UNIVERSIDADE DE SANTIAGO DE COMPOSTELA Escuela Politécnica Superior Departamento de ingeniería Agroforestal

MEDIDA DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE DEL SUELO POR INDUCCIÓN ELECTROMAGNÉTICA Y VARIABILIDAD ESPACIAL DE PROPIEDADES FÍSICAS Y QUÍMICAS DEL SUELO

AUTOR:

GLÉCIO MACHADO SIQUEIRA

DIRECTOR:

JORGE DAFONTE DAFONTE

OCTUBRE DE 2009

UNIVERSIDADE DE SANTIAGO DE COMPOSTELA Escuela Politécnica Superior Departamento de ingeniería Agroforestal

MEDIDA DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE DEL SUELO POR INDUCCIÓN ELECTROMAGNÉTICA Y VARIABILIDAD ESPACIAL DE PROPIEDADES FÍSICAS Y QUÍMICAS DEL SUELO

AUTOR:

GLÉCIO MACHADO SIQUEIRA

DIRECTOR:

JORGE DAFONTE DAFONTE

OCTUBRE DE 2009

"El mundo está en las manos de aquellos que tienen el coraje de soñar, y correr el riesgo de vivir sus sueños."

> In memorian de José Azarias de Oliveira "Muito mais que um tio, um pai..."

AGRADECIMIENTOS

A los Profesores Dr. Jorge Dafonte Dafonte y Dr. Antonio Paz González por su apoyo e incentivo durante el desarrollo de este trabajo y por estar siempre presentes en mi proceso de formación. Gracias por la amistad, comprensión y enseñanzas.

Al Ministerio de Asuntos Exteriores y de Cooperación (MAEC-AECID) por la Beca de Doctorado.

Al Ministerio de Educación y Ciencia (Proyecto CGL2005-08219-C02-02), a la Xunta de Galicia (Proyecto PGIDIT06PXIC291062PN) y al Fondo Europeo de Desarrollo Regional (FEDER) por la financiación parcial de este trabajo.

A la granja provincial de Gayoso-Castro de la Deputación de Lugo por permitirnos usar sus instalaciones para llevar a cabo este trabajo.

Al Dr. José Rafael Marques da Silva de la Universidade de Évora por permitir la realización de la estancia de investigación, para obtención de la Mención Europea en el Título de Doctor, con financiación del Ministerio de Ciencia e Innovación.

A los Profesores Dr. Javier Bueno Lema, Dr. Tomás Cuesta Garcia, Dra. Montserrat Valcárcel Armesto, Dr. Xan Xosé Neija Seijo y Dra. Eva Vidal Vázquez por su amistad durante el desarrollo de esta tesis doctoral.

Al Dr. Sidney Rosa Vieira y la Dra. Sonia Carmela Falci Dechen del Instituto Agronômico de Campinas (Brasil) por sus enseñanzas y su amistad.

A los amigos Rafael Montanari y Osvaldo Guedes Filho por el compañerismo y "parceria" científica.

A mi familia y amigos que siempre estuvieron presentes en mi vida, "*incentivando*" y "*acreditando*" en mi sueño.

A todos los que de alguna manera contribuyeron al desarrollo de este trabajo.

ÍNDICE

ÍNDICE DE TABLAS	vii
Índice de Figuras	x
Abstract	13
RESUMEN	15
RESUMO	17
1. INTRODUCCIÓN	19
1.1. UBJETIVOS	20
1.2. REVISION DIBLIOGRAFICA	21
1.2.1. CONDUCTIVIDAD ELECTRICA APARENTE DEL SUELO (CE_a)	21
1.2.1.2. METODOLOGIA DE CONTACTO CON EL SUELO	24 25
1.2.2. Variabilidad Espacial de las Propiedades de Suelo y Planta	20 27
1.2.3. DISEÑO DEL MUESTREO ESPACIAL	34
2. Material y Métodos	39
2.1. DESCRIPCIÓN DEL ÁREA DE ESTUDIO	39
2.2. DETERMINACIÓN DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA DEL SUELO	43
2.3. Análisis Estadísticos y Geoestadísticos	47
2.3.1. Análisis Estadísticos	47
2.3.2. Análisis Geoestadísticos	47
2.3.3. Correlación Lineal y Espacial	49
2.34. Métodos para el Diseño del Muestreo Espacial: Software	
SANOS Y ESAP	49
2.3.4.1. SANOS	49
2.3.4.2. ESAP 2.35	51

