



Análisis geoestadístico de macroelementos, microelementos y metales pesados extraídos con Mehlich-3 en una microparcela de viñedo

Geostatistical analysis of macroelements, microelements and heavy metals extracted with Mehlich-3 on a vineyard microplot

Irene VARELA VILA¹, Eliana Marcela CÁRDENAS-AGUIAR¹, Marcos LADO LIÑARES¹, Antonio PAZ GONZÁLEZ¹, Eva VIDAL VÁZQUEZ^{1*}

¹Grupo AQUATERRA, Centro Interdisciplinar de Química e Bioloxía (CICA), Universidade da Coruña (UDC), A Coruña, España

*Autor de contacto: evidal@udc.es

<https://doi.org/10.17979/cadlaxe.2023.45.0.10120>

received: 4/12/2023 accepted: 14/12/2023

Abstract

A geostatistical analysis of macroelements (P, K, Ca, Mg), microelements (Fe, Mn, Cu, Zn) and heavy metals (Cd, Cr, Ni, Pb) extracted with the solution Mehlich-3 was carried out at the microplot scale in a vineyard of the Ribeiro area, Ourense, Spain. The data set studied consisted of 80 samples collected along five transects, with 16 points per transect and a distance between neighbouring points of 0.8 m. The elements extracted with Mehlich-3 presented a spatial dependency, which was described by means of spherical models, except for Mn that fitted an exponential model. The adjusted semivariograms showed a strong spatial dependency, except for Zn and Pb, which exhibit moderate spatial dependency. Therefore, it was verified that the elements extracted with Mehlich-3 can present an important spatial variability even at small distances. The kriging maps showed important differences regarding the spatial distribution, between the zones of the microplot and between the elements studied. It has to be emphasized that the spatial distribution of cationic macronutrients (K, Ca and Mg) turned out to be highly

dependent upon the position of the rows and the streets of the vineyard; in this way these three elements showed lower concentration in the surroundings of the row, which may be attributed to the withdrawal of such elements by the plant.

Keywords: available elements, Mehlich-3, geostatistics, microplot

Resumen

Se llevó a cabo un análisis geoestadístico de macroelementos (P, K, Ca, Mg), microelementos (Fe, Mn, Cu, Zn) y metales pesados (Cd, Cr, Ni, Pb) extraídos con la solución Mehlich-3 en una microparcela encuadrada en un viñedo del Ribeiro, Ourense, España. Se tomaron 80 muestras a lo largo de cinco transectos, con 16 puntos por transecto y una distancia entre puntos vecinos de 0,8 m. Los elementos extraídos con Mehlich-3 presentaron una dependencia espacial descrita mediante modelos esféricos, excepto el Mn que presentó un modelo exponencial. Los semivariogramas ajustados presentaron una fuerte dependencia espacial, excepto para Zn y Pb, con dependencia espacial moderada. Por tanto, se comprobó que los elementos extraídos con Mehlich-3 pueden presentar una importante variabilidad espacial a pequeñas distancias. Los mapas de krigeado mostraron importantes diferencias en cuanto a la distribución espacial, entre las zonas de la microparcela y entre los distintos elementos estudiados. Cabe destacar que la distribución espacial de los macronutrientes catiónicos (K, Ca y Mg) presentó relación con la localización de las hileras y las calles del viñedo, de modo que estos tres elementos aparecen en menor concentración en el entorno de la hilera, posiblemente debido a la extracción de los mismos por la planta.

Palabras clave: elementos disponibles, Mehlich-3, geoestadística, microparcela

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de la variabilidad espacial ha sido reconocido como una tarea fundamental cuando se pretende describir y analizar un gran número de fenómenos naturales. La variabilidad muestra con frecuencia un comportamiento aparentemente errático, de modo que no es posible estudiar la misma de manera adecuada mediante la estadística clásica, ya que el cálculo de las frecuencias de distribución no tiene en cuenta la distancia a la que fueron recogidas las muestras en el campo, y asume la independencia entre los resultados medidos en lugares próximos. Por ello, para analizar adecuadamente la estructura de la dependencia espacial, conviene utilizar técnicas como el análisis geoestadístico (JOURNEL, 1986); la geoestadística permite tener en cuenta la variación continua de una propiedad, que se manifiesta mediante la dependencia espacial de los valores de la misma muestreados en puntos vecinos.

En las últimas décadas se ha ido admitiendo que las propiedades del suelo pueden presentar una importante variabilidad espacial, incluso a pequeñas distancias, (TRANGMAR *et al.*, 1985; WARRICK *et al.*, 1986; PAZ GONZÁLEZ *et al.*, 2001; CARIDAD-CANCELA *et al.*, 2005; CHIBA *et al.*, 2010; MORALES *et al.*, 2011; PAZ-FERREIRO *et al.*, 2016). Dicha variabilidad está asociada, por un lado, a los factores y procesos de formación y, por otro, al uso y manejo del suelo. En general, la variabilidad espacial de las propiedades edáficas es menor en suelos naturales que en suelos de cultivo; esto se debe a que, en estos últimos, dichas propiedades están más afectadas por el manejo del suelo, y no solo por los factores y procesos de formación (PAZ-GONZÁLEZ *et al.*, 1996, 2000; INGARAMO *et al.*, 2007). Además, está bien establecido que la caracterización de la variabilidad espacial de las propiedades del suelo es fundamental para comprender mejor la interacción de las mismas con factores medioambientales (VIDAL VÁZQUEZ *et al.*, 2009; VIEIRA *et al.*, 2010b; GARCÍA-TOMILLO *et al.*, 2017).

Por otro lado, los modelos de dependencia espacial de datos puntuales de diferentes propiedades del suelo encuentran una importante aplicación para estimar las mismas en aquellos puntos en que no han sido muestreados, por ejemplo, la estimación o la predicción de elementos nutritivos se puede utilizar en agricultura de precisión para recomendar dosis de fertilizantes (DAFONTE *et al.*, 2010; SIQUEIRA *et al.*, 2016; GARCÍA-TOMILLO *et al.*, 2017).

