

### **3 C.8 - ANÁLISIS ESPACIAL DE RODALES DE *SORGHUM HALEPENSE* EN CULTIVO DE MAÍZ: DIMENSIÓN DE LA MALLA DE MUESTREO**

D. Andújar<sup>1</sup>, A. Ribeiro<sup>2</sup>, A. Paz<sup>3</sup>, C. Fernández-Quintanilla<sup>1</sup>, J. Dorado<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Instituto de Ciencias Agrarias, CSIC, Serrano 115 B, 28006 Madrid

E-mail: andujar@ccma.csic.es

<sup>2</sup>Instituto de Automática Industrial, CSIC, 28500 Arganda del Rey, Madrid

<sup>3</sup>Facultad de Ciencias, Universidade da Coruña, A Zapateira, 15071 La Coruña

**Resumen:** En la mayoría de los estudios sobre distribución espacial de malas hierbas, los puntos de muestreo se toman de acuerdo a una malla regular. En función de la variabilidad espacial, se necesita un tamaño muestral mínimo para obtener un grado de precisión adecuado. En este trabajo, se examinó la dimensión de la malla de muestreo necesaria para obtener un mapa preciso de los rodales de *Sorghum halepense* en un cultivo de maíz. Para ello, se elaboraron mapas de infestación en la primavera de cuatro campañas sucesivas (2005 a 2008), detectando y posicionando el perímetro de los rodales de *S. halepense* con ayuda de un equipo DGPS en una parcela situada en Arganda del Rey (Madrid). Utilizando la información de estos mapas, se crearon cinco mallas regulares de dimensiones diferentes (1□ m, 2□ m, 4□ m, 6□ m y 12□ m), donde cada punto contenía información espacial acerca de presencia o ausencia de mala hierba. El tratamiento geoestadístico de la matriz binaria de datos pertenecientes a la malla de 1□ m indicó la existencia de una fuerte dependencia espacial, pudiendo ajustarse a un modelo exponencial con muy bajo efecto pepita, oscilando el alcance de 12,6 m a 14,6 m según el año. En el otro extremo, considerando la malla de 12□ m, el ajuste de los semivariogramas mostró una escasa dependencia espacial con un elevado efecto pepita. Salvo en la malla de 12□ m, los errores observados en las tramas fueron aceptables, confirmando que la utilización de una malla superior a 8□ m conducía a una deformación de la realidad con pérdida de información.

**Palabras clave:** tamaño muestral, interpolación, distribución espacial.

## **INTRODUCCIÓN**

El modelo de distribución espacial más común de las malas hierbas se caracteriza por la formación de rodales en aquellas zonas más ventajosas para su desarrollo. Esta distribución en rodales permite abordar el manejo de las malas hierbas de manera diferenciada, ajustando la dosis herbicida en función de la presencia y la densidad en cada punto (CHRISTENSEN *et al.*, 1999), siendo posible reducciones de hasta un 90% en el volumen total de herbicida aplicado (JOHNSON *et al.*, 1995).

Este control diferenciado requiere generalmente la creación previa de mapas de infestación, mapas que son transformados a la forma más sencilla para poder ser utilizados en el análisis espacial de malas hierbas (JURADO-EXPOSITO *et al.*, 2003). Sin embargo, la elaboración de mapas conlleva un problema asociado: el alto coste de la obtención de muestras espaciales. Además, conviene no perder de vista la variabilidad espacial existente: los datos son más parecidos entre sí cuanto menor es la distancia entre los puntos muestrales, incrementándose las diferencias a medida que la distancia

entre ellos aumenta (WILES *et al.*, 1993). En la mayoría de los estudios sobre distribución espacial de malas hierbas, los puntos de muestreo se toman de acuerdo a una malla regular, siendo necesario utilizar técnicas de interpolación para elaborar el mapa de infestación. El empleo de mallas de muestreo más finas implica el aumento del tiempo y de los costes. Si se utilizan mallas de baja resolución, se presentan problemas derivados de falta de precisión a la hora de detectar rodales de pequeño tamaño (REW y COUSENS, 2001). La solución pasa por utilizar las mallas más finas posibles, o bien métodos de muestreo continuos.