2343 Εναμαζιών σε μος Ρροσραμίας SANOS V ΕSAP	50
2.3.4.5. EVALUACIÓN DE LOS I ROURAMAS SANOS I ESAI \dots	52
2.4. ANALISIS DE PROPIEDADES DE SUELO Y PLANTA	53
2.4.1. MUESTREO OPTIMIZADO DE LAS PROPIEDADES FISICAS, QUIMICAS Y	
BIOLÓGICAS DEL SUELO Y DE LAS PROPIEDADES DE LA PLANTA	53
2.4.1.1. PROPIEDADES FÍSICAS, QUÍMICAS Y BIOLÓGICAS DEL SUELO	54
2.4.1.2. MALAS HIERBAS	57
2.4.1.3. CARACTERÍSTICAS FENOLÓGICAS DEL MAÍZ Y PRODUCCIÓN	58
3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN	59
3.1. Variabilidad de la Conductividad Eléctrica Aparente del Suelo	
(CE _a)	59
3.2. Optimización del Muestreo de Atributos del Suelo Utilizando	
DATOS DE CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE DEL SUELO (CE _a)	67
3.3. Variabilidad Espacial de las Propiedades Físicas del Suelo	
(HUMEDAD, ARCILLA, LIMO, ARENA TOTAL, ARENA FINA Y ARENA GRUESA)	82
3.4. Variabilidad Espacial de las Propiedades Químicas del suelo (CE_e ,	
MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CIC y V%)	91
3.5. Variabilidad Espacial de la Resistencia del Suelo a la Penetración	
(RP) y de la Conductividad Eléctrica Aparente (CE _a) Medida con	
Penetrómetro Estático	107
3.6. VARIABILIDAD ESPACIAL DE PROPIEDADES BIOLÓGICAS DEL SUELO	124
3.7. VARIABILIDAD ESPACIAL DE MALAS HIERBAS	132
3.8. Variabilidad Espacial de Características Fenológicas y de la	
PRODUCTIVIDAD DEL MAÍZ (Zea mays L.)	140
4. CONCLUSIONS	151
5. Conclusiones	153
6. CONCLUSÕES	155
7. Referencias Bibliográficas	157

ÍNDICE DE TABLAS

TABLA 1. EQUIPOS PARA DETERMINACIÓN DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA	
APARENTE (CE_a) del suelo disponible en el mercado	24
TABLA 2. DATOS ANALÍTICOS DEL SUELO EN EL ÁREA DE ESTUDIO	41
TABLA 3. CARACTERÍSTICAS DEL EQUIPO DE INDUCCIÓN ELECTROMAGNÉTICA EM38-	
DD	44
TABLA 4. PARÁMETROS ESTADÍSTICOS DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE	
del suelo (CE _a -V y CE _a -H) medida el 14/03/2008, 03/04/2008 y	
23/06/2008	59
TABLA 5. PRECIPITACIÓN Y EVAPOTRANSPIRACIÓN ACUMULADA ENTRE LAS	
DISTINTAS FECHAS DE MUESTREO DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA	
Aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H)	62
TABLA 6. MATRIZ DE CORRELACIÓN LINEAL SIMPLE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA	
Aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) medida en las distintas fechas	
DE MUESTREO	63
TABLA 7. PARÁMETROS DE AJUSTE DEL SEMIVARIOGRAMA PARA LA CONDUCTIVIDAD	
eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) medida en las	
DISTINTAS FECHAS DE MUESTREO	63
TABLA 8. PARÁMETROS ESTADÍSTICOS PARA LAS PROPIEDADES FÍSICAS DEL SUELO	82
TABLA 9. MATRIZ DE CORRELACIÓN LINEAL SIMPLE ENTRE LA CONDUCTIVIDAD	
eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) medida en las	
DISTINTAS FECHAS DE MUESTREO Y LOS DATOS DE LAS PROPIEDADES FÍSICAS	
DEL SUELO (HUMEDAD, ARCILLA, LIMO, ARENA TOTAL, ARENA FINA Y ARENA	
GRUESA)	84
TABLA 10. PARÁMETROS DE AJUSTE DEL SEMIVARIOGRAMA PARA LAS PROPIEDADES	
FÍSICAS DEL SUELO	85
TABLA 11. PARÁMETROS DE AJUSTE DEL SEMIVARIOGRAMA CRUZADO PARA LA	
HUMEDAD GRAVIMÉTRICA (%) Y LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE	
DEL SUELO (CE_a -V Y CE_a -H, mS m ⁻¹)	90

