- (metro) escalas de variación. Se utilizaron técnicas geostatísticas tales como correlogramas y *kriging* para cuantificar la estructura espacial de la repelencia y el contenido de materia orgánica del suelo (*MOS*). Los distintos parámetros de repelencia estudiados y el contenido de materia orgánica muestran tendencias espaciales características, con estructuras de correlación de tipo exponencial, esférico o gaussiano. Se observan efectos de escala espacial en la variación de los parámetros de repelencia, que en algunos casos puede aproximarse mediante un escalado fractal.

**ABSTRACT.** Soil water repellency is recognized to be a widespread phenomenon, which may affect a wide range of spatially dependent hydrological processes that take place in the vadose zone, such as infiltration, preferential flow and soil water distribution. Despite this, the spatial structure of water repellency has received almost no attention in the past. We investigate the spatial variability of water repellency in the top horizon of a 44 ha laurel forest watershed in the Garajonay National Park (La Gomera). Water repellency was measured with the molarity of an ethanol droplet (MED) test, from saturation to oven-dry, in 140 soil samples collected in a nested structure that encompasses both short (centimeter scale) and long (meter scale) distances. Geostatistical tools, such as correlograms

and *kriging*, were used to quantify the spatial structure of such repellency parameters and of soil organic matter (*SOM*) content. Water repellency parameters and *SOM* showed characteristic spatial trends, and in general spatial correlation followed spherical, exponential or gaussian models. All parameters investigated exhibit scale-dependence, and particularly variability of *SOM* and the area below the repellency curve point towards a self-similar fractal scaling.

---

### 1. Introducción

La repelencia al agua de los suelos es un fenómeno ampliamente extendido (Wallis y Horne, 1992). Todos aquellos procesos de la ZNS en los que en mayor o menor medida está implicada el agua pueden verse afectados por fenómenos de repelencia, tal sea el caso de la curva característica del suelo (DiCarlo et al. 1999; Bauters et al. 2000), la infiltración (Wallis et al. 1990; van Dam et al. 1996), el volumen de agua disponible (Scott y van Wyk, 1990), el flujo preferencial (Jamison, 1945; Ma'shum y Farmer, 1985; Wallis y Horne, 1992) y/o fenómenos de erosión (Shakesby et al. 1994). Muchas de estas propiedades físicas e hidráulicas del suelo muestran algún tipo de dependencia espacial (véase tabla 9.2 en Mulla y McBratney, 2002), que puede caracterizarse mediante técnicas de escalado y geoestadísticas (Goovaerts, 1998; Nielsen y Wendroth, 2003). Es por tanto de esperar que si la repelencia de los suelos está espacialmente correlacionada, igualmente lo estarán los procesos físicos e hidrológicos que dependen de la misma, y de ahí el interés de su estudio. Sin embargo la distribución espacial de la repelencia no ha sido estudiada en profundidad, a pesar de que, por ejemplo, es conocido que el contenido en materia orgánica (*MOS*) puede influir en el carácter hidrófobo de un suelo (Bond y Harris, 1964; Dekker, 1998; Moral, 1999) y que a su vez la *MOS* puede variar en el espacio (Mulla y McBratney, 2002; García-Sinovas et al. 2003). Por otro lado, el análisis de la estructura espacial de la repelencia puede a priori aportar información necesaria en otros

estudios, tal como: cuál ha de ser el tamaño del muestreo, a cuánta distancia deben tomarse las muestras, si la repelencia es invariable frente a cambios de escala, o cómo debe llevarse a cabo la interpolación espacial, por ejemplo en mapas SIG (Nielsen y Wendroth, 2003).