## MATERIAL Y MÉTODOS

Este estudio ha sido realizado en la finca experimental “La Poveda”, en Arganda del Rey, Madrid, (40° 19' N, -3° 19' W) durante los años 2005, 2006, 2007 y 2008 en un campo de 2,4 ha dedicado a monocultivo de maíz con infestaciones naturales de *Sorghum halepense*. Se empleó atrazina + S-metolaclo-ro (0.96+0.96 kg ia ha<sup>-1</sup>) en preemergencia y rimsulfuron (60 g ia ha<sup>-1</sup>) en postemergencia. El muestreo se realizó en el mes de mayo, con el maíz en estado de cuatro hojas, detectando y posicionando los rodales de *S. halepense* mediante el trazado y registro de sus perímetros. Para ello se contó con un equipo DGPS (corrección diferencial OmniStar) conectado a un Tablet PC con un programa de captura de datos desarrollado para tal efecto. Los datos de campo fueron tratados con ArcInfo (ESRI) para la elaboración de los polígonos que constituían los rodales muestreados. El análisis descriptivo de estos datos consistió en el cálculo del área de cada uno de los rodales, clasificándolos en tres tipos diferentes en función de su tamaño: i) grandes, con una superficie superior a 200 m<sup>2</sup>; ii) medianos, con una superficie entre 25 y 200 m<sup>2</sup>; y iii) pequeños, con una superficie inferior a 25 m<sup>2</sup>. Para el análisis geoestadístico se utilizaron cinco mallas regulares de puntos georreferenciados (1□1 m, 2□2 m, 4□4 m, 6□6 m y 12□12 m) que fueron superpuestas sobre la capa de polígonos, obteniendo información en cada uno de los nodos sobre la presencia o no de *S. halepense*, creando un archivo con información binaria (zonas infestadas vs. limpias).

El análisis geoestadístico se basó en el cálculo de las semivarianzas y su representación en función de la distancia (semivariograma) de cada una de las mallas regulares. El mejor ajuste de los semivariogramas se obtuvo con la función exponencial, siendo este ajuste la base para la realización de la posterior interpolación geoestadística (kriging). Debido a la naturaleza binaria de los datos se utilizó un kriging indicador, a través de la extensión “Geostatistical Analyst”, que asigna la probabilidad a cada zona del mapa creado. La precisión de los mapas interpolados se comprobó realizando una extracción de información de puntos aleatorios en el mapa interpolado, utilizando las mismas posiciones en todas las mallas regulares. Las probabilidades obtenidas con el kriging indicador en cada uno de estos puntos aleatorios fueron transformadas a valores: 0 cuando la probabilidad era inferior a 0,46; 1 cuando la probabilidad era superior a 0,54; 0,5 en el intervalo intermedio. Los datos se analizaron estadísticamente con SPSS, calculando los coeficientes de correlación de Pearson entre los datos reales observados y los interpolados, en función de la dimensión de malla y del año de estudio. Del mismo modo, se estudió la interpolación más adecuada en cada malla y año basándose en el porcentaje de predicción.

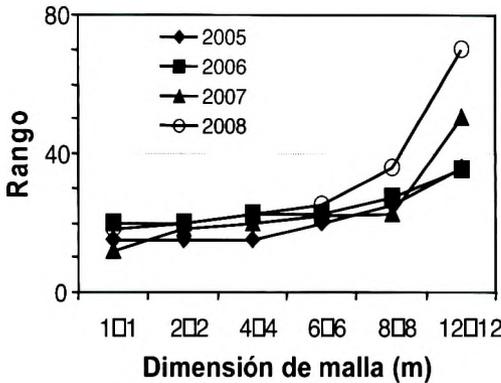
## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Del análisis descriptivo inicial se desprende que la mayor parte de terreno estaba ocupada por rodales grandes (83% del total), mientras que los rodales de tamaño mediano y pequeño suponían un 11% y 6%, respectivamente.

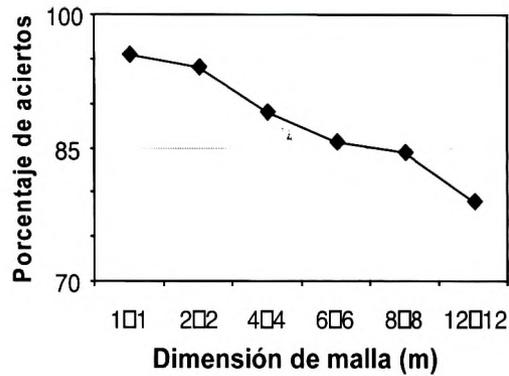
Respecto al análisis de dependencia espacial, se han obtenido los semivariogramas indicativos correspondientes a cada una de las mallas y cada uno de los años de estudio. Del análisis de los datos obtenidos con la malla de 1□1 m se desprendió la existencia de una fuerte dependencia espacial, siendo el alcance medio de 16 m. En el otro extremo, considerando la malla de 12□12 m, el ajuste de los semivariogramas mostró una muy baja dependencia espacial con un elevado efecto pepita, existiendo un patrón de dependencia espacial muy similar entre años (Figura 1). Los datos