TABLA 12. VALORES DEL COEFICIENTE DE CORRELACIÓN (r) ENTRE LOS DATOS	
MEDIDOS Y ESTIMADOS MEDIANTE KRIGEADO Y COKRIGEADO	91
TABLA 13. PARÁMETROS ESTADÍSTICOS DE LAS PROPIEDADES QUÍMICAS DEL SUELO	92
TABLA 14. MATRIZ DE CORRELACIÓN LINEAL SIMPLE ENTRE LA CONDUCTIVIDAD	
Eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) y las propiedades	
QUÍMICAS DEL SUELO (CE _e , MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CIC Y V%)	98
TABLA 15. PARÁMETROS DE AJUSTE DEL SEMIVARIOGRAMA PARA LAS PROPIEDADES	
QUÍMICAS DEL SUELO (CE _e , MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+A _l , SB, CIC y V%)	100
TABLA 16. PARÁMETROS DE AJUSTE DEL SEMIVARIOGRAMA CRUZADO ENTRE LA	
Conductividad eléctrica aparente (CE _a -V y CE _a -H, mS m ⁻¹) y el	
CONTENIDO DE MATERIA ORGÁNICA EN EL SUELO (MO, g dm ⁻³)	106
TABLA 17. VALORES DEL COEFICIENTE DE CORRELACIÓN (r) ENTRE LOS DATOS	
MEDIDOS Y ESTIMADOS MEDIANTE KRIGEADO Y COKRIGEADO	107
TABLA 18. PARÁMETROS ESTADÍSTICOS DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA	
APARENTE (CE_a , mS m ⁻¹) y la resistencia del suelo a la penetración	
(RP, MPa) MEDIDOS CON EL EQUIPO VERIS P3000	108
TABLA 19. CORRELACIÓN LINEAL SIMPLE ENTRE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA	
APARENTE DEL SUELO MEDIDA CON LOS EQUIPOS EM38-DD y Veris P3000 .	115
TABLA 20. CORRELACIÓN LINEAL SIMPLE ENTRE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA	
Aparente del suelo medida con el equipo EM38-DD (CE_a -V y CE_a -H)	
Y LA RESISTENCIA DEL SUELO A LA PENETRACIÓN MEDIDA CON EL EQUIPO	
VERIS P3000 (RP)	116
TABLA 21. CORRELACIÓN LINEAL SIMPLE ENTRE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA	
Aparente (CE_a) y la resistencia del suelo a la penetración (RP)	
MEDIDAS CON EL EQUIPO VERIS P3000	117
TABLA 22. PARÁMETROS DE AJUSTE DEL SEMIVARIOGRAMA PARA LAS PROPIEDADES	
del suelo medidas con el equipo Veris P3000 (CE _a y RP)	118
$\textbf{TABLA 23.} \ \textbf{PAR} \\ \textbf{A} METROS DE AJUSTE DEL SEMIVARIOGRAMA CRUZADO ENTRE RP y LA PARA PARA PARA PARA PARA PARA PARA P$	
CE_a -V Y CE_a -H	122
TABLA 24. VALORES DEL COEFICIENTE DE CORRELACIÓN (r) ENTRE LOS DATOS	
MEDIDOS Y ESTIMADOS MEDIANTE KRIGEADO Y COKRIGEADO	122
TABLA 25. PARÁMETROS ESTADÍSTICOS DE LAS PROPIEDADES BIOLÓGICAS DEL SUELO	
$(CBM, C-CO_2 \lor qCO_2) \dots$	125

TABLA 26. CORRELACIÓN LINEAL ENTRE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE	
(CE _a -V y CE _a -H) y las propiedades biológicas de suelo (CBM, C-CO ₂	
Y <i>q</i> CO ₂)	127
TABLA 27. PARÁMETROS DE AJUSTE DEL SEMIVARIOGRAMA PARA LA HUMEDAD	
GRAVIMÉTRICA Y LAS PROPIEDADES BIOLÓGICAS DEL SUELO (CBM, C-CO ₂ y	
qCO ₂)	129
TABLA 28. PARÁMETROS ESTADÍSTICOS PARA LAS PRINCIPALES ESPECIES MALAS	
HIERBAS PRESENTES EN EL ÁREA DE ESTUDIO	132
TABLA 29. MATRIZ DE CORRELACIÓN LINEAL ENTRE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA	
APARENTE DEL SUELO (CE_a) y las malas	135
TABLA 30. PARÁMETROS DE AJUSTE DEL SEMIVARIOGRAMA LAS ESPECIES DE MALAS	
HIERBAS MÁS FRECUENTES EN EL ÁREA DE ESTUDIO	136
TABLA 31. PARÁMETROS ESTADÍSTICOS DE LAS CARACTERÍSTICAS FENOLÓGICAS Y DE	
la productividad de maíz (NPG, Altura _{10/07/2008} , Altura _{07/08/2008} ,	
ALTURA27/08/2008, MS-MAZORCA, MS-PAJA, MS-TOTAL, %MS-MAZORCA Y	
%MS-Paja)	143
TABLA 32. CORRELACIÓN LINEAL ENTRE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE	
del suelo (CE_A -V y CE_A -H) y las características fenológicas y de	
productividad de maíz (NPG, Altura _{10/07/2008} , Altura _{07/08/2008} ,	
ALTURA27/08/2008, MS-MAZORCA, MS-PAJA, MS-TOTAL, %MS-MAZORCA Y	
%MS-Paja)	144
TABLA 33. PARÁMETROS DE AJUSTE DEL SEMIVARIOGRAMA PARA LAS	
CARACTERÍSTICAS FENOLÓGICAS Y LA PRODUCTIVIDAD DEL MAÍZ (NPG,	
ALTURA10/07/2008, ALTURA07/08/2008, ALTURA27/08/2008, MS-MAZORCA, MS-	
PAJA, MS-TOTAL, %MS-MAZORCA Y %MS-PAJA)	147

ÍNDICE DE FIGURAS

FIGURA 1. CONDUCTANCIA DEL SUELO	22
FIGURA 2. ESQUEMA DE LA TÉCNICA DE INDUCCIÓN ELECTROMAGNÉTICA EN EL	
SUELO	26
FIGURA 3. SEMIVARIOGRAMA EXPERIMENTAL	32
FIGURA 4. MODELOS DE SEMIVARIOGRAMA CON MESETA	33
FIGURA 5. LOCALIZACIÓN GEOGRÁFICA DEL ÁREA DE ESTUDIO	40
FIGURA 6. ÁREA DE ESTUDIO Y MAPA DE ELEVACIÓN DIGITAL	40
FIGURA 7. PERFIL DEL SUELO PARA EL ÁREA DE ESTUDIO	41
FIGURA 8. PRECIPITACIÓN DIARIA SOBRE EL ÁREA DE ESTUDIO Y LAS FECHAS DE	
MUESTREO	42
FIGURA 9. EVAPOTRANSPIRACIÓN DE REFERENCIA DIARIA PARA EL ÁREA DE ESTUDIO	
EN EL PERÍODO DE MEDIDA	42
FIGURA 10. TEMPERATURAS MEDIA, MÁXIMA Y MÍNIMA DIARIAS EN EL PERÍODO DE	
MEDIDA	43
FIGURA 11. RESPUESTA RELATIVA DEL SENSOR POR INDUCCIÓN ELECTROMAGNÉTICA	
EM38-DD en función de la profundidad	45
FIGURA 12. ESQUEMA DEL MUESTREO DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE	
DEL SUELO (CE _a)	46
FIGURA 13. EQUIPO DE MEDIDA DE DATOS DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA	
APARENTE DEL SUELO	46
FIGURA 14. PARÁMETRO DE CONTROL (C) Y LA MÁXIMA DISTANCIA DEL VECTOR DE	
TRANSICIÓN $\left ar{h}_r ight $ EN FUNCIÓN DEL TIEMPO \dots	50
FIGURA 15. ESQUEMA DE MUESTREO OPTIMIZADO CON EL PROGRAMA ESAP 2.35	
PARA EL MUESTREO DE LAS PROPIEDADES FÍSICAS, QUÍMICAS, BIOLÓGICAS DEL	
SUELO Y DE LAS PROPIEDADES DE PLANTA (MALAS HIERBAS Y	
CARACTERÍSTICAS FONOLÓGICAS DEL MAÍZ)	53
FIGURA 16. PENETRÓMETRO ESTÁTICO VERIS PROFILER 3000 (a) Y SONDA DE	
muestreo de la resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) y	
CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE (CE _a , mS m ⁻¹) (b)	56

FIGURA 17. HISTOGRAMAS DE DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIA PARA LOS DATOS	
originales de CE_a -V y CE_a -H en las distintas fechas de muestreo	60
FIGURA 18. HISTOGRAMAS DE DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIA PARA LOS DATOS	
logaritmos de la CE_a -V y CE_a -H en las distintas fechas de muestreo .	61
FIGURA 19. Semivariogramas para los datos originales de la conductividad	
Aparente del suelo (CE _a) en 14/03/2008, 03/04/2008 y 23/06/2008	65
FIGURA 20. Semivariogramas estandarizados para la CE_a -V y CE_a -H en las	
DISTINTAS FECHAS DE MUESTREO	65
Figura 21. Mapas de variabilidad espacial para de CE_a -V y CE_a -H el las	
DISTINTAS FECHAS DE MUESTREO	67
FIGURA 22. MAPAS DE OPTIMIZACIÓN DEL MUESTREO CON EL SOFTWARE ESAP 2.35	
para la CE_a en 14/03/2008	70
FIGURA 23. MAPAS DE OPTIMIZACIÓN DEL MUESTREO CON EL SOFTWARE SANOS 0.1	
para la CE_a -V y CE_a -H el 14/03/2008	71
FIGURA 24. MAPAS DE OPTIMIZACIÓN DEL MUESTREO CON EL SOFTWARE ESAP 2.35	
PARA LA CE_a EL 03/04/2008	72
FIGURA 25. MAPAS DE OPTIMIZACIÓN DEL MUESTREO CON EL SOFTWARE SANOS 0.1	
para la CE_a -V y CE_a -H el 03/04/2008	73
FIGURA 26. Semivariogramas residuales de los puntos de muestreo	
OPTIMIZADOS POR MEDIO DEL SOFTWARE ESAP 2.35 EL 14/03/2008	74
FIGURA 27. SEMIVARIOGRAMAS RESIDUALES DE LOS PUNTOS DE MUESTREO	
OPTIMIZADOS POR MEDIO DEL SOFTWARE SANOS 0.1 el $14/03/2008$	75
FIGURA 28. Semivariogramas residuales de los puntos de muestreo	
OPTIMIZADOS POR MEDIO DEL SOFTWARE ESAP 2.35 EL $03/04/2008$	76
FIGURA 29. Semivariogramas residuales de los puntos de muestreo	
OPTIMIZADOS POR MEDIO DEL SOFTWARE SANOS 0.1 el $03/04/2008$	77
FIGURA 30. MAPAS DE VARIABILIDAD ESPACIAL OBTENIDOS POR MEDIO DEL KRIGEADO	
RESIDUAL ORDINARIO	79
FIGURA 31. MAPAS CONSTRUIDOS POR MEDIO DEL KRIGEADO RESIDUAL ORDINARIO	
UTILIZANDO LOS DATOS EN LOS PUNTOS OPTIMIZADOS POR MEDIO DE LOS	
PROGRAMAS ESAP Y SANOS	81

FIGURA 32. MAPAS DE VARIABILIDAD ESPACIAL PARA LAS PROPIEDADES FÍSICAS DEL	
SUELO (HUMEDAD, ARCILLA, LIMO, ARENA TOTAL, ARENA GRUESA Y	
CLASIFICACIÓN TEXTURAL)	87
FIGURA 33. MAPAS DE HUMEDAD OBTENIDOS MEDIANTE COKRIGEADO UNIVERSAL Y	
ordinario con la CE_a -V y CE_a -H	91
FIGURA 34. SEMIVARIOGRAMAS DE LOS DATOS ORIGINALES DE LAS PROPIEDADES	
QUÍMICAS DEL SUELO (CE _e , MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+AL, SB, CIC y V%)	102
FIGURA 35. MAPAS DE VARIABILIDAD ESPACIAL DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA	
del extracto de saturación (CE_e) materia orgánica (MO), pH,	
FÓSFORO (P) Y CALCIO (Ca)	103
FIGURA 36. MAPAS DE VARIABILIDAD ESPACIAL DEL CONTENIDO DE MAGNESIO (Mg),	
ACIDEZ POTENCIAL (H+Al), SUMA DE BASES (SB), CAPACIDAD DE	
intercambio catiónico (CIC) y porcentaje de saturación de bases	
(V%)	104
FIGURA 37. MAPA DE VARIABILIDAD ESPACIAL DEL CONTENIDO DE MATERIA	
orgánica en el suelo (MO, g dm^{-3}) mediante cokrigeado ordinario	
$CON LA CE_a - V (mS m^{-1})$	106
FIGURA 38. VALORES MEDIOS DE CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE (CE _a),	
RESISTENCIA A LA PENETRACIÓN (RP, MPa) Y HUMEDAD GRAVIMÉTRICA (%)	109
FIGURA 39. MAPA DE VARIABILIDAD ESPACIAL DE LA $CE_{a Media 0,4-0,9}$	120
FIGURA 40. MAPAS DE VARIABILIDAD ESPACIAL DE LA RESISTENCIA DEL SUELO A LA	
penetración medida con el penetrómetro Veris (RP _{0,0-0,1} , RP _{0,1-0,2} ,	
RP _{0,2-0,3} , RP _{0,3-0,4} , RP _{0,4-0,5} , RP _{Media 0,0-0,4} Y RP _{Media 0,4-0,9})	121
FIGURA 41. MAPAS DE RESISTENCIA DEL SUELO A LA PENETRACIÓN EN LA CAPA DE	
0,0-0,4 m ($RP_{Media0,0-0,4}$) y 0,4-0,9 m ($RP_{MEDIA0,4-0,9}$) DE PROFUNDIDAD	
obtenidos mediante cokrigeado universal con la CE_a -V y CE_a -H	123
FIGURA 42. MAPAS DE VARIABILIDAD ESPACIAL PARA LAS PROPIEDADES BIOLÓGICAS	
DEL SUELO (CBM, C-CO ₂ Y q CO ₂)	131
FIGURA 43. MAPAS DE VARIABILIDAD ESPACIAL DE LAS MALAS HIERBAS	138
FIGURA 44. MAPAS DE VARIABILIDAD ESPACIAL PARA LAS PROPIEDADES DE	
FENOLÓGICAS DEL MAÍZ (Zea mays L.)	149

ABSTRACT

ELECTROMAGNETIC INDUCTION MEASUREMENT OF APPARENT SOIL ELECTRICAL CONDUCTIVITY AND SPATIAL VARIABILITY OF PHYSICAL AND CHEMICAL PROPERTIES OF SOIL

The apparent soil electrical conductivity (EC_a) , measured by contact or by electromagnetic induction (EMI), has been widely used as a variable that is correlated with physical and chemical soil properties. Therefore this property is used as a parameter in precision agriculture, to enable assessment of soil spatial variability and defining management units, allowing obtaining information about other soil properties like texture, salinity, water content, among others. These conditions are adequate to study spatial variability of data with the help of geostatistics, which models the spatial variability of soil properties, allowing the construction of spatial variability maps unbiased and with minimum variance. EC_a data do not exclude the process of soil sampling and laboratory analysis, but allows a reduction in the number of measurements of soil properties for a good acknowledgement of spatial variability using methods of sampling scheme optimized. The apparent soil electrical conductivity (EC_a) was measured by electromagnetic induction with the EM38-DD device (Geonics Ltd) at two depths: vertical dipole (effective depth 1.5m - EC_a-V) and horizontal dipole (effective depth of 0.4 m - EC_a -H) in an 6 ha area located in the northwest of Spain (Castro de Ribeiras de Lea, Lugo) on several dates. The experimental semivariogram showed the existence of drift for EC_a -V and EC_a -H data. The software SANOS 0.1 and ESAP 2.35 were evaluated for the determination of an optimized sampling scheme with 40 points. At the 40 optimized sampling points the following soil properties were measured in the layer 0.0-0.3 m depth: gravimetric water content, clay, silt, sand, organic matter (OM), pH in CaCl₂, phosphorus (P), potassium (K), calcium (Ca), magnesium (Mg), potential acidity (H+Al), sum of the basis (SB), cation exchange capacity (CEC) and percent base saturation (V%). The soil penetration resistance (RP) was measured in the layer 0.0-0.9 m depth using Veris P3000 devices, that also measures apparent soil electrical conductivity (EC_a) . The biological properties of soil (MBC: microbial biomass carbon, C-CO₂: carbon CO_2 released and qCO_2 : metabolic rate) were measured in the layer of 0.0-0.1 m depth. The main weed species present in the study area and phenological properties and productivity of forage maize (Zea mays L.) were determined in the 40 sampling points optimized. Spatial variability of EC_a -V has a lower spatial discontinuity according to the nugget effect values (C_0) , obtaining a map of more smooth spatial variability map due to the higher value range when compared with EC_a -H. Optimization of sampling scheme with the ESAP software 2.35 showed the better results than the software SANOS 0.1, this software estimates more accurately the measured data of EC_a using data from the 40 sampling optimized points, other advantages of this method are the conjunct use of EC_a -V and EC_a -H data to generate a common response surface, and is easy to use by not requiring the previous acknowledgement of semivariogram such as software SANOS 0.1. Linear correlation coefficient values were weak (|r| = 0.1-0.5) between the soil properties and plant measurements and the EC_a (EC_a-V and EC_{a} -H), except for the following properties that showed moderate correlation values (/r/ = 0.5-0.8: Soil water content x EC_a -V (r = 0.685), Soil water content x EC_a -H (r = 0.648), MO x EC_a -V (r = -0.627), $RP_{Media0.0-0.4}$ x EC_a -V (r = -0.678) and $RP_{Media0.4-0.9}$ (r = -0.648). The utilization of cokriging using data from EC_a -V and EC_a -H as secondary information improves the estimation of soil water content (gravimetric water content, %), organic matter (OM, g dm⁻³), soil penetration resistance (RP, MPa) compare to kriging.

Keywords: apparent soil electrical conductivity; EM38-DD; geostatistics; soil management; optimized sampling schemes; soil physical, chemical and biological properties; weeds; development and productivity of maize.

RESUMEN

MEDIDA DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE DEL SUELO POR INDUCCIÓN Electromagnética y Variabilidad Espacial de Propiedades Físicas y Químicas del Suelo

La conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a), medida por contacto o por inducción electromagnética, ha sido muy utilizada como una variable que se correlaciona con propiedades físicas y químicas del suelo. Por lo tanto esta propiedad se usa como un parámetro de ayuda en la agricultura de precisión, al permitir la evaluación de la variabilidad espacial del suelo y la definición de unidades de manejo, al permitir mejorar la estimación de otras propiedades del suelo como la textura, salinidad, contenido de agua, entre otras. Estas condiciones son propicias para el análisis de los datos con la ayuda de la geoestadística, que modela la variabilidad espacial de las más diversas propiedades del suelo, permitiendo la construcción de mapas de variabilidad espacial no sesgados y con mínima varianza. Las medidas de CE_a no excluyen el proceso de muestreo y análisis del suelo en laboratorio, pero permite una reducción del número de medidas de las propiedades del suelo para un buen conocimiento de su variabilidad espacial, utilizando métodos de esquema de muestreo optimizado. La conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) fue medida mediante inducción electromagnética con el equipo EM38-DD (Geonics Ltd) en dos profundidades: dipolo vertical (profundidad efectiva de evaluación de 1,5 m $- CE_a$ -V) y dipolo horizontal (profundidad efectiva de evaluación de 0,4 m - CE_a -H) en un área de 6 ha situada en el noroeste de España (Castro de Ribeiras de Lea, Lugo) en varias fechas. El semivariograma experimental mostró la existencia de tendencia para los datos de CE_a-V y CE_a-H. Los programas SANOS 0.1 y ESAP 2.35 fueron evaluados para la determinación de un esquema de muestreo optimizado con 40 puntos. Una vez determinados los puntos de muestreo optimizados fueron medidas las siguientes propiedades del suelo en la capa de 0,0-0,3 m de profundidad: humedad gravimétrica, arcilla, limo, arena, materia orgánica (MO), pH en CaCl₂, fósforo (P), potasio (K), calcio (Ca), magnesio (Mg), acidez potencial (H+Al), suma de las bases (SB), capacidad de intercambio catiónico (CIC) y porcentaje de saturación de bases (V%). La resistencia del suelo a la penetración (RP) fue medida en la capa de 0,0-0,9 m de profundidad utilizando el equipo Veris P3000 que mide además la conductividad eléctrica del suelo (CE_a). Las propiedades biológicas del suelo (CBM: carbono de la biomasa microbiana, C-CO₂: carbono del CO₂ liberado y el qCO_2 : coeficiente metabólico) fueron medidos en la capa de 0,0-0,1 m de profundidad. Las principales especies de malas hierbas presentes en el área de estudio y las características fenológicas y de productividad de maíz forrajero (Zea mays L.) fueron determinadas en los 40 puntos de muestreo optimizado. La variabilidad espacial de CE_a-V presenta una menor discontinuidad espacial de acuerdo a los valores efecto pepita (C_0) , obteniéndose un mapa de variabilidad espacial más homogéneo debido al mayor valor de alcance al compararse con CE_a-H. La optimización del muestreo con el software ESAP 2.35 presentó los mejores resultados, respecto al software SANOS 0.1, siendo capaz de estimar con mayor fidelidad los datos de CE_a medidos a partir de los 40 puntos de muestreo optimizados, otras ventajas de este método son que realiza una combinación entre las distintas lecturas de conductividad eléctrica aparente (CE_a-V y CE_a-H)

para generar una superficie de respuesta común, y, es de fácil manejo al no requerir la obtención previa del semivariograma como en el caso del software SANOS 0.1. Fueron encontrados valores débiles (|r| = 0,1-0,5) de correlación lineal en general entre las propiedades de suelo y plantas medidas y la CE_a (CE_a-V y CE_a-H), excepto para las siguientes propiedades que mostraron valores de correlación moderados (|r| = 0,5-0,8: humedad x CE_a-V (r = 0,685), humedad x CE_a-H (r = 0,648), MO x CE_a-V (r = -0,627), RP_{Media0,0-0,4} x CE_a-V (r = -0,678) y RP_{Media0,4-0,9} (r = -0,648). La utilización del cokrigeado usando como variable secundaria los datos de CE_a-V y CE_a-H ha permitido mejorar la estimación del contenido de agua en el suelo (humedad gravimétrica, %), materia orgánica (MO, g dm⁻³), resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) respecto a la utilización del krigeado.