La variabilidad espacial de los suelos de cultivo ha sido estudiada a diferentes escalas, en parcelas con superficies que oscilan desde pocos metros hasta varias hectáreas: por ejemplo, PAZ GONZÁLEZ *et al.* (2001) compararon la variabilidad espacial de suelos de cultivo y monte en parcelas adyacentes de 100 m², mientras que GARCÍA-TOMILLO *et al.* (2017) caracterizaron una parcela con una superficie de 10 ha. El estudio de las propiedades generales y los elementos nutritivos de los suelos de viñedo de la Comunidad

Autónoma de Galicia ha sido abordado previamente por diferentes autores (e.g. FERNÁNDEZ CALVIÑO *et al.*, 2009). Sin embargo, la variabilidad espacial de las características de estos suelos a pequeña escala ha sido poco estudiada, siendo la excepción un trabajo de FERNÁNDEZ CALVIÑO *et al.* (2013) sobre fracciones de cobre en una parcela de 241,5 m² ubicada en la Denominación de Origen Ribeiro. En base a lo anterior, el objetivo de este trabajo es conocer la variabilidad espacial a escala de parcela para lo cual se ha llevado a cabo un análisis geoestadístico de macronutrientes (P, K, Ca y Mg), micronutrientes (Fe, Mn, Cu y Zn) y metales pesados (Pb, Cd, Cr y Ni) en una microparcela de 20 m² de extensión.

2. MATERIAL Y MÉTODOS

2.1. Localización de la parcela experimental y toma de muestras

El trabajo se realizó en una finca experimental, de 1,1 ha de superficie, anexa a la Estación de Viticultura y Enología de Galicia (EVEGA), en la comarca del Ribeiro de Avia, que se ubica en el municipio de Leiro, provincia de Ourense (latitud: 42° 21,62' N, longitud: 8° 7,02' W, y altitud 100 m). El clima es de tipo templado-húmedo, atlántico, con un déficit hídrico estival, lo que proporciona cierto carácter de transición al clima mediterráneo (MIRÁS-AVALOS *et al.*, 2012). La temperatura media anual se cifra en 13,5°C y la precipitación media anual es de 1247,82 mm. El material de partida es granítico. El valor medio de pH_(H₂O) del suelo es de 4,9 (mínimo 4,2 y máximo 5,6). El suelo se clasifica como Inceptisol, según Soil Taxonomy (SOIL SURVEY STAFF, 2022) y como Umbrisol húmico según el referencial mundial de suelos (IUSS-WRB, 2022). En la parcela estudiada, las vides están plantadas en espaldera en sentido perpendicular a la pendiente. El suelo se maneja en laboreo convencional con una labranza anual en primavera y los frecuentes pases de tractor para la realización de diferentes operaciones agrícolas originan marcas de rodadas que son muy patentes.

Se tomaron 80 muestras de suelo que fueron recogidas a lo largo de cinco líneas paralelas. En cada una de las líneas se tomaron 16 muestras espaciadas 0,5 m. Una de estas líneas estaba ubicada debajo de la línea de plantas, otras dos líneas sobre las rodadas del tractor y los dos restantes entre rodada. La profundidad de muestreo fue de 0,0-0,2 m. En dichas muestras, el contenido de la arena oscila entre 48,00% y 61,60%, el limo entre 13,10% y 17,70% y la arcilla varía entre 23,50% y 35,50%. Del conjunto de las 80 muestras estudiadas, 70 presentaron textura franca y 10 textura franco-limosa.

2.2 Análisis de elementos disponibles

Para extraer los elementos disponibles se empleó la solución Mehlich-3, siguiendo el procedimiento descrito en ABREU *et al.* (2002) y VIDAL-VÁZQUEZ *et al.* (2005). La solución Mehlich-3 es una mezcla de ácidos (0,2 M CH₃COOH, 0,25 M NH₄NO₃, 0,015M NH₄F, 0,013 HNO₃) con un agente quelante (0,001 EDTA) a pH 2,5 que permite extraer cantidades de nutrientes de la solución en posiciones intercambiables y asociada a la materia orgánica. Para efectuar la extracción, se tomaron 5 cm³ de tierra fina, a los

que se añadieron 20 ml de la solución Mehlich-3. A continuación, se agitaron durante 5 minutos en un agitador horizontal con movimiento circular. Inmediatamente después se filtró la suspensión y el filtrado se guardó en frascos en nevera a 4°C mientras no se llevó a cabo la medida. La determinación se efectuó mediante ICP-AES, usando un equipo Jobin Yvon JY 50-P.

2.3. Análisis estadístico y geoestadístico

Se llevó a cabo un análisis estadístico preliminar, evaluando la media, el máximo, el mínimo, la desviación estándar, el coeficiente de variación (CV), la asimetría y la curtosis.

El análisis geoestadístico se implementó mediante el cálculo de los semivariogramas experimentales y el ajuste a modelos teóricos de los mismos, seguido de la obtención de mapas por krigado (VIEIRA, 2000; VIEIRA *et al.*, 2010a). El semivariograma muestral se obtiene a partir de la semivarianza, que mide la similitud existente entre observaciones situadas a una determinada distancia. El semivariograma experimental se obtiene mediante la siguiente relación:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (1)$$

Donde $\gamma(h)$ es la semivarianza; $N(h)$ es el número de pares de observaciones que se incluyen en cada intervalo de distancia o lag; $Z(x_i)$ es el valor de la variable en el punto x_i ; y $Z(x_i+h)$ es el valor de la variable en un punto ubicado a una distancia h del punto x_i .

La dependencia espacial, representada mediante un semivariograma, se manifiesta como una medida de la correlación entre muestras que disminuye con el aumento de la distancia de separación entre las mismas, y desaparece completamente cuando la distancia entre puntos de muestreo es suficientemente grande para que la dependencia espacial no pueda ser detectada, en cuyo caso las muestras son consideradas estadísticamente independientes (VIEIRA, 2000; PAZ GONZÁLEZ *et al.*, 2001).

Una vez calculado el semivariograma experimental de cada variable, se ajustaron modelos teóricos al mismo, en particular el modelo esférico y el modelo exponencial. Posteriormente, se llevó a cabo la validación cruzada con objeto de conocer la bondad del ajuste de los semivariogramas. Finalmente, se empleó el krigado para obtener estimaciones de las variables estudiadas en puntos de muestreados, siendo cartografiados los resultados (VIEIRA, 2000).

3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

3.1. Análisis estadístico

En la Tabla 1 se presentan los resultados estadísticos de los 12 elementos extraídos con Mehlich-3. El contenido medio en P extraído con la solución Mehlich-3 ascendió a

197,40 mg/kg, con un mínimo de 138,69 mg/kg y un máximo de 319,46 mg/kg. El contenido medio en K se cifró en 386,24 mg/kg, oscilando entre 225,74 y 571,51 mg/kg. Los contenidos medios en Ca y Mg, presentan valores de 502,45 mg/kg y 220,92 mg/kg, respectivamente, que son elevados teniendo en cuenta que el $\text{pH}_{(\text{H}_2\text{O})}$ medio es de 4,90 (VARELA VILA, 2022); estos resultados también están asociadas a la naturaleza calcoalcalina de los granitoides que forman el material de partida. Los CVs de estos cuatro elementos son bajos (< 25%) para P y K, e intermedios (25% a 75%) para Ca y Mg.

Las concentraciones de Fe y Mg también son elevadas, ascendiendo a 371,23 mg/kg y 158,37 mg/kg, respectivamente, estando igualmente relacionadas con el material de partida. La solución Mehlich-3 pudo extraer 41,97 mg/kg de Cu, lo que supone una proporción importante del Cu total, que ascendió a 93,57 mg/kg (VARELA VILA, 2022); estos contenidos en Cu son superiores a los valores de fondo que cabe esperar en la zona estudiada, de litología granitoide; por tanto, se pone en evidencia un importante aumento del Cu del suelo, debido a la aplicación de productos fitosanitarios, en particular a la pulverización mediante el uso de sulfatos de cobre. Las concentraciones medias de Zn alcanzan 2,84 mg/kg, resultando ser muy inferiores a las de los restantes microelementos. Los valores de los CVs son 6% para Fe, 14% para Mn, 15% para Cu y 29% para Zn.

Tabla 1. Estadística descriptiva de los elementos extraídos con Mehlich-3.

Elemento	Media	Mínimo	Máximo	σ *	C.V.* (%)	Asimetría	Curtosis
P	197,40	138,69	319,46	45,58	23	1,12	0,42
K	386,24	225,74	571,51	90,06	23	-0,10	-1,10
Ca	502,45	109,79	929,38	207,29	41	0,13	-0,68
Mg	220,92	85,22	340,94	63,77	29	-0,19	-0,42
Fe	371,23	319,39	413,30	22,88	6	-0,18	-0,54
Mn	158,37	100,83	211,34	23,38	14	0,20	-0,45
Cu	41,97	26,31	54,95	6,53	15	-0,14	-0,48
Zn	2,84	1,18	5,11	0,83	29	0,43	-0,19
Cd	0,02	0,00	0,03	0,01	50	-0,17	-0,59
Cr	0,12	0,06	0,44	0,06	50	2,74	8,90
Ni	0,20	0,12	0,36	0,07	35	0,95	-0,34
Pb	3,93	3,23	4,73	0,27	6	0,31	0,64

* σ : Desviación típica, C.V.: coeficiente de variación

El resto de metales pesados se encuentran en pequeñas concentraciones, con valores medios de 3,93 mg/kg para Pb, 0,20 mg/kg para Ni, 0,12 mg/kg para Cr y 0,02 mg/kg para Cd. Los CVs son elevados para Cd, Cr y Ni y muy bajos para Pb.

3.2. Análisis geoestadístico

En general, todos los elementos estudiados mostraron una fuerte dependencia espacial, como puede verse por los valores de efecto pepita cercanos a cero de los modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales (Tabla 2). De este modo, el valor del efecto pepita se estableció en cero para P, Ca, K, Mg, Fe, Mn, Cu, Cd y Ni. Para Cr y Pb este parámetro también fue próximo a cero. Por tanto, la excepción a este comportamiento general fue el Zn, que presentó el mayor efecto pepita, indicando una variabilidad a distancias pequeñas que no fue posible caracterizar con el diseño de muestreo empleado.

Para evaluar la bondad del ajuste se utilizó la validación cruzada teniendo en cuenta las diferencias entre los errores medios, los errores cuadráticos medios y el error cuadrático medio adimensional (Vieira, 2000). Los modelos de semivariograma que mejor se ajustaron fueron principalmente esféricos, como suele suceder con muchas propiedades de los suelos. Tan solo el Mn se desvió de este patrón, con un modelo exponencial. Son numerosos los trabajos en los que el modelo esférico es el que se ha empleado con más frecuencia para describir la variabilidad espacial de las propiedades del suelo, siendo el modelo exponencial el segundo en orden de importancia (TRANGMAR *et al.*, 1985; PAZ GONZÁLEZ *et al.*, 2000, 2001; VIEIRA, 2000; ULLOA GUITIÁN, 2002; SIQUEIRA *et al.*, 2016; DAFONTE *et al.*, 2010; VIEIRA *et al.*, 2010b; GARCÍA TOMILLO *et al.*, 2017).

Tabla 2. Parámetros de los modelos de semivariograma ajustados a los elementos extraídos con Mehlich-3 (C_0 = efecto pepita, C_1 = varianza estructural, a = alcance (cm)).

Elemento	Modelo	C_0	C_1	a (cm)
P	Esférico	0,000	285,499	85,618
Ca	Esférico	0,000	24916,880	97,523
K	Esférico	0,000	5551,395	95,790
Mg	Esférico	0,000	2503,615	85,868
Fe	Esférico	0,000	238,649	79,709
Mn	Exponencial	0,000	505,658	156,633
Cu	Esférico	0,000	42,994	300,000
Zn	Esférico	0,258	0,461	300,000
Pb	Esférico	0,049	0,030	338,878
Cd	Esférico	0,000	0,000	77,588
Cr	Esférico	0,002	0,002	300,000
Ni	Esférico	0,000	0,003	109,020

Los alcances de los semivariogramas ajustados oscilaron entre 77,6 cm para Cd y 338,9 cm para Pb. En todos los casos fueron menores que la mayor distancia entre puntos de muestreo, lo cual es indicativo de que con la red de muestreo empleada se consiguió caracterizar toda la dependencia espacial de la mayor parte de los elementos estudiados, lo que también es síntoma de que las variables analizadas se comportan como estacionarias.

Entre otros autores que estudiaron la dependencia espacial de propiedades del suelo a pequeña escala, se puede citar el estudio de PAZ GONZÁLEZ *et al.* (2000) en dos microparcels de 100 m², dedicadas a monte y cultivo. En este estudio se comprobó que diversas propiedades generales del suelo, entre ellas materia orgánica, pH, fracciones texturales y cationes y variables del complejo de cambio, presentaban dependencia espacial. También se observó que la parcela cultivada presentaba menor grado de heterogeneidad espacial que la parcela de monte; sin embargo, el efecto pepita de los semivariogramas obtenidos para las parcelas de cultivo fue menor y, por tanto, la continuidad en el origen fue mayor, con respecto a los suelos de monte.

Las figuras 1, 2, 3, 4, 5 y 6 muestran los correspondientes mapas de krigado de las variables analizadas. Los mapas de krigado pusieron de manifiesto que los elementos estudiados presentan dos patrones diferentes: aquellos elementos cuya distribución parece no estar relacionada con la posición que ocupan las distintas zonas del viñedo muestreadas (rodada, entre rodada, línea de cultivo) y aquellos que sí muestran cierta relación con las mismas. Destaca que los principales nutrientes catiónicos (K, Ca y Mg) aparecen en concentraciones más bajas a lo largo de la hilera del cultivo que en las zonas adyacentes. Esto podría estar causado por el efecto extractivo de las plantas, que lleva a una disminución de estos nutrientes en la zona de influencia del mismo.

Por otro lado, la concentración de estos nutrientes no es igual a ambos lados de la hilera del cultivo, sino que es mayor en la parte superior de la gráfica que en la inferior. Este comportamiento es consistente para estos tres elementos: K, Ca y Mg.

En realidad, los mapas de krigado abarcan la zona más baja de la calle superior y la zona más alta de la calle inferior, dentro de una parcela orientada perpendicularmente a la pendiente; por ello las diferencias entre las calles también podrían estar relacionadas con otros factores, como, por ejemplo, la redistribución de fertilizantes durante las operaciones de laboreo, su movilización asociada a erosión laminar, o una combinación de ambas.

El P, por su parte, pertenece al grupo de elementos cuya distribución espacial no está claramente relacionada con la hilera del cultivo (Figura 1) ya que, aunque puede encontrarse una cierta disminución de la concentración en la parte central del mapa en comparación con las partes superior e inferior, el gradiente mayor se produce en la dirección de izquierda a derecha, encontrándose los valores menores en la primera de ellas.

Los mapas de kriging de P, K, Ca y Mg muestran que las microzonas que se han podido cartografiar presentan diferencias muy notables, de modo que el contenido de estos elementos se puede multiplicar por un factor del orden de 3 a 10 entre unas y otras (Figuras 1 y 2).

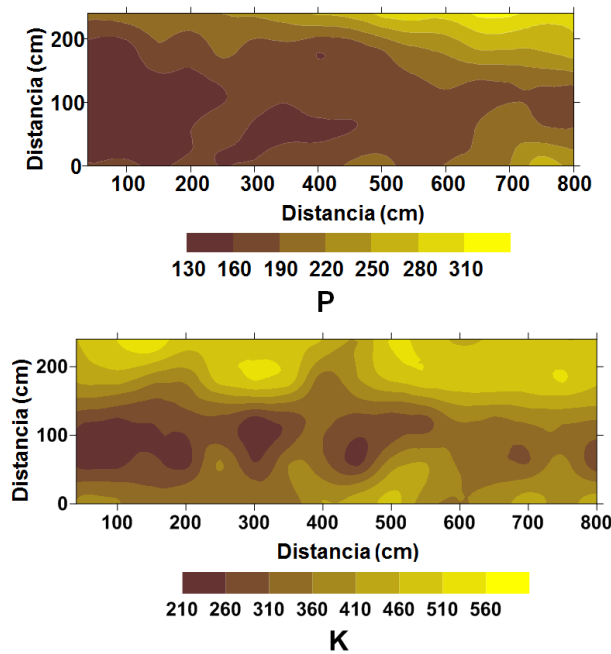


Figura 1. Mapas de kriging para P y K en la microparcela (mg/kg).

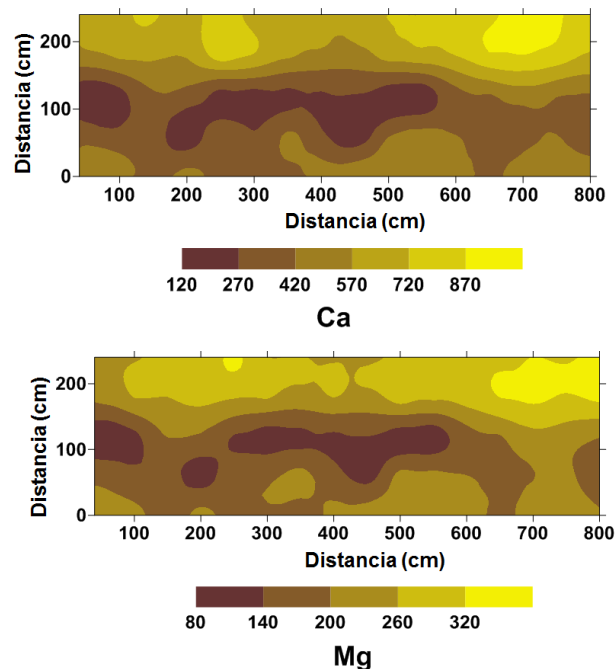


Figura 2. Mapas de kriging para Ca y Mg en la microparcela (mg/kg).

Las mayores diferencias de concentración dentro de la microparcela se obtuvieron para el Ca, de modo que se cartografiaron microzonas con concentraciones que oscilaron entre 120-270 y otras con 870 -1020 mg/kg. Esta amplia variabilidad del Ca extraído con Mehlich-3 concuerda con el rango de variación de $\text{pH}_{(\text{H}_2\text{O})}$ que equivale a 1,4 unidades de

pH. En el caso del K, las concentraciones mínimas y máximas variaron entre 210-260 y 560-610 mg/kg; para Mg, las oscilaciones fueron entre 80-140 y 320-380 mg/kg. Finalmente, la distribución espacial del P presentó, en términos relativos, menores oscilaciones que los tres elementos anteriores pero que todavía pueden considerarse importantes, con cifras comprendidas entre 130-160 y 310-340 mg/kg.

El Fe y Mn (Figura 3) siguen un comportamiento muy similar entre sí. Estos elementos no figuran entre aquellos incluidos en los fertilizantes, por lo que su distribución no estaría relacionada con esta aplicación, sino que estaría asociada a factores edáficos.

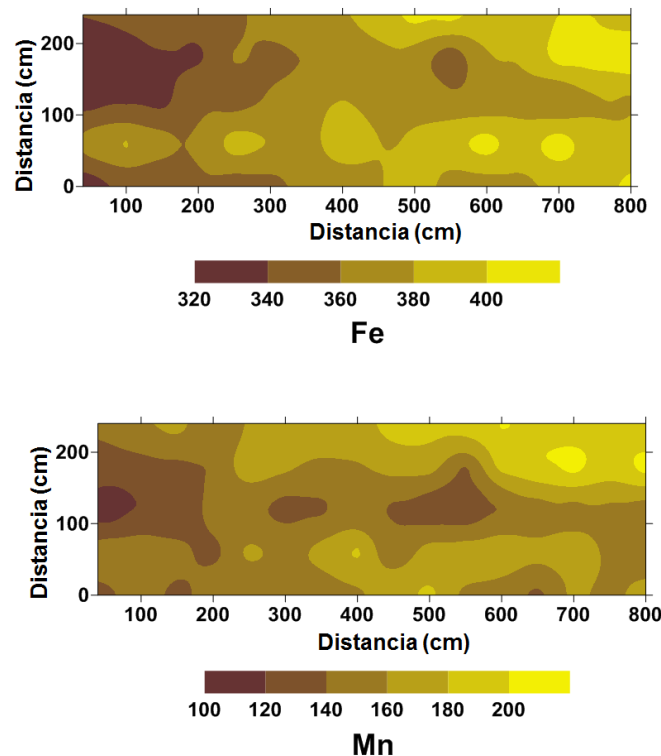


Figura 3. Mapas de krigeados para Fe y Mn en la microparcela (mg/kg).

Las diferencias relativas entre microzonas de los mapas de krigeados de los micronutrientes Fe y Mn son inferiores a las obtenidas para P, K, Ca y Mg. Así, el Fe osciló entre 310-340 y 400-420 mg/kg mientras que, en el caso del Mn las concentraciones variaron de 100-120 a 200-220 mg/kg. Por tanto, en términos relativos, los contenidos de Fe y Mn extraídos con Mehlich-3 en las zonas con valores máximos no llegan a duplicar a los de aquellas con valores mínimos.

Se puso de manifiesto que, en general, hay más fuentes de variabilidad espacial para los macro- que para los micronutrientes. En efecto, la principal fuente de micronutrientes en el suelo es el material de partida, si se exceptúa el caso del Cu. Por contra, los macronutrientes dependen no solo del material de partida, sino que son aportados como fertilizantes (P y K) o durante enmiendas llevadas a cabo para corregir la acidez (Ca y Mg).

Otras fuentes de variabilidad de elementos en el cultivo pueden ser la extracción por las raíces de la vid y la redistribución durante la erosión hídrica. Tanto los macro- como los

micronutrientes son extraídos por la vid, pero el hecho de que los primeros sean necesarios en mayores cantidades, determina que el efecto de las hileras sea más perceptible para K, Ca y Mg y en menor medida para P, mientras que no se aprecia en Fe y Mn.

Al igual que el Fe y Mn, el resto de micronutrientes y metales pesados (Figuras 4, 5 y 6) también presentan una distribución espacial que no parece estar relacionada con la organización espacial de las hileras y las calles del viñedo. Esto es llamativo en el caso del Cu, ya que su uso como principal fungicida en la vid y su lavado de la parte aérea de la planta, hace que muchos viñedos presenten valores altos de este metal en los horizontes superiores de los suelos. En consecuencia, cabría esperar también una distribución espacial con mayores concentraciones a lo largo de la hilera del cultivo para descender hacia los laterales en las calles entre hileras. Sin embargo, en este caso no se observa este fenómeno, sino que la distribución está muy suavizada a lo largo de toda la parcela, sin cambios bruscos de concentración, lo que parece descartar una acumulación en el suelo como consecuencia de los tratamientos de fungicida.

Para el Cu, las concentraciones extraídas con Mehlich-3 son notables, oscilando entre 26-32 y 56-62 mg/kg, es decir, que se duplican entre las áreas con menor y mayor abundancia de este elemento. Por su parte, las concentraciones de Zn cartografiadas (Figura 4) oscilaron entre 1,8 - 2,2 y 4,6 - 5 mg/kg, pudiendo ser consideradas normales para suelos desarrollados sobre granito e indicando que este elemento no ha sido aportado por fertilización. Por tanto, al igual que para otros micronutrientes (Fe, Mn y Cu), la concentración de este elemento es del orden de dos veces mayor en las microzonas con mayores que en aquellas con menores contenidos.

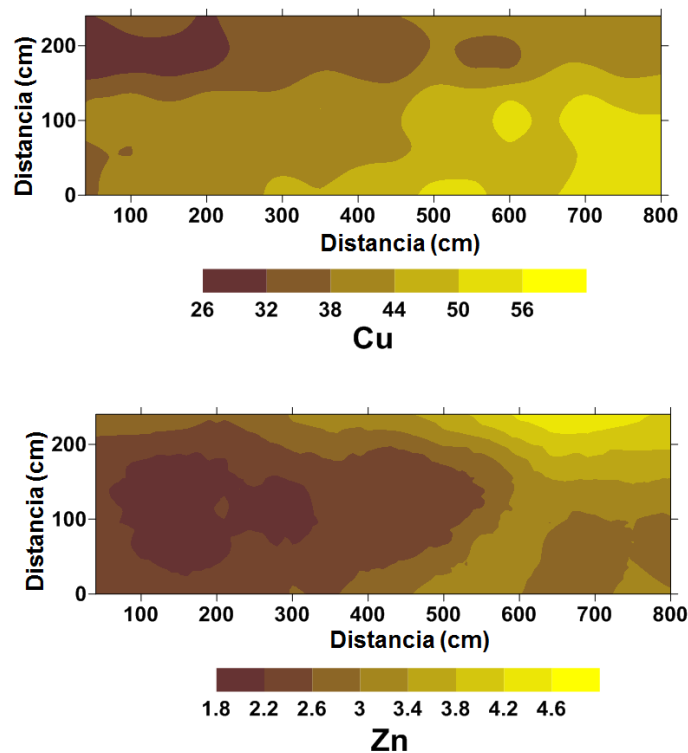


Figura 4. Mapas de krigeado para Cu y Zn en la microparcela (mg/kg).

El Cd extraído con Mehlich-3 osciló entre 0,011-0,014 y 0,026-0,029 mg/kg, mientras que el Pb lo hizo entre 3,65-3,75 y 4,15-4,25 mg/kg (Figura 5). Por último, para el Cr se cartografiaron microzonas con contenidos que oscilaron entre 0,07-0,10 y 0,19-0,22 mg/kg, mientras que para el Ni lo hicieron entre 0,10-0,14 y 0,34-0,38 y 1,8-2,2 mg/kg. Las concentraciones de Cd, Pb, Cr y Ni observadas en las Figuras 5 y 6 son del mismo orden de magnitud que las obtenidas por GARCÍA TOMILLO *et al.* (2017) en un suelo desarrollado sobre sedimentos terciarios en la comarca de Terra Chá.

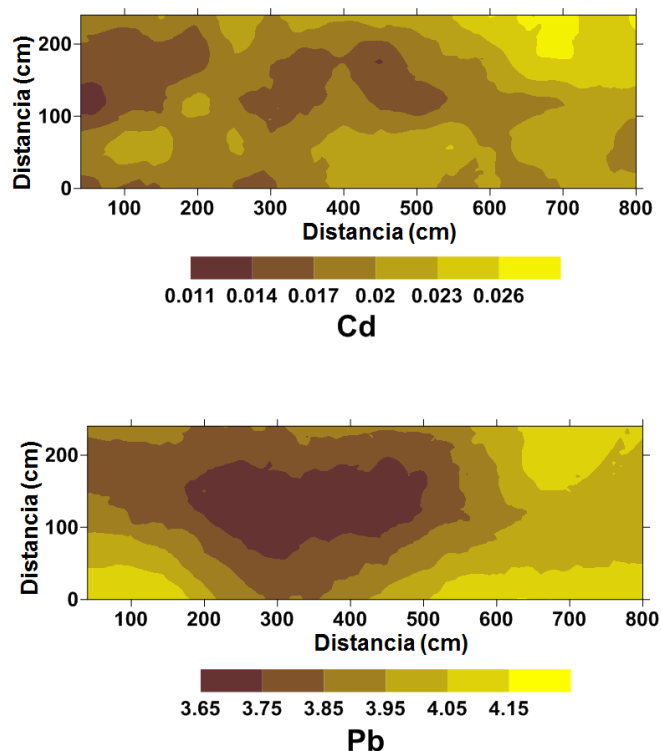


Figura 5. Mapas de krigeado para Cd y Pb en la microparcela (mg/kg).

Las Figuras 5 y 6 también muestran que las microzonas con valores máximos y mínimos de Cd, Pb, Cr y Ni no presentan paralelismo entre sí. Por ejemplo, las menores concentraciones de Pb claramente se observan en la zona centro a centro-izquierda y las mayores en el borde superior a la derecha y en los bordes inferior y superior a la izquierda de la Figura 5. Las microzonas descritas para el mapa de krigeado de Pb, no encuentran equivalencia en los mapas de Cd, Cr y Ni, cada uno de los cuales responde a un patrón de distribución espacial diferente.

Se comprobó que los elementos extraídos con Mehlich-3 tienen una fuerte dependencia espacial a excepción del Zn y el Pb. En efecto, la relación C_0/C_0+C_1 está comprendida entre 0,25 y 0,75 para Zn y Pb, y es igual a cero o muy próxima a cero para los restantes elementos. Siguiendo los criterios de CAMBARDELLA *et al.* (1994), la dependencia espacial puede considerarse moderada para Zn y Pb y fuerte para los restantes elementos. En segundo lugar, se puso de manifiesto que las distribuciones espaciales de estos elementos solamente están relacionadas con la localización de las diferentes zonas existentes en el viñedo en el caso de los macronutrientes catiónicos, los cuales aparecen

en menor concentración en la hilera del cultivo posiblemente por la extracción que ha hecho de ellos la planta para su consumo.

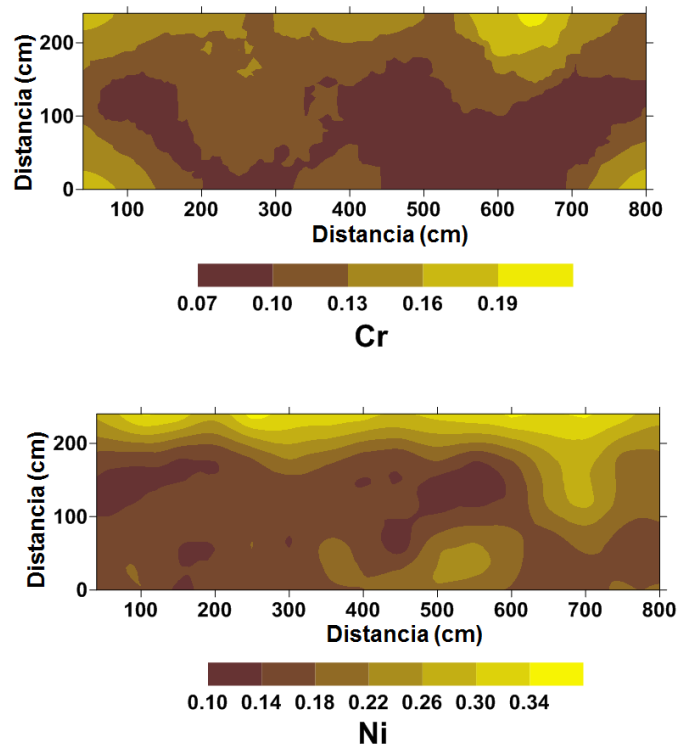


Figura 6. Mapas de krigeado para Cr y Ni en la microparcela (mg/kg).

Por último, hay que señalar que el análisis geoestadístico de este trabajo no ha tenido en cuenta la anisotropía en la distribución de las zonas del viñedo, sino que se consideró una dependencia espacial isotrópica debido al limitado número de puntos de muestreo. El análisis de la posible anisotropía de la dependencia espacial debería ser la dirección de futuros trabajos que continúen el presente estudio.

4. CONCLUSIONES

El valor medio del Cu extraído mediante la solución Mehlich-3 ascendió a 41,97 mg/kg. de Cu, lo que supone una proporción importante del Cu total que se cifra en 93,57 mg/kg. Este contenido en Cu es superior a los valores de fondo que cabe esperar en la zona estudiada, de litología granitoide. Por tanto, se pone en evidencia un importante aumento del Cu del suelo, debido a la aplicación de productos fitosanitarios, en particular la pulverización usando sulfatos.

El análisis geoestadístico puso de manifiesto que los elementos extraídos mediante Mehlich-3 presentaron una dependencia espacial que fue descrita mediante modelos esféricos en todos los casos excepto para el Mn, en donde se ajustó un modelo exponencial. Todos los semivariogramas ajustados presentaron una fuerte dependencia espacial, excepto Zn y Pb, caracterizados por dependencia espacial moderada. Se

comprobó, por tanto, que los elementos extraídos con la solución Mehlich-3 pueden exhibir una importante variabilidad espacial, incluso a pequeñas distancias.

Los mapas de krigado mostraron importantes diferencias en cuanto a la distribución espacial, entre las zonas de la microparcela que fueron muestreadas y entre los distintos elementos estudiados. En particular, se puso de manifiesto que la distribución espacial de los macronutrientes catiónicos (K, Ca y Mg) está relacionada con la localización de las diferentes zonas existentes en el viñedo de modo que estos tres elementos aparecen en menor concentración en la hilera del cultivo posiblemente por el consumo de los mismos por la planta.

BIBLIOGRAFÍA

- Abreu, C.A., van Raij, B., Gabe, V., Abreu, M.F., Paz-González, A. 2002. Efficiency of multinutrient extractants for the determining of available Zn in soils. *Communications in Soil Science and Plant Analysis* 33 (15-18), 3313–3324. <https://doi.org/10.1081/CSS-120014525>
- Caridad Cancela, R., Vidal Vázquez, E., Vieira, S.R., Abreu, C.A., Paz González, A. 2005. Assessing the spatial uncertainty of mapping trace elements in cultivated fields. *Communications in Soil Science and Plant Analysis* 36 (1-3), 253–274. <https://doi.org/10.1081/CSS-200043078>
- Chiba, M.C., Vieira, S.R., Paz González, A., Dechen, S.C.F., de Maria, I.C. 2010. Alterations and spatial variability of soil fertility in successive years under no tillage systems. *Bragantia* 69 (5), 29–38. <https://doi.org/10.1590/S0006-87052010000500005>
- Dafonte, J., Ulloa Guitián, M., Paz-Ferreiro, J., Siqueira, G.M., Vidal Vázquez, E. 2010. Mapping of soil micronutrients in an european atlantic agricultural landscape using ordinary kriging and indicator approach. *Bragantia* 69, 175–186. <https://doi.org/10.1590/S0006-87052010000500018>
- Fernández-Calviño, D., Garrido-Rodríguez, B., López-Periago, J.E., Paradelo, M., Arias-Estévez, M. 2013. Spatial distribution of copper fractions in a vineyard soil. *Land degradation and Development* 24, 556–563. <https://doi.org/10.1002/ldr.1150>
- Fernández-Calviño, D., Nóvoa-Muñoz, J.C., Díaz-Raviña, M., Arias-Estévez, M. 2009. Cooper accumulation and fractionation in vineyard soils from temperate humid zone (NW Iberian Peninsula). *Geoderma* 153 (1-2), 119–129. <https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2009.07.024>
- García Tomillo, A., Mirás-Avalos, J.M., Dafonte-Dafonte, J., Paz González, A. 2017. Estimating soil organic matter using interpolation methods with an electromagnetic induction sensor and topographic parameters: a case study in a humid region. *Precision Agriculture* 18(5), 882–897. <https://doi.org/10.1007/s11119-016-9481-6>

- Ingaramo, O.E., Paz-Ferreiro, J., Mirás Avalos, J.M., Vidal Vázquez, E. 2007. Caracterización de las propiedades generales del suelo en una parcela experimental con distintos sistemas de laboreo. *Cadernos do Laboratorio Xeolóxico de Laxe* 32, 127–137.
- IUSS-WRB Working Group. 2022. *World Reference Base for Soil Resources*. International soil classification system for naming soils and creating legends for soil maps. 236 pp.
- Journel, A.G. 1986. Geostatistics: models and tools for the earth sciences. *Mathematical Geology* 18(1), 119–140. <https://doi.org/10.1007/BF00897658>
- Mirás-Avalos, J.M., Trigo-Córdoba, E., Orriols-Fernández, I. 2012. Climate characterization of an area within the Ribeiro AOC (Galicia, NW Spain) from 2000 to 2011. *IXe Congrès International des Terroirs vitivinicoles*. Dijon. Francia.
- Morales, L.A., Vidal Vázquez, E., Paz-Ferreiro, J. 2011. Influence of liming on the spatial and temporal variability of Mehlich-1 extractable Fe in a rice field. *Journal of Geochemical Exploration* 109 (1-3), 78–85. <https://doi.org/10.1016/j.gexplo.2010.11.005>
- Paz-Ferreiro, J., Pereira de Almedia, V., Alves, M.C., de Abreu, C.A., Vieira, S.R., Vidal Vázquez, E. 2016. Spatial variability of soil organic matter and cation exchange capacity in an Oxisol under different land uses. *Communications in Soil Science and Plant Analysis* 47, 75–89. <https://doi.org/10.1080/00103624.2016.1232099>
- Paz González, A., Taboada Castro, M.T., Gómez Suárez, M.J. 1996. Geostatistical analysis of topsoil micronutrients on a one-hectare scale. *Communications in Soil Science and Plant Analysis* 27 (3-4), 479–503. <https://doi.org/10.1080/00103629609369570>
- Paz-González, A., Taboada Castro, M.T., Vieira, S.R. 2001. Geostatistical analysis of heavy metals in a one-hectare plot under natural vegetation in a serpentine area. *Canadian Journal of Soil Science* 81, 469–479. <https://doi.org/10.4141/S00-095>
- Paz-González, A., Vieira, S.R., Taboada Castro, M.T. 2000. The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of an umbric horizon. *Geoderma* 97, 273–292. [https://doi.org/10.1016/S0016-7061\(00\)00066-5](https://doi.org/10.1016/S0016-7061(00)00066-5)
- Siqueira, G.M., Dafonte Dafonte, J., Paz González, A., Vidal Vázquez, A., Valcárcel Armesto, M., Guedes Filho, O. 2016. Spatial soil sampling design using apparent soil electrical conductivity measurements. *Bragantia* 75(4), 459–273. <https://doi.org/10.1590/1678-4499.445>
- Soil Survey Staff. 2022. *Keys to Soil Taxonomy*, 13th edition. USDA Natural Resources Conservation Service.

- Trangmar, B.B., Yost, R.S., Wehara, G. 1985. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in Agronomy* 28, 45–94. [https://doi.org/10.1016/S0065-2113\(08\)60673-2](https://doi.org/10.1016/S0065-2113(08)60673-2)
- Ulloa Guitián, M. 2002. *Aplicación de la geoestadística al estudio de la fertilidad del suelo*. Tesis Doctoral, Universidade da Coruña (UDC). 440 pp.
- Varela Vila, I. 2022. *Impacto del cultivo de la vid en la variabilidad espacial de las propiedades químicas de un suelo de la Denominación de Origen Ribeiro*. Tesis Doctoral. Universidade da Coruña. 145 pp.
- Vidal-Vázquez, E., Caridad-Cancela, R., Taboada-Castro, M.M., Paz-González, A., de Abreu, C.A. 2005. Trace elements extracted by DTPA and Mehlich-3 from agricultural soils with and without compost additions. *Communications in Soil Science and Plant Analysis* 46(4-6), 717–727. <https://doi.org/10.1081/CSS-200043354>
- Vidal Vázquez, E., Vieira, S.R., de Maria, I.C., Paz González, A. 2009. Geostatistical analysis of microrelief of an Oxisol as a function of tillage and cumulative rainfall. *Scientia Agricola* 66 (2), 225–232. <https://doi.org/10.1590/S0103-90162009000200012>
- Vieira, S. 2000. *Uso de geoestadística en estudios de variabilidad espacial de propiedades del suelo*. Tópicos em Ciência do Solo. Viçosa. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. Ed. Novais. 87 p.
- Vieira, S.R., de Carvalho, J.R.P.; Paz González, A. 2010. The use of jack-knifing for geostatistical validation. *Bragantia* 69 (5), 97–105. <https://doi.org/10.1590/S0006-87052010000500011>
- Vieira, S.R., González García, M.A., Paz González, A., Siqueira, G.M. 2010. Spatial and temporal variability of soil water content in two land uses. *Bragantia* 89 (1), 181–190. <https://doi.org/10.1590/S0006-87052010000100023>
- Warrick, A.W., Myers, D.E., Nielsen, D.R. 1986. Geostatistical methods applied to Soil Science. A. Klute (Ed.). 2nd ed. *Methods in soil analysis, Part 1. Physical and mineralogical methods*. Agronomy 9. American Society of Agronomy-Soil Science Society of America. Madison, WI, USA. pp. 53–82.