interpolados de las mallas de 1×1 y 2×2 m mostraron una fuerte correlación con los datos reales, no existiendo diferencias significativas entre ambas. En cambio, las correlaciones disminuyeron en función del tamaño de malla, observándose un descenso brusco en la malla de 12×12 m (Tabla 1). Respecto a la precisión de los mapas (Figura 2), el porcentaje medio de aciertos en las mallas de 1×1 y 2×2 m fue muy similar y elevado (cerca al 95%). La malla de 4×4 m, aun manteniendo un porcentaje elevado de predicción (88%), resultó significativamente inferior a los anteriores. El mayor porcentaje de errores fue observado en la malla de 12×12 m, donde la predicción descendió hasta el 79%.

Por tanto, los resultados obtenidos indicaron un error no asumible en la malla de 12×12 m. Salvo en esta malla, los errores observados en el resto de tramas son aceptables, lo que aconseja no utilizar mallas superiores a 8×8 m en la interpolación de los datos.



**Figura 1.** Variación del alcance según el espaciado de la malla.



**Figura 2.** Evolución de la predicción en porcentaje (media de cuatro años)

**Tabla 1:** Coeficientes de correlación de Pearson (\*\* nivel significación bilateral=0,01) entre los datos interpolados y los datos reales, en función del tamaño de malla y del año.

Dimensión de malla	2005	2006	2007	2008
1×1 m	0,95**	0,95**	0,94**	0,93**
2×2 m	0,89**	0,89**	0,87**	0,87**
4×4 m	0,78**	0,77**	0,72**	0,73**
6×6 m	0,65**	0,68**	0,65**	0,65**
8×8 m	0,62**	0,64**	0,58**	0,58**
12×12 m	0,47**	0,50**	0,48**	0,41**

## CONCLUSIONES

La utilización de mallas de muestreo de pequeñas dimensiones proporciona una visión adecuada del comportamiento de las malas hierbas dentro del campo. Sin embargo, el uso de mallas de baja resolución supone una gran pérdida de información, produciendo una deformación de la realidad, lo que hace desaconsejable su uso.

## BIBLIOGRAFÍA

- CHRISTENSEN, S.; WALTER, A.M.; HEISEL, T. (1999). The patch treatment of weeds in cereals. 1999 *Brighton Conference: Weeds*, vol. 1-3, 591-600.
- JOHNSON, G.A.; MORTENSEN, D.A.; MARTIN, A.R. (1995). A simulation of herbicide use based on weed spatial-distribution. *Weed Research*, 35, 197-205.
- JURADO-EXPOSITO, M.; LÓPEZ-GRANADOS, F.; GARCÍA-TORRES, L.; *et al.* (2003). Multi-species weed spatial variability and site-specific management maps in cultivated sunflower. *Weed Science*, 51, 319-328.
- REW, L.J.; COUSENS, R.D. (2001). Spatial distribution of weeds in arable crops: are current sampling and analytical methods appropriate? *Weed Research*, 41, 1-18.
- WILES, L.J.; GOLD, H.J.; WILKERSON, G.G. (1993). Modeling the uncertainty of weed density estimates to improve postemergence herbicide control decisions. *Weed Research*, 33, 241-252.

Summary: Spatial analysis of *Sorghum halepense* patches in maize crops: Sampling size. In most of the studies on weed spatial distribution sampling points are usually distributed on a regular grid. In order to get a desirable degree of accuracy, the sample size depends to large extent on the spatial distribution of weeds. This work examined the best sampling size to obtain a precise map of *Sorghum halepense* patches in a maize crop. Weed infestation maps were generated at springtime of four successive years (2005 to 2008) by detecting and positioning the perimeter of *S. halepense* patches with a DGPS equipment in a field located in South-eastern Madrid. With the information of these maps, five regular grids of different sizes were created (10 m, 20 m, 40 m, 60 m and 120 m), where each point contained spatial information about presence or absence of weed. The geostatistical treatment of the binary matrix from 10 m grid data indicated the existence of a strong spatial dependence, with the exponential model providing a good fit with very low nugget effect and a range oscillating from 12.6 to 14.6 m depending on the year. Considering the 120 m grid, the semivariograms showed a little spatial dependence with a high nugget effect. With the exception of the 120 m grid, the rest of sampling sizes had acceptable errors, confirming the use of sample size greater than 80 m distorts the actual facts and leads to a loss of information.

Key words: sample size, kriging, spatial distribution.