Autores varios han aportado datos sobre la variabilidad espacial de la repelencia en suelos. Ritsema y Dekker (1994) fueron probablemente los primeros que intentaron cuantificar la variabilidad espacial de la hidrofobicidad, aunque ya en los sesenta Osborn et al. (1964) describían la existencia de “parches” de hidrofobicidad. Posteriormente varios trabajos han confirmado la distribución espacial heterogénea de la repelencia (Brock y DeBano, 1990; Scott y van Wyk, 1990; Imeson et al. 1992). Dekker et al. (2001) encontraron por ejemplo una alta variabilidad espacial de repelencia en dunas de arena, aunque sin embargo Doerr et al. (1998) observaron una escasa variabilidad espacial en medidas in situ de repelencia en suelos forestales realizadas antes y después de un incendio. Ninguno de estos estudios sin embargo ha analizado la posible estructura espacial existente mediante técnicas rigurosas de análisis espacial tales como la geoestadística. Una de las pocas excepciones es el caso reciente de Hallet et al. (2004), los cuales encontraron cierta estructura espacial de la hidrofobicidad (medida como sortividad de etanol) a escalas por debajo de 50 mm, aunque no así para la sortividad del agua y la repelencia al agua, medidas con un infiltrómetro miniaturizado. Igualmente debemos citar la tesis doctoral de Moral (1999), el cual analizó entre otros aspectos los semivariogramas de la repelencia en suelos arenosos del Parque Nacional de Doñana, encontrando ciertas evidencias de estructura espacial en los semivariogramas analizados en la mayoría de las parcelas seleccionadas. Por lo tanto, salvo raras excepciones y en cualquier caso con resultados limitados, la correlación espacial de la repelencia al agua en el suelo ha sido poco estudiada desde un punto de vista rigurosamente cuantitativo. Este análisis se complica aún más si tenemos en cuenta que la repelencia en un suelo varía de forma no lineal con el contenido en humedad del mismo (King, 1981; Wallis et al. 1990; Berglund y Perrson, 1996; de Jonge et al. 1999; Goebel et al. 2004). Ni el trabajo de Hallet et al. (2004) ni el de Moral (1999) tuvieron en cuenta en su análisis el carácter dinámico de la hidrofobicidad, lo que podría incluso explicar la limitada estructura espacial que detectaron. En general los suelos son humectables a saturación, volviéndose repelentes a medida que su contenido en humedad disminuye hasta alcanzar un máximo de repelencia. A partir de este máximo la repelencia disminuye de forma monotónica o aumenta de nuevo hasta un segundo máximo local (de Jonge et al. 1999; Goebel et al. 2004). El origen de este comportamiento no-lineal es desconocido, aunque se han propuesto varias hipótesis para explicarlo (Roberts y Carbon, 1971; Jex et al. 1985; Wallis et al. 1990; Doerr y Thomas, 2000; Doerr et al. 2002; Goebel et al. 2004).

El estudio que presentamos en este artículo se realizó en una cuenca forestal de laurisilva del Parque Nacional de Garajonay (La Gomera), donde previamente contábamos con indicios de la presencia de fenómenos hidrófobos en una capa somera de suelo. Varios métodos han sido

propuestos para cuantificar el grado de repelencia en un suelo (Wallis y Horne, 1992; Letey et al. 2000). Nosotros hemos utilizado el test conocido como MED, de las siglas inglesas “molarity of an ethanol droplet” (Roy y McGill, 2002). Las principales ventajas de éste método son su simplicidad y rapidez (del orden de minutos), especialmente en suelos muy repelentes, como es nuestro caso, mientras que otros métodos como el denominado WDPT (de las siglas inglesas “water drop penetration time”) pueden tardar horas (Wallis y Horne, 1992). El test se llevó a cabo en 140 muestras de suelo, muestreadas dentro de la cuenca seleccionada en una estructura anidada que combina tanto distancias cortas (mesoescala, cm) como largas (macroescala, m). El test MED se realizó desde saturación hasta sequedad o estado seco a 105°C en pasos decrecientes de humedad de suelo, y las curvas de humedad versus repelencia resultantes se caracterizaron mediante distintos parámetros característicos.

El objetivo de este trabajo persigue analizar la estructura espacial y la dependencia de escala del contenido en *MOS* y de los parámetros que caracterizan la curva de repelencia versus contenido de humedad del suelo. Se utilizan técnicas geoestadísticas, tales como correlogramas y *kriging*, para analizar su correlación espacial.

## 2. Materiales y métodos

### 2.1. Diseño del muestreo

Se realizó un muestreo sobre una malla regular de 100 x 75 m con 56 puntos de intersección, más cuatro submallas a pequeña escala adicionales con 21 puntos de intersección cada una, elegidas al azar. Los puntos de muestreo se localizaron mediante GPS, con un error de  $\pm 2$  m. En total resultaron 140 muestras ( $n=56 + 4 \times 21$ ), tomadas a una profundidad de 0-0.03 m, tras retirar la capa superior de detritus orgánico. La repelencia se determinó con el test MED y el contenido en *MOS* mediante el método de Walkey-Black (Schnitzer, 1986), según se describe en Regalado et al. (2005) en este mismo volumen.

### 2.2. Técnicas geoestadísticas

La geoestadística es el nombre que recibe un método de análisis espacial que permite hacer predicciones a partir de los datos de una población, cuya posición relativa es conocida. Las dos herramientas de medida de la dependencia espacial más comunes en geoestadística son correlogramas y variogramas. Ambos caracterizan cómo la varianza o autocorrelación varía con la distancia de separación entre puntos (denominada también *lag*), *h*. Una premisa en geoestadística es que la esperanza de la población sea constante. Esto se conoce como la hipótesis de estacionariedad. Como advierten Cressie y Horton (1987) la mayoría de autores aplican técnicas geoestadísticas sin comprobar previamente que sus datos satisfacen la hipótesis de estacionariedad, con lo que el análisis espacial resulta en muchos casos inválido. Posibles tendencias de no-estacionariedad en la media pueden

detectarse representando la media frente a la mediana de columnas y filas de la malla de muestreo (Cressie y Horton, 1987). Igualmente, posibles sesgos en la distribución de la población pueden enmascarar en parte la posible estructura espacial existente, lo que hace menos fiable los variogramas obtenidos (Webster y Oliver, 1990). En nuestro caso hemos usado por tanto datos normalizados tras aplicar una transformación adecuada a los mismos (Regalado et al. (2005) en este mismo volumen).

Tanto los variogramas como los correlogramas proporcionan una descripción cuantitativa de cómo varía un conjunto de datos a medida que nos alejamos de puntos vecinos. La principal diferencia entre ambos es que el correlograma, y no así el variograma, estandariza tanto para la media local como para variaciones locales. En general, variogramas y correlogramas se caracterizan por (i) el denominado efecto aleatorio o pepita (*nugget* en inglés) que da cuenta tanto de la microvarianza (es decir la variación espacial que tiene lugar a distancias más cortas que el espaciado de muestreo) como de errores de muestreo, y (ii) una zona espacialmente correlacionada (o parte estructurada), que se modela mediante dos parámetros: la *meseta* (*sill* en inglés) y el *alcance* (*range* en inglés). La *meseta* es el valor de varianza o autocorrelación en el que el variograma o correlograma alcanzan un plateau; el *alcance* es la distancia (o *lag*) a la que se consigue la *meseta*.

Parejas de datos de distancias de separación o *lag* ( $h$ ) frente a estimaciones de variación (o autocorrelación) conforman el denominado variograma (o correlograma) experimental, pudiendo ajustarse al mismo distintos modelos (lineal, esférico, exponencial, gaussiano, potencial, etc.) que permiten obtener valores numéricos del *nugget*, *meseta* y *alcance*. Los tres modelos más frecuentes son el esférico, el exponencial y el gaussiano, que toman la siguiente forma:

$$Sph(a, C) \equiv \rho(h) = \begin{cases} C \left[ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] & 0 \leq h \leq a \\ C & h > a \end{cases} \quad (1)$$

$$Exp(a, C) \equiv \rho(h) = C \left[ 1 - \exp(-3h/a) \right] \quad (2)$$

$$Gaus(a, C) \equiv \rho(h) = C \left[ 1 - \exp\left(-\left(3h/a\right)^2\right) \right] \quad (3)$$

siendo  $\rho(h)$  una medida de variación (correlación);  $C$  es lo que se conoce como *escala* (o *scale* en inglés) y que es igual a la *meseta* menos el efecto pepita, y  $a$  es el *alcance*. Nótese que el modelo exponencial no tiene un valor de *alcance* “verdadero” (a diferencia de lo que ocurre con el modelo exponencial). En su caso se utiliza un *alcance* práctico o efectivo, o distancia a la que  $\rho(h)$  es el 95 % de la *meseta*.

Los correlogramas y variogramas experimentales se calcularon con Variowin (Pannatier, 1996) y se ajustaron luego a los modelos descritos en ecuaciones 1, 2 y 3. La

calidad del ajuste se cuantificó mediante un indicador de bondad de ajuste o “*indicative goodness of fit*” (*IGF*) (Pannatier, 1996). Los modelos ajustados resultantes se usaron por tanto para interpolar valores en puntos no muestreados mediante *kriging* (véase por ejemplo Nielsen y Wendroth, 2003 para una descripción detallada).

### 3. Resultados y discusión

#### 3.1. Parámetros de repelencia

La repelencia varió de forma no lineal con el contenido en humedad ( $\theta_g$ ), como se describe en Regalado et al. (2005) en este mismo volumen. Para describir la curva de repelencia en función del contenido de humedad se usaron los siguientes parámetros: la pendiente de ascenso ( $s^+$ ) y descenso ( $|s^-|$ ), el área debajo de la curva ( $S$ ), el máximo ángulo de contacto medido ( $\alpha_{max}$ ), el contenido de humedad para  $\alpha_{max}$  ( $\theta_{g-max}$ ), el ángulo de contacto de la muestra seca ( $\alpha_{105^\circ C}$ ) o repelencia potencial (Dekker y Ritsema, 1994), el menor valor de  $\theta_g$  al que  $\alpha$  es prácticamente nulo ( $\theta_{g-min}$ ), la diferencia entre la repelencia máxima y la potencial,  $\alpha_{err}$  ( $\alpha_{err} = \alpha_{max} - \alpha_{105^\circ C}$ ), y la energía libre superficial del sólido a humedad mínima,  $\gamma_{s-105^\circ C}$ , y a repelencia máxima,  $\gamma_{s-max}$ .

#### 3.2. Estacionariedad y normalidad

Se comprobó tanto la estacionariedad como la normalidad de los parámetros de repelencia que acabamos de definir. Esta última se detalla en Regalado et al. (2005) en este mismo volumen.

La estacionariedad de la media de los parámetros de repelencia se evaluó representando la media frente a la mediana de columnas y filas de la malla de muestreo. No se observaron tendencias claras tanto en columnas como filas de muestreo, por lo que se asume estacionariedad en la media. La estacionariedad en la varianza se evaluó comparando la mediana frente al cuadrado del *alcance* inter-cuartil (que es una medida de la dispersión de los datos independiente de simetrías) para distintas transformaciones de los parámetros de repelencia (Cressie y Horton, 1987). No se obtuvieron mejoras significativas entre los datos sin transformar y los transformados tomando logaritmos o raíz cuadrada, por lo que igualmente se asume estacionariedad en la varianza.

#### 3.3. Correlogramas

La correlación espacial se evaluó mediante correlogramas. La Fig. 1 muestra los correlogramas omni-direccionales obtenidos con intervalos de separación uniformes de 64 m, para los parámetros de repelencia y el contenido en *MOS*. En general, los modelos exponencial o esférico se ajustan a los datos. La repelencia máxima ( $\alpha_{max}$ ) presentó un efecto pepita puro (resultados no mostrados). Los parámetros de ajuste de los correlogramas proporcionan una medida cuantitativa de la estructura espacial. La *meseta*, esto es la autocorrelación de los

parámetros de repelencia a distancias grandes, está en todos los casos alrededor de la unidad. El *alcance*, esto es la distancia a partir de la cual la autocorrelación no varía más, se encuentra en todos los casos por encima de 210 m, presentando  $\theta_{g-max}$  el mayor valor de *alcance* (338 m). Por el contrario en el caso del contenido en materia orgánica (*MOS*) se obtuvo un *alcance* menor (147 m). Esto tiene

consecuencias prácticas a la hora de diseñar un muestreo. Flatman y Yfantis (1984) sugieren un valor de 1/4 a 1/2 del *alcance* como valor óptimo de lag para muestrear. Los valores obtenidos indican una dependencia espacial de largo *alcance*, si se comparan con el de otras propiedades del suelo (ver Tabla 9.2 en Mulla y McBratney, 2002).