Palabras clave: conductividad eléctrica aparente del suelo, EM38-DD; geoestadística; manejo del suelo; esquemas de muestreo optimizado; propiedades físicas, químicas y biológicas del suelo; malas hierbas; desarrollo y productividad del maíz.

Resumo

MEDIDA DA CONDUTIVIDADE ELÉTRICA APARENTE DO SOLO POR INDUÇÃO Eletromagnética e Variabilidade Espacial de Propriedades Físicas e Químicas do Solo

A condutividade elétrica aparente do solo (CE_a), medida por contato ou por indução eletromagnética, têm sido utilizada por ser uma variável que se correlaciona com as propriedades físicas e químicas do solo. Portanto, esta propriedade pode ser utilizada como um parâmetro auxiliar para a agricultura de precisão, por permitir a avaliação da variabilidade espacial do solo e a definição de unidades de manejo, permitindo inferir sobre outras propriedades do solo como a textura, salinidade, conteúdo de água, entre outras. Estas condições são propicias para a análise dos dados por meio da geoestatística, que modela a variabilidade espacial das mais diversas propriedades do solo, permitindo a construção de mapas de variabilidade espacial sem tendência e com variância mínima. Os dados de CE_a no excluem o processo de amostragem e análise de solo em laboratório, todavia, permite a redução do número de medidas das propriedades do solo para um conhecimento adequado da sua variabilidade espacial, utilizando métodos de amostragem otimizado. A condutividade elétrica aparente do solo (CE_a) foi medida por indução eletromagnética com o equipamento EM38-DD (Geonics Ltd) em dois profundidades: dipolo vertical (profundidade efetiva de avaliação de 1,5 m $- CE_a$ -V) e dipolo horizontal (profundidade efetiva de avaliação de 0,4 m - CE_a -H) em uma área de 6 ha situada no nordeste de Espanha (Castro de Ribeiras de Lea, Lugo) em diferentes datas. O semivariograma experimental demonstrou a existência de tendência para os dados de CE_a -V y CE_a-H. Os programas SANOS 0.1 y ESAP 2.35 foram avaliados para a determinação de um esquema de amostragem otimizado com 40 pontos. Uma vez determinados os puntos de amostragem otimizados foram medidas as seguintes propriedades do solo na camada de 0,0-0,3 m de profundidade: umidade gravimétrica, argila, silte, areia, matéria orgânica (MO), pH en CaCl₂, fósforo (P), potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), ácidez potencial (H+Al), soma das bases (SB), capacidade de trocas catiônicas (CTC) e a porcentagem de saturação por bases (V%). A resistência do solo a penetração (RP) foi medida na camada de 0,0-0,9 m de profundidade utilizando o equipamento Veris P3000 que mede também a condutividade elétrica do solo (CE_a). As propriedades biológicas do solo (CBM: carbono da biomassa microbiana, C-CO₂: carbono do CO_2 liberado e o qCO_2 : coeficiente metabólico) foram medidos na camada de 0,0-0,1 m de profundidade. As principais espécies de plantas daninhas presentes na área de estudo e as características fenológicas e da produtividade de milho para forragem (Zea mays L.) foram determinados nos 40 pontos de amostragem otimizado. A variabilidade espacial da CE_a -V apresenta uma menor descontinuidade espacial de acordo com os valores efeito pepita (C_0), obtendo-se um mapa de variabilidade espacial mais homogêneo devido ao maior valor de alcance quando comparado com a CE_a-H. A otimização da amostragem com o programa ESAP 2.35 apresentou melhores resultados, quando comparado ao programa SANOS 0.1, sendo capaz de estimar com maior fidelidade os dados de CE_a medidos a partir dos 40 pontos de amostragem otimizados, outras vantagens de este método é que o programa realiza uma combinação entre as distintas leituras de condutividade elétrica aparente (CE_a -V y CE_a -H) para gerar uma superfície de resposta comum, e, é de fácil manejo por não requerir a existência previa do semivariograma comono caso do programa SANOS 0.1. Foram encontrados baixos valores (|r| = 0,1-0,5) de correlação linear para as propriedades de solo e planta medidas e a CE_a (CE_a-V y CE_a-H), exceto para las seguintes propriedades que apresentaram valores de correlação moderados (|r| = 0,5-0,8: umidade x CE_a-V (r = 0,685), umidade x CE_a-H (r = 0,648), MO x CE_a-V (r =-0,627), RP_{Media0,0-0,4} x CE_a-V (r = -0,678) y RP_{Media0,4-0,9} (r = -0,648). A utilização a cokrigagem utilizando como variável secundária os dados de CE_a-V y CE_a-H permitiu melhorar a estimação do conteúdo de água no solo (umidade gravimétrica, %), matéria orgânica (MO, g dm⁻³), resistência do solo a penetração (RP, MPa) com relação a krigagem.

Palabras-chave: condutividade elétrica aparente do solo, EM38-DD; geoestatística; manejo do solo; esquemas de amostragem otimizado; propriedades físicas, químicas e biológicas do solo; plantas daninhas; desenvolvimento e produtividade de milho.

1. INTRODUCCIÓN

La agricultura de precisión persigue el manejo de las áreas de producción agrícola teniendo en cuenta la heterogeneidad del suelo y, por este motivo utiliza técnicas avanzadas para la aplicación espacialmente variable de insumos, permitiendo la disminución de los costos de producción, y del impacto ambiental de la actividad agropecuaria. Las técnicas de aplicación localizada de fertilizantes, productos fitosanitarios y nuevas formas de medida de las propiedades de los suelos y de otros factores de producción proporcionan datos que permiten un mejor manejo de las áreas de producción agrícola y, en última instancia, se traducen en un mayor rendimiento económico por área cultivada, y un menor impacto ambiental.

Los sensores próximos o lejanos de las variables del medio agrícola, están en constante desarrollo, mejora y difusión, y la agricultura de precisión utiliza muchas de estas tecnologías. Para SCHUELLER (2000) la agricultura de precisión está dividida en tres subsistemas: uno de monitorización (recogida y almacenamiento de datos); uno de manejo (toma de decisión); y otro de control (gestión y manipulación de la información). En principio todos son muy importantes, pero la monitorización es el que más influye sobre los resultados, pues todas las informaciones adquiridas en esta fase permiten la utilización de tecnologías geoespaciales para la determinación de la variabilidad espacial y posterior determinación de las llamadas "zonas de manejo" y de las estrategias de gestión.

Las tecnologías geoespaciales favorecen la elaboración de mapas y interpretación de las propiedades del suelo y planta, y es justamente en esta etapa, cuando se busca que el proceso de muestreo del suelo sea lo más eficiente y económico posible, pues en la agricultura de precisión los costes de los muestreos de suelo son altos, dificultando así su difusión para la gran mayoría de los agricultores.

Las técnicas de muestreo en la mayoría de los casos provocan la aparición de una serie de sistemas, algunos de carácter experimental y otros ya en utilización comercial, con el objetivo de desarrollar técnicas indirectas de medida de las propiedades del suelo (ADAMCHUK & JASA, 2003). En este sentido el uso de métodos geofísicos para la medida de propiedades del suelo, como la técnica de inducción electromagnética para medir la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a), son muy importantes tanto para el mapeo digital del suelo, como para la determinación de propiedades del suelo con las cuales la CE_a

está directamente relacionada. La conductividad eléctrica aparente es la propiedad que tiene un material de transmitir o conducir una corriente eléctrica (KITCHEN et al., 1996; LUND et al., 1998; DOERGE, 2004), encontrándose influida por diversos factores del suelo como la porosidad, concentración de electrólitos disueltos, textura, cantidad y composición de los coloides, materia orgánica y contenido de agua en el suelo (RHOADES et al., 1976; NADLER & FRENKEL, 1980), justificando así el estudio de la variabilidad espacial de la CE_a y de las propiedades del suelo.

Por otra parte cada vez es más necesario la utilización conjunta de técnicas de análisis que sean capaces de determinar los patrones de variabilidad espacial de las propiedades del suelo y de los cultivos, requiriendo el menor número posible de muestras. En esto sentido, WEBSTER & OLIVER (1990) destacan la importancia de técnicas de muestreo que tengan como objetivo optimizar el esquema de muestreo para abaratar los costes de producción. Una de las grandes dificultades encontradas en los estudios de variabilidad espacial del suelo ha sido la determinación del espaciamiento ideal de muestreo. LESCH et al. (1985) describen un algoritmo de superficie de respuesta basado en un modelo de regresión lineal múltiple para la determinación del número y localización de puntos de muestreo optimizado. Por otra parte, van GROENIGEN et al. (1999) describen el uso de técnicas de simulación de resultados, desarrolladas a partir de un algoritmo de simulación espacial para la definición de puntos de muestreo optimizados. De esta manera, diversos trabajos (CORWIN & LESCH, 2003; SCHUMANN & ZAMAN, 2003; SUDDUTH et al., 2005; JOHNSON et al., 2005; AMEZKETA, 2007) han demostrado la eficiencia de la utilización de datos de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) como información secundaria para el muestreo de otras propiedades del suelo.

1.1. Objetivos

Este trabajo tiene como objetivos principales:

- Realizar la calibración y puesta a punto de la metodología de medida de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) medida por inducción electromagnética con el equipo EM38-DD en las condiciones de manejo y cultivo en la Granja Agrícola Gayoso-Castro en Castro de Ribeiras de Lea (Lugo, España);

- Evaluar la variabilidad espacial de la conductividad aparente del suelo (CE_a) medida mediante inducción electromagnética con el equipo EM38-DD y la comparación de la optimización del muestreo de la conductividad eléctrica aparente (CE_a) utilizando herramientas estadísticas y geoestadísticas mediante los programas de optimización del muestreo SANOS y ESAP 2.35.

- Establecer el patrón de variabilidad espