

## ANÁLISIS GEOSTADÍSTICO DE LA DISTRIBUCIÓN DE LLUVIA PENETRANTE EN UNA CUENCA FORESTAL DEL PARQUE NACIONAL DE GARAJONAY

C. M. Regalado<sup>1</sup>, A. Ritter<sup>1</sup>, L.A. Gomez<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Instituto Canario Inv. Agrarias (ICIA), Dep. Suelos y Riegos, Apdo. 60 La Laguna, 38200 Tenerife, cregalad@icia.es.

<sup>2</sup> Parque Nacional de Garajonay, Centro de Visitantes Juego de Bolas, La Palmita, Agulo, 38830 La Gomera.

**RESUMEN.** El agua de lluvia que llega a la *Zona No Saturada* una vez atraviesa el dosel vegetal (lluvia penetrante), es una variable de difícil cuantificación dado que depende de la pluviometría, del número de pluviómetros y de la variabilidad espacial impuesta por la cubierta vegetal. Asumiendo que el error de los pluviómetros es aleatorio y la variabilidad de la lluvia es un valor fijo, al aumentar el número de colectores se reducen ambas contribuciones al error de medida y se incrementa la definición de la estructura de la superficie de la cubierta. Sin embargo optimizar el número de pluviómetros de manera que con un mínimo esfuerzo (tanto económico como humano) se obtenga una alta representatividad espacial y una variabilidad mínima exige de una estrategia de muestreo apropiada. Con este objetivo, y mediante un análisis geostadístico, se estudia la variación espacio-temporal de lluvia penetrante diaria a lo largo de un transecto en un bosque de laurisilva en el Parque Nacional de Garajonay (La Gomera) durante un periodo de 5 meses. Se observa una elevada persistencia (2 semanas) en el patrón temporal de la lluvia penetrante, que sugiere la existencia de efectos de memoria en la redistribución del agua bajo la cubierta. La distribución espacial presenta un alcance de correlación de 14 m. Se determina el número mínimo de pluviómetros necesarios para caracterizar la lluvia bajo el dosel en función de la correlación observada entre medidas.

**ABSTRACT.** Measuring throughfall is no straightforward matter due to the variability imposed by gross rainfall, the number of rain gauges and the heterogeneity of the canopy. Thus, to find the optimum number of rain gauges necessary for characterizing throughfall, so that with a minimal effort (both economic and of human labour) a high spatial resolution and minimal variability are achieved, requires designing an appropriate sampling strategy. With this purpose in mind, the spatio-temporal variation of cumulative daily throughfall has been investigated using geostatistical tools in a 1D transect of a laurel-heath forest of the Garajonay National Park (La Gomera), during a five month period. We found a long-term time persistence (2 weeks), this being indicative of the existence of memory effects in the throughfall process. Spatial correlation spanned up to 14 meters. The minimum number of rain gauges necessary characterizing the mean throughfall in terms of the data correlation observed was estimated.

---

### 1.- Introducción

La cuantificación de la cantidad de lluvia que alcanza la Zona No Saturada una vez atraviesa el dosel vegetal presenta diferentes problemas debido a la alta variabilidad tanto espacial como temporal que infringe el dosel vegetal. En general ésta se mide bien distribuyendo una serie de pluviómetros bajo la cubierta o utilizando una estructura de mayores dimensiones a modo de lámina que se hace convenir en un sistema de medida y registro del agua colectada. Este último método, aunque más económico tiene una menor resolución y definición de la estructura de la superficie de la cubierta. Por otro lado el uso de una batería de pluviómetros dispuestos bien en línea o en una malla tiene un alto coste tanto de mantenimiento, descarga de datos y seguimiento, como económico. En general se necesita un número elevado de pluviómetros para obtener datos frecuentes y espacialmente representativos de la lluvia trasladada (Lloyd et al., 1988). Algunos autores han propuesto como alternativa el uso de una estrategia de realojamiento dinámico ('roving') para así minimizar la variabilidad y por tanto el número de pluviómetros (Holwerda et al., 2006). Es por ello que disponer a priori de información sobre el número de pluviómetros y la frecuencia de muestreo resulta de gran utilidad a la hora de diseñar una estrategia óptima de medición, tanto con un objetivo económico como de fiabilidad de los datos resultantes. Varios autores han tratado este tema tanto en referencia a la lluvia, como al flujo cortical y la lluvia penetrante. Loescher et al. (2002) determinó un alcance de 45 m en la variación de la lluvia penetrante a partir del análisis de variogramas obtenidos mediante una distribución radial de pluviómetros bajo un bosque húmedo en Costa Rica. Keim et al. (2005) encontraron que el patrón de lluvia penetrante en bosques de coníferas y de hoja caduca era estable tanto en el tiempo como en el espacio, con una correlación espacial del orden de 0.5 a una vez el diámetro de la copa. Buytaert et al. (2006) encontraron una gran correlación espacial (del orden de 4 km) y una correlación temporal corta (3 días) en patrones de lluvia de los Andes Ecuatorianos, aunque sus resultados deben ser asumidos con cautela dada la alta dispersión que presentan. Finalmente, Skøien et al. (2003) observaron escalas

temporales de correlación inferiores a un día y un alcance espacial del orden de kilómetros para la lluvia en Austria.

En este trabajo se estudian los patrones espacio-temporales de lluvia penetrante en un transecto de un bosque maduro de laurisilva en el Parque Nacional de Garajonay (La Gomera). El objetivo principal que se persigue es determinar las posibles correlaciones en tiempo y espacio que presentan las medidas de lluvia bajo la cubierta, y determinar así un número y espaciado óptimos de pluviómetros con un nivel alto de confianza.

## 2.- Materiales y métodos

### 2.1. Área de estudio

El área de estudio se sitúa a 1300 m.s.n.m. en el borde de una cuenca forestal (43.7 ha) del Parque Nacional de Garajonay. Los suelos son de textura franco-arcillosa de origen volcánico, orgánicos y con una profundidad de aproximadamente 1 m. La vegetación, conocida como fayal-brezal, es típica de zonas degradadas del Parque, normalmente presente en zonas de crestas y con gran pendiente. Se caracteriza por árboles de entre 7-15 m de *Erica arborea* L., *Laurus azorica* (Seub.) Franco y *Myrica faya* Ait. Se seleccionó un transecto dentro de esta zona alta de la cuenca en el que se colocaron  $n=22$  pluviómetros autónomos de balancín (Davis Instruments Corp., California; resolución 0.2 mm;  $\varnothing = 0.165$  m), equipados cada uno con un registrador de datos Hobo event logger (Onset Computer Corp., Bourne, USA). Teniendo en cuenta que la vegetación de laurisilva presenta agregación de individuos a pequeña (2 m) y gran escala (6 m) (Arévalo y Fernández-Palacios, 2003), los pluviómetros se colocaron a las siguientes distancias relativas: 0, 10, 15, 18, 19, 20, 25, 28, 29, 30, 50, 55, 58, 59, 60, 70, 80, 90, 100, 110, 130 y 135 m, siguiendo una distribución anidada que permite caracterizar escalas pequeñas y grandes de muestreo con un número reducido de pluviómetros. Las posiciones se eligieron a ciegas sin atender al grado de cobertura de la vegetación, tamaño de árboles cercanos o especies presentes en la vecindad de cada pluviómetro. Una estación micro-meteorológica cercana proporcionó datos climáticos y de lluvia por encima de la cubierta (15 m), durante los cinco meses del transcurso del experimento (5/10/2006 a 6/03/2007).

### 2.2. Técnicas geostatísticas

La distribución espacio-temporal de lluvia penetrante se analizó utilizando técnicas geostatísticas (Nielsen y Wendroth, 2003). Previo a este análisis, los valores diarios de lluvia penetrante por debajo de la resolución se trataron de tres formas distintas (Skøien et al., 2003): caso a) los valores nulos se sustituyeron por un valor igual a la mitad de la resolución de los pluviómetros (dado que el logaritmo

de cero no está definido); caso b) los ceros se eliminaron del conjunto de datos y se trataron como no dato en el análisis geostatístico posterior; un tercer y último caso, considera los valores de lluvia penetrante de forma discreta, tal que valores de lluvia  $\geq 0.2$  mm se fijaron a la unidad, y se tomaron como cero si  $< 0.2$  mm (caso c). Mientras que este último caso persigue estudiar la distribución de lluvia penetrante de forma cualitativa (presencia/ausencia), sin prestar atención a la cantidad de agua recogida por cada pluviómetro, el caso a) tiene en cuenta el tamaño de la lluvia y considera que posiciones donde ésta no es detectada ( $< 0.2$  mm) contienen información que debe incorporarse en el análisis (correlaciones entre posiciones por debajo de la resolución se consideran relevantes, dado que estos proporcionan información acerca de la escala de tiempo de los periodos secos entre eventos de lluvia); por el contrario en el caso b) solo se tienen en cuenta patrones de lluvia detectables.

Los valores diarios acumulados de lluvia penetrante relativa (referidos a la lluvia por encima de la cubierta) se estandarizaron tal que (Keim et al., 2005; Skøien et al. 2003)

$$\tilde{X}_{i,t} = \frac{X_{i,t} - \bar{X}_{i,t}}{std(X_{i,t})} \quad (1)$$

siendo  $X_{i,t}$  el logaritmo de la lluvia penetrante relativa acumulada recogida por el pluviómetro  $i$  (1 a 22) el día  $t$  (0 a 149);  $\bar{X}_{i,t}$  y  $std(X_{i,t})$  son, respectivamente, la media y desviación estándar de  $X_{i,t}$  para la totalidad de pluviómetros  $n$  el día  $t$ . Sesgos en la distribución de la población pueden enmascarar la posible estructura de los datos, haciendo menos fiable el análisis geostatístico (Webster y Oliver, 2001), por lo que se tomó el logaritmo de los datos para asegurar normalidad.

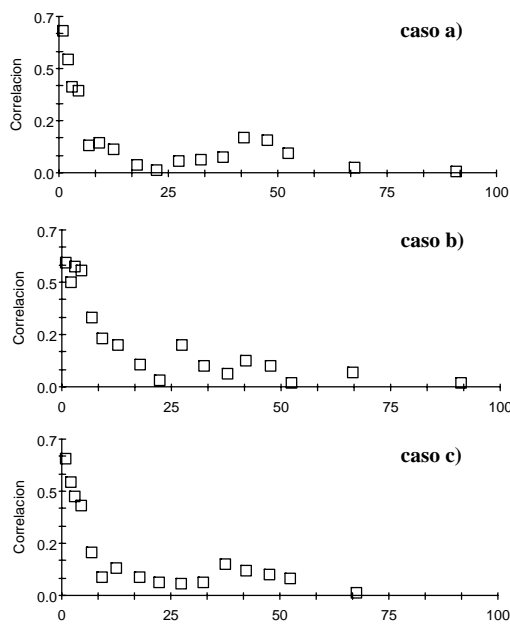
Se generaron tanto semi-variogramas como correlogramas direccionales ( $0^\circ =$  tiempo;  $90^\circ =$  espacio) de la lluvia estandarizada  $\tilde{X}_{i,t}$  mediante el programa GS+ (versión 5.0.3 Beta, Gamma Design Software). Semi-variogramas y correlogramas caracterizan cómo la semi-varianza o autocorrelación cambian con la distancia de separación entre puntos de muestreo,  $h$ . La principal diferencia entre ambos es que el correlograma,  $\rho(h)$ , y no así el variograma,  $\gamma(h)$ , estandariza tanto para la media local como para variaciones locales. En nuestro caso se eligieron intervalos de  $h$  no-uniformes ( $h = 1, 2, 3, 5, 8, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55$  y  $80$ ). Parejas de datos de  $h$  frente a estimaciones de variación (o autocorrelación) conforman el denominado variograma (o correlograma) experimental, pudiendo ajustarse al mismo distintos modelos (esférico, exponencial, gaussiano, etc.). En nuestro caso se utilizó con este objetivo un algoritmo de optimización global (Ritter et al., 2004). Se obtuvieron así valores numéricos de 'nugget', meseta y alcance para los distintos semi-variogramas y correlogramas: el efecto aleatorio o pepita (nugget en inglés) da cuenta tanto de la micro-varianza (variación espacial para  $h < 1$ ) como de errores de muestreo; la meseta

es el valor de  $\gamma(h)$  y  $\rho(h)$  en el que el variograma (correlograma) alcanzan un *plateau*; el *alcance* es la distancia  $h$  a la que  $\gamma(h)$  y  $\rho(h)$  se aproximan a la *meseta*.

### 3.- Resultados y discusión

#### 3.1. Estructura espacio-temporal

Para los tres casos que acabamos de describir se estudiaron las tendencias en semi-varianza y auto-correlación en las direcciones de tiempo y espacio. En general la tendencia temporal de autocorrelación  $\rho(h)$  es similar para a), b) y c), con  $\rho(0)=0.7$  y un alcance que varía entre 10-20 días (Fig. 1).



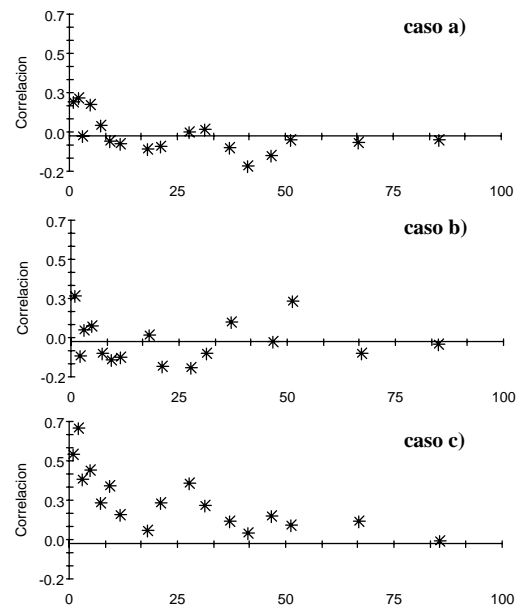
**Fig. 1.** Auto-correlograma temporal para los casos a), b) y c). El eje OX representa separación temporal (días) entre eventos de lluvia; el eje OY es autocorrelación,  $\rho(h)$ .

Por el contrario el correlograma espacial difiere en los tres casos (Fig. 2). El caso a) muestra cierto descenso en la autocorrelación a modo de oscilación amortiguada a medida que aumenta la distancia de separación entre pluviómetros; El caso b) muestra un efecto puro pepita difícil de distinguir de cualquier otra estructura espacial clara; en el caso c) existe una evidente disminución de la correlación a medida que se incrementa el espaciado entre pluviómetros, aunque se observa también cierta oscilación que merece un estudio más detallado (por ejemplo un análisis de espectro). Las diferencias en la correlación espacial que se muestran en la Fig. 2 pueden explicarse teniendo en cuenta la dinámica de la lluvia penetrante. La heterogeneidad de la estructura vegetal, efectos de retraso por interceptación, canalización del agua y sombreado por ramas y hojas, etc. así como la microvarianza (esto es variación espacial que tiene lugar

para  $h < 1$  m) enmascaran la estructura espacial existente. Algunos de estos efectos son evidentes en los datos, y así por ejemplo varios pluviómetros recogen más del 100% de la lluvia por encima de la cubierta, lo que ilustra el efecto de canalización de la vegetación (resultados no mostrados). Únicamente en términos cualitativos (presencia/ausencia de lluvia penetrante) la estructura espacial es claramente no aleatoria (Fig. 2c). Concentrándonos en este último caso c), se ajustó a los semi-variogramas experimentales un modelo exponencial del tipo

$$\gamma(h) = C[1 - \exp(-3h/a)] \quad (2)$$

donde  $C$  es igual a la *meseta* menos el efecto pepita, y  $a$  es el *alcance* efectivo, distancia a la que  $\gamma(h)$  se aproxima al 95% de la *meseta*. Los parámetros de ajuste obtenidos para el modelo (2) se resumen en la Tabla 1.



**Fig. 2.** Auto-correlograma espacial para los casos a), b) y c). El eje OX representa distancia (m) ente pluviómetros; el eje OY es autocorrelación,  $\rho(h)$ .

**Tabla 1.** Valores de los parámetros para el modelo exponencial (2) ajustado al semi-variograma temporal y espacial en el caso c).

Dirección	pepita	meseta	alcance (a)	r <sup>2</sup>
tiempo	0.035	0.23	13 días	0.92
espacio	0.076	0.20	14 m	0.62

El alcance obtenido para el semi-variograma espacial ( $a=14$  m) es inferior a valores referidos por otros autores Loescher et al. (2002) obtuvieron valores de  $a=45$  m en un bosque húmedo en Costa Rica. Por el contrario el alcance temporal de la lluvia penetrante es elevado (13 días), comparado con el obtenido para otros fenómenos de

precipitación como la lluvia (< 3 días). El comportamiento temporal de la precipitación penetrante se asemeja más al del flujo superficial de agua que al de la lluvia (Skøien et al., 2003), y en cierta medida ambos son similares. Se ha propuesto una posible explicación para aquellos procesos hidrológicos que presentan memoria a largo plazo, conocida como fenómeno de Hurst, utilizando el símil de un proceso que simula reservorios que se ‘vacían’ y ‘llenan’ en cascada. La precipitación penetrante presenta una dinámica compleja donde las gotas de lluvia son interceptadas por ramas y hojas, se desvían y canalizan o se depositan sobre la cubierta vegetal hasta alcanzar un umbral por el que caen por gravedad, en competición con la evaporación, procesos todos ellos que provocan retrasos y una correlación a largo plazo.

### 3.2. Diseño del muestreo

Más allá de las disquisiciones teóricas sobre la distribución espacio-temporal de la lluvia penetrante, el análisis geostatístico proporciona una herramienta útil para diseñar una estrategia de muestreo óptima y significativa de la lluvia bajo la cubierta vegetal. Así por ejemplo, Flatman y Yfantis (1984) sugieren que un valor de 1/4 a 1/2 del alcance como resulta una distancia óptimo de muestreo. Aún más, uno podría estar interesado en conocer cuál es el mínimo número de pluviómetros ( $N$ ) necesarios para caracterizar la media de lluvia penetrante  $\bar{X}$  dentro de un intervalo de fiabilidad ( $d$ ) alrededor de  $\bar{X}$ . Para ello se suele utilizar la siguiente aproximación

$$N = \left( \frac{z_c \text{std}(X)}{d} \right)^2 \tag{3}$$

siendo  $z_c$  el valor tabulado de la distribución t de Student para un número suficientemente grande de grados de libertad,  $z_c(10000) = 1.96$ , y  $\text{std}(X)$  la desviación estándar de la población. Así por ejemplo, en nuestro caso para la lluvia penetrante acumulada durante todo el periodo de medida (5/10/2006 a 6/03/2007) tenemos que  $\bar{X} = 246$  mm y  $\text{std}(X) = 134$  mm, lo que implica según (3) que  $N_{20\%} = 28$ ,  $N_{10\%} = 113$  y  $N_{5\%} = 454$  pluviómetros son necesarios para estimar la media de lluvia acumulada con una fiabilidad del 20, 10 y 5% alrededor de  $\bar{X}$ , respectivamente. Esto sería así si los registros de los distintos pluviómetros no estuvieran correlacionados, pero como ya demostramos en la sección anterior, este no es el caso. Cuando se presenta correlación entre distintas observaciones de un evento, la información contenida en cada una de ellas disminuye y por lo tanto el número de medidas necesario para estimar  $\bar{X}$  se ve incrementado (Mulla y McBratney, 2002). El número equivalente de medidas  $N'$  puede calcularse de la siguiente forma

$$N' = \frac{N}{1 + 2\rho(1 - 1/N)/(1 - \rho) - 2\rho^2(1 - \rho^N)/N(1 - \rho)^2} \tag{4}$$

tal que el número mínimo de medidas necesario para estimar la media  $\bar{X}$  es igual a  $N^2/N'$ , siendo  $\rho(h)$  la correlación. Para ilustrar este ejemplo hemos asumido que dado que, como se muestra en la Fig. 1 y 2, la correlación entre distintos eventos de lluvia no es sólo espacial sino también temporal, el semi-variograma omni-direccional es un descriptor apropiado de la totalidad de posibles correlaciones entre medidas de lluvia. A este semi-variograma experimental se le ajustó un modelo esférico

$$\gamma(h) = \begin{cases} C \left[ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] & 0 \leq h \leq a \\ C & h > a \end{cases} \tag{5}$$

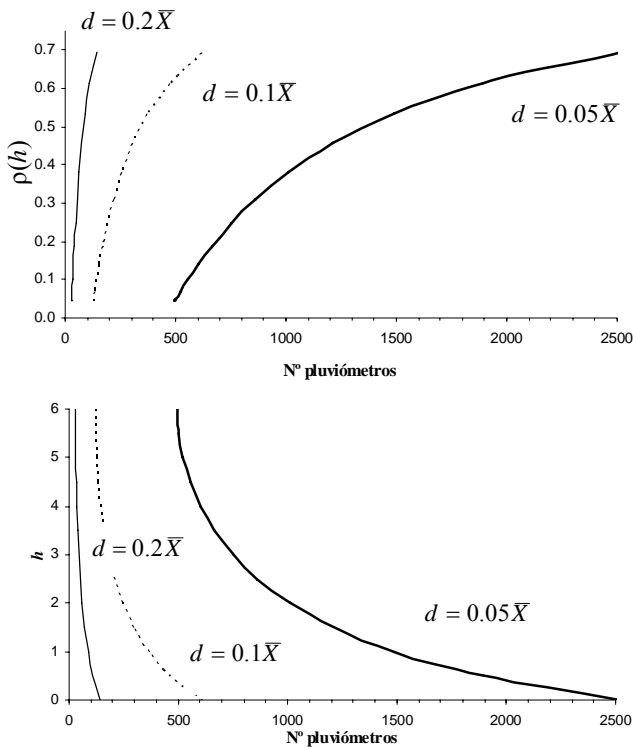
obteniéndose los siguientes parámetros de ajuste:  $C=0.596$  y  $a=6$  ( $r^2= 0.848$ ;  $RSS=0.049$ ). De la siguiente relación entre semi-varianza y auto-correlación

$$\gamma(h) = \text{std}^2 [1 - \rho(h)] \tag{6}$$

se obtuvieron los distintos valores de auto-correlación  $\rho(h)$  para cada intervalo  $h$  necesarios para calcular  $N'$  según (4). La Fig. 3a muestra cómo el número mínimo de pluviómetros se ve incrementado a medida que la correlación  $\rho(h)$  aumenta. Para  $\rho(h) \approx 0$ ,  $N^2/N' \rightarrow N$  ( $N_{20\%} = 28$ ,  $N_{10\%} = 113$ ,  $N_{5\%} = 454$ ), mientras que para valores de  $\rho(h) \approx 0.7$  el número de pluviómetros necesario para caracterizar  $\bar{X}$  resulta prohibitivo (500 y 2500 para  $d=10\%$  y  $d=5\%$ , respectivamente). En términos de separación entre eventos  $h$  (nótese que en este caso  $h$  no se refiere sólo a separación espacial sino también temporal) la Fig. 3b. muestra cómo, para minimizar el número de medidas de lluvia, el espacio entre las mismas debe elegirse próximo al alcance  $a=6$ .

### 4.- Conclusiones

La dinámica espacio temporal de lluvia penetrante en una cuenca forestal del Parque Nacional de Garajonay se estudió mediante un análisis geostatístico. Dado que la lluvia penetrante representa la principal entrada de agua en el suelo, las correlaciones observadas (13 días y 14 m) resultan relevantes en la distribución de humedad en la zona no saturada de la cuenca de estudio. Dichas correlaciones afectan de manera crítica al número mínimo de pluviómetros necesarios para caracterizar la lluvia media.



**Fig. 3.** Número mínimo de pluviómetros,  $N^2/N'$ , necesarios para caracterizar la media de lluvia penetrante acumulada  $\bar{X}$  en términos de a) correlación  $\rho(h)$ ; b) separación  $h$  entre medidas, para distintos intervalos de fiabilidad  $d$ .

*Agradecimientos:* Este trabajo ha sido financiado con fondos del INIA-Programa Nacional de Recursos y Tecnologías Agroalimentarias (Proyecto RTA2005-228). Los autores agradecen el apoyo prestado por el personal del Parque Nacional de Garajonay, y especialmente por el director Ángel Fernández.

## Bibliografía

- Arévalo, J.R. y Fernández-Palacios, J.M. (2003) Spatial patterns of trees and juveniles in a laurel forest of Tenerife, Canary Islands. *Plant Ecol.*, 165, 1-10.
- Buytaert, W., Céleri, R., Willems, P., de Bièvre, B. y Wyseure, G. (2006) Spatial and temporal rainfall variability in mountainous areas: A case study from the south Ecuadorian Andes. *J. Hydrol.*, 329, 413-421.
- Flatman, G.T. y Yfantis, A.A. (1984) Geostatistical strategies for soil sampling: The survey and the census. *Environ. Monit. Assess.* 4, 335-349.
- Holwerda, F., Scatena, F.N. y Bruijnzeel, L.A. (2006) Throughfall in a Puerto Rican lower montane rain forest: A comparison of sampling strategies. *J. Hydrol.*, 327, 592-602.
- Keim, R. F., Skaugset A. E. y Weiler, M. (2005) Temporal persistence of spatial patterns in throughfall. *J. Hydrol.*, 314, 263-274.
- Lloyd, C.R., Gash, J.H.C., Shuttleworth, W.J.U., de O. Marques-Filho, A. (1988) The measurement and modelling of rainfall interception by Amazonian Rain Forest. *Agric. For. Meteorol.*, 43, 277-294.
- Loescher, H.W., Powers, J.S. y Oberbauer, S.F. (2002) Spatial variation of throughfall volume in an old-growth tropical wet forest, Costa Rica. *J. Tropical Ecol.*, 18, 397-407.
- Mulla, D.J., y McBratney, A.B. (2002) Soil spatial variability. p. 343-373. In: A.W. Warrick (ed.) *Soil physics companion*. CRC Press, Florida.
- Nielsen, D.R. y Wendroth O. (2003) *Spatial and temporal statistics: sampling field soils and their vegetation*. Catena Verlag, Reiskirchen.
- Ritter, A., Muñoz-Carpena, R., Regalado, C.M., Vancloster, M. y

Lambot, S. (2004) Analysis of alternative measurement strategies for the inverse optimization of the hydraulic properties of a volcanic soil. *J. Hydrol.*, 295, 124-139.

Skøien, J.O. Blöschl, G. y Western, A.W. (2003) Characteristic space scales and timescales in hydrology. *Water Resour. Res.*, 39, 1304, doi:10.1029/2002WR001736.

Webster, R. y Oliver, M.A. (1990) *Statistical methods in soil and land resource survey*. Oxford University Press, New York.