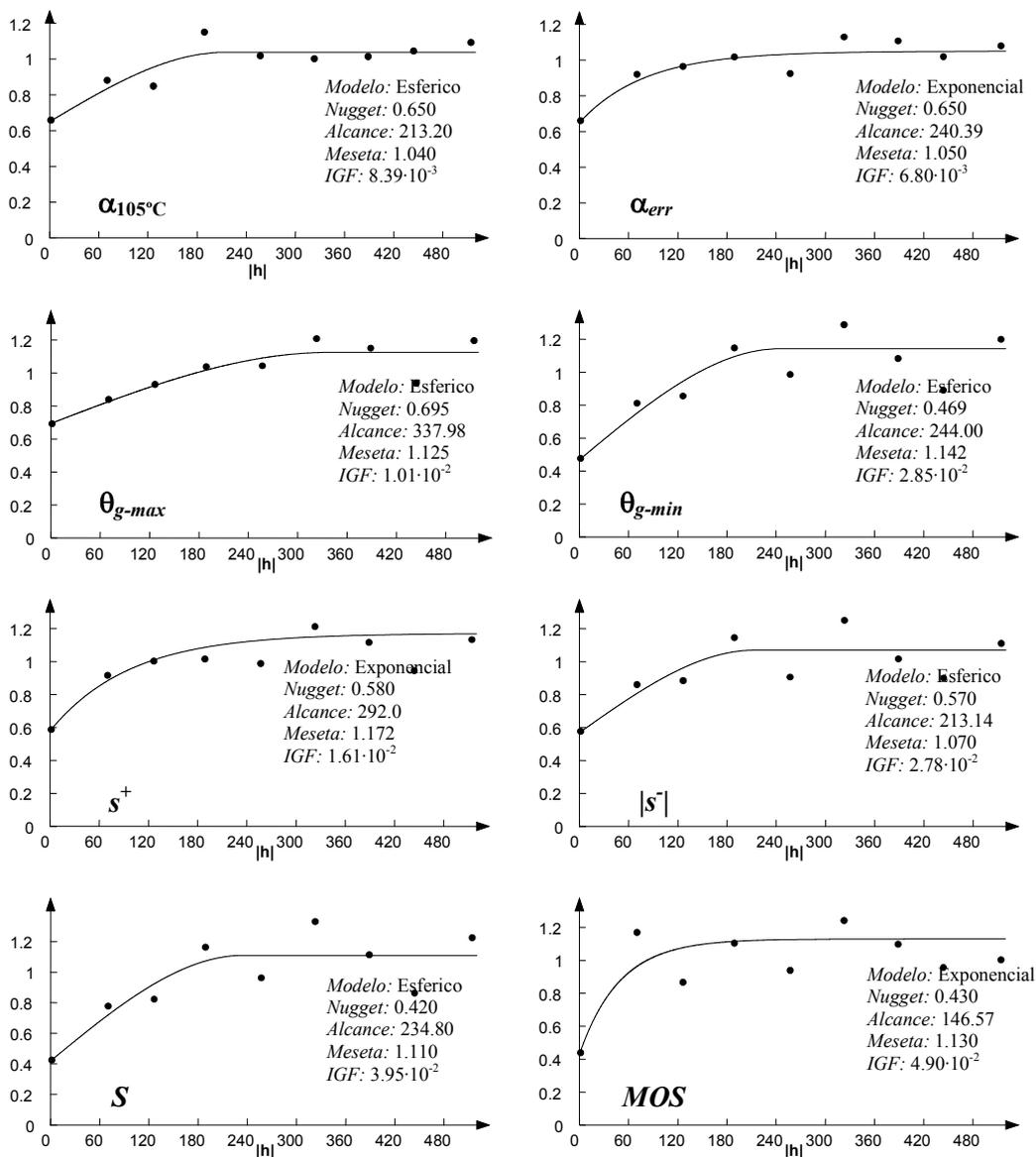


Fig. 1. Correlogramas para los distintos parámetros de repelencia (ver definición en sección 3.1) y contenido en materia orgánica (*MOS*). El eje OX representa distancia o lag ( $h$ ) en metros; el eje OY representa una medida de autocorrelación.

### 3.4. Dependencia de escala

Se investigó igualmente la estructura espacial a diferentes escalas. Concretamente se exploró la posibilidad de un escalado fractal. Para ello se calcularon los correspondientes semivariogramas omni-direccionales fractales (esto es, el gráfico de  $\log|h|$  frente a  $\log$  semivarianza) para los parámetros de repelencia y el contenido en materia orgánica. La implicación que conlleva

el escalado fractal es que conocida la varianza de una propiedad particular a una escala determinada puede determinarse la varianza a cualquier otra escala, en cuyo caso dicha propiedad se dice que es auto-similar. En general la hipótesis fractal fue difícil de confirmar para casi todos los parámetros de repelencia excepto para  $S$  y  $MOS$  (Fig. 2). En estos dos últimos casos, aunque las distancias intermedias entre 2.5 a 40 m no están bien representadas, se observa una tendencia lineal que apoya la hipótesis del

escalado fractal. Se define entonces la dimensión fractal de Hausdorff-Besicovitch como  $D=2-m/2$ , siendo  $m$  la pendiente del semivariograma log-log, tomando valores de  $D_S=1.907$  y  $D_{MOS}=1.893$ , respectivamente.

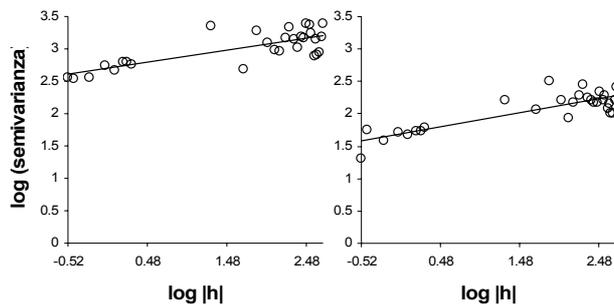


Fig. 2. Semivariogramas fractales omni-direccionales para el área debajo de la curva de repelencia ( $S$ ) y contenido en materia orgánica ( $MOS$ ).

### 3.5. Kriging

Una forma de integrar la información espacial contenida en los distintos variogramas es mediante interpolación o *kriging*, lo que permite obtener valores de los parámetros de repelencia en puntos no muestreados. La Fig. 3 muestra los mapas de *kriging* obtenidos para los distintos parámetros dentro de la cuenca de estudio. En general se observan distintas tendencias espaciales 2D para los diferentes parámetros. Los valores mínimos de  $\alpha_{err}$ ,  $\theta_{g-max}$ ,  $\theta_{g-min}$ ,  $|s^+|$ ,  $S$  y  $MOS$ , se localizan en las cotas altas de la cuenca (parte inferior de la Fig. 3), mientras que los de  $s^+$  y  $\alpha_{105^\circ C}$  se sitúan en la zona central. Por lo tanto, en cotas altas el comportamiento repelente del suelo es en general menos prominente (menor  $S$ ), la repelencia aumenta menos hasta alcanzar el valor máximo, a medida que disminuye su contenido en humedad, y se inicia a contenidos de humedad menores (menor  $\theta_{g-min}$ ). El parámetro  $\alpha_{105^\circ C}$  o repelencia potencial se utiliza a menudo como un indicador de repelencia. Las conclusiones que pueden derivarse de usar  $S$  (como medida integradora del grado de repelencia) en lugar de la repelencia potencial, para caracterizar patrones de distribución de la repelencia dentro de la cuenca son muy diferentes (comparar primer y penúltimo mapa en Fig. 3). Además, y dado que  $\alpha_{105^\circ C}$  se refiere a un valor de repelencia difícilmente alcanzable en condiciones de campo, su aplicabilidad para interpretar la distribución espacial de la repelencia parece limitada.

El contenido en materia orgánica,  $MOS$ , muestra una distribución más homogénea, consecuencia del incremento rápido de la variabilidad a distancias cortas (Fig. 1). En ocasiones en la literatura el contenido en materia orgánica se refiere como responsable de la repelencia en un suelo. Si este es el caso, queda claro que dicho efecto se ve amplificado en el espacio, dado que el estatus general de repelencia (representado por los distintos parámetros definidos) muestra en general mayor variabilidad espacial que el contenido en  $MOS$ . Por último, al comparar los mapas de *kriging* de  $\theta_{g-min}$  y  $S$  se observa que siguen patrones espaciales similares, consecuencia de la

correlación que existe entre ambos (Regalado et al. 2005 en este mismo volumen).

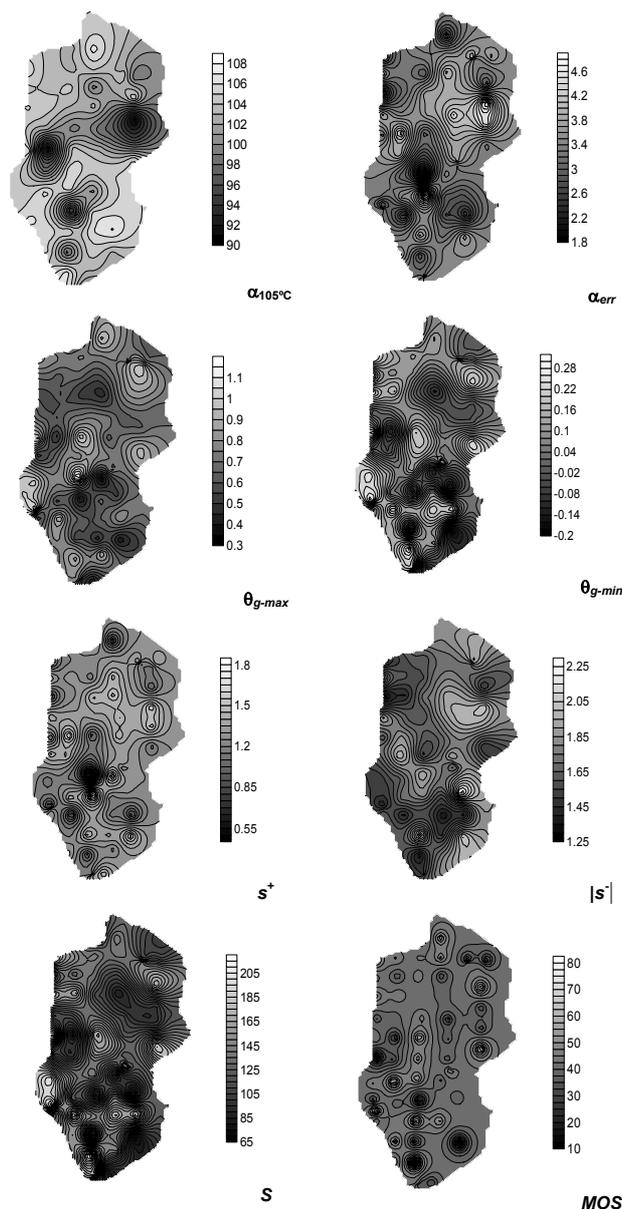


Fig. 3. Mapas de *kriging* para los distintos parámetros de repelencia y contenido en materia orgánica.

### 4. Conclusiones

Mediante técnicas geoestadísticas se puso en evidencia y cuantificó la estructura espacial de parámetros de repelencia en una cuenca hidrológica en el Parque Nacional de Garajonay (La Gomera). Los parámetros de repelencia muestran en general un *alcance* grande, por encima de los 200 m mientras que el contenido en materia orgánica presenta un incremento en variabilidad brusco a pequeñas escalas. Se detectaron dependencias de escala en la variabilidad, que para el caso de  $MOS$  y  $S$  sugieren ser de tipo fractal. Los mapas resultantes del *kriging* mostraron un patrón bidimensional similar para  $S$  y el contenido de

humedad al que la repelencia es mínima ( $\theta_{g-min}$ ), mientras que el contenido en materia orgánica del suelo (MOS) se distribuye de forma más homogénea.

*Agradecimientos:* Este trabajo ha sido financiado con fondos del INIA-Programa Nacional de Recursos y Tecnologías Agroalimentarias (Proyectos RTA2005-228 y RTA01-097). Los autores agradecen a A.R. Socorro (ICIA) y A. Pérez Buenafuente su colaboración en las medidas de laboratorio y muestreo en campo; al Dr. R. Muñoz Carpena (Universidad de Florida) su participación en el desarrollo y puesta en marcha del proyecto RTA01-097. Igualmente los autores agradecen el apoyo prestado por el personal del Parque Nacional de Garajonay, y especialmente a L.A. Gómez y al director A. Fernández.

## Referencias

- Bauters, T.W.J., Steenhuis, T.S., DiCarlo, D.A., Nieber, J.L., Dekker, L.W., Ritsema, C.J., Parlange, J.-I. y Haverkamp, R. 2000. Physics of water repellent soils. *J. Hydrol.* 231-232: 233-243 pp.
- Berglund, K. y Persson, L. 1996. Water repellence of cultivated organic soils. *Acta Agric. Scand.* 46: 145-152 pp.
- Bond, R. y Harris, J.R. 1964. The influence of the microflora on physical properties of soils. I. Effects associated with filamentous algae and fungi. *Aust. J. Soil Res.* 2: 111-122 pp.
- Brock, J.H. y DeBano, L.F. 1990. Wettability of an Arizona chaparral soil influenced by prescribed burning. *USDA Forest Service Gen. Tech. Rep. RM-191:* 206-209 pp.
- Cressie, N.A.C. y Horton, R. 1987. A robust-resistant spatial analysis of soil water infiltration. *Water Resour. Res.* 23: 911-917 pp.
- de Jonge, L.W., Jacobsen, O.H. y Moldrup, P. 1999. Soil water repellency: Effects of water content, temperature y particle size. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 63: 437-442 pp.
- Dekker, L.W., Doerr, S.H., Oostindie, K., Ziogas, K. y Ritsema, C.J. 2001. Water repellency and critical soil water content in a dune sand. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 65: 1667-1674 pp.
- Dekker, L.W. y Ritsema, C.J. 1994. How water moves in a water repellent sandy soil I. Potential and actual water repellency. *Water Resour. Res.* 30: 2507-2517 pp.
- Dekker, L.W. 1998. Moisture variability resulting from water repellency in dutch soils. Doctoral dissertation, Landbouwniversiteit, Wageningen.
- DiCarlo, D.A., Bauters, T.W.J., Darnault, C.J.G., Steenhuis, T.S. y Parlange, J.-Y. 1999. Rapid determination of constitutive relations with fingered flow. 433-440 pp. En: M.Th. van Genuchten, F.J. Leij y L. Wu (eds). *Proceedings of the International Workshop, Characterization and Measurement of the Hydraulic Properties of Unsaturated Porous Media.* University of California, Riverside.
- Doerr, S.H. y Thomas, A.D. 2000. The role of soil moisture in controlling water repellency: New evidence from forest soils in Portugal. *J. Hydrol.* 231-232: 134-147 pp.
- Doerr, S.H., Shakesby, R.A. y Walsh, R.P.D. 1998. Spatial variability of soil hydrophobicity in fire-prone eucalyptus and pine forests, Portugal. *Soil Sci.* 163: 313-324 pp.
- Doerr, S.H., Dekker, L.W., Ritsema, C.J., Shakesby, R.A. y Bryant, R. 2002. Water repellency of soils: The influence of ambient relative humidity. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 66: 401-405 pp.
- Flatman, G.T. y Yfantis, A.A. 1984. Geostatistical strategies for soil sampling: The survey and the census. *Environ. Monit. Assess.* 4: 335-349 pp.
- García Sinovas, D., Moreno Vargas, C.M., Atienza del Rey, J. y Marinero Diez, P. 2003. Variabilidad espacial del contenido de materia orgánica en el suelo de una plantación de viñedo. 223-228 pp. En: J. Álvarez Benedí y P. Marinero (eds). *Estudios de la Zona No Saturada del Suelo.* Instituto Tecnológico Agrario de Castilla y León, Valladolid.
- Goebel, M.-O., Bachmann, J., Woche, S.K., Fischer, W.R. y Horton, R. 2004. Water potential and aggregate size effects on contact angle and surface energy. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 68: 383-393 pp.
- Goovaerts, P. 1998. Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties. *Biol. Fertil. Soils* 27: 315-334 pp.
- Hallett, P.D., Nunan, N., Douglas, J.T. y Young, I.M. 2004. Millimeter-scale spatial variability in soil water sorptivity: scale, surface elevation y subcritical repellency effects. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 68: 352-358 pp.
- Imeson, A.C., Verstraten, J.M., van Mulligen, E.J. y Sevink, J. 1992. The effects of fire and water repellency on infiltration and runoff under mediterranean type forest. *Catena* 19: 345-361 pp.
- Jamison, V.C. 1945. The penetration of irrigation and rain water into sandy soils of Central Florida. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.* 10: 25-29 pp.
- Jex, G.W., Bleakley, B.H., Hubbell, D.H. y Munro, L.L. 1985. High humidity-induced increase in water repellency in some sandy soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 49: 1177-1182 pp.
- King, P.M. 1981. Comparison of methods for measuring severity of water repellence of sandy soils and assessment of some factors that affect its measurement. *Aust. J. Soil Res.* 19: 275-285 pp.
- Letey, J., Carrillo, M.L.K. y Pang, X.P. 2000. Approaches to characterize the degree of water repellency. *J. Hydrol.* 231-232: 61-65 pp.
- Ma'shum, M. y Farmer, V.C. 1985. Origin and assessment of water repellency of a sandy soil. *Aust. J. Soil Res.* 23: 623-626 pp.
- Moral, F.J. 1999. Hidrología de los suelos arenosos del Parque Natural del Entorno de Doñana. PhD Thesis, Universidad de Córdoba, Córdoba.
- Mulla, D.J. y McBratney, A.B. 2002. Soil spatial variability. 343-373 pp. En: A.W. Warrick. *Soil physics companion* (ed.). CRC Press.
- Nielsen, D.R. y Wendroth, O. 2003. *Spatial and temporal statistics: sampling field soils and their vegetation.* Catena Verlag, Reiskirchen, Germany.
- Osborn, J.R., Pelishek, R.E., Krammes, J.S. y Letey, J. 1964. Soil wettability as a factor in erodibility. *Proc. Soil Sci. Soc. Am.* 28: 294-295 pp.
- Pannatier, Y. 1996. *VARIOWIN: Software for Spatial Data Analysis in 2D.* Springer-Verlag, New York.
- Ritsema, C.J. y Dekker, L.W. 1994. How water moves in a water repellent sandy soil. 2. Dynamics of fingered flow. *Water Resour. Res.* 30: 2519-2531 pp.
- Roberts, F.R. y Carbon, B.A. 1971. Water repellence in sandy soils of South-Western Australia. II. Some chemical characteristics of the hydrophobic skins. *Aust. J. Soil Res.* 10: 35-42 pp.
- Roy, J.L. y McGill, W.B. 2002. Assessing soil water repellency using the molarity of ethanol droplet (MED) test. *Soil Sci.* 167: 83-97 pp.
- Schnitzer, M. 1986. Organic matter characterization. 581-594 pp. En: A. Klute (ed). *Methods of Soil Analysis: Part I, Physical and Mineralogical Methods*, 2nd Ed. ASA-SSSA, Madison, Wisconsin.
- Scott, D.F. y van Wyk, D.B. 1990. The effects of wildfire on soil wettability and hydrological behaviour of an afforested catchment. *J. Hydrol.* 121: 239-256 pp.
- Shakesby, R.A., Coelho, C., de O, A., Ferreira, A.D., Ferry, J.P. y Walsh, R.P.D. 1994. Fire, post-burn land management practices and soil erosion response curves in eucalyptus and pine forests, North-Central Portugal. 15-27 pp. En: M. Sala y J.L. Rubio (eds). *Soil erosion as a consequence of forest fires.* Geofoma Ediciones, Logroño.
- van Dam, J.C., Wönnen, J.H.M. y Nemes, A. 1996. Unsaturated soil water movement in hysteretic and water repellent field soils. *J. Hydrol.* 184: 153-173 pp.
- Wallis, M.G. y Horne, D.J. 1992. Soil water repellency. *Adv. Soil Sci.* 20: 91-146 pp.
- Wallis, M.G., Horne, D.J. y McAuliffe, K.W. 1990. A study of water repellency and its amelioration in a yellow brown sand. I. Severity of water repellency and the effects of wetting and abrasion. *N.Z.J. Agr. Res.* 3: 139-144 pp.
- Webster, R. y Oliver, M.A. 1990. *Statistical Methods in Soil and Land Resource Survey.* Oxford University Press, New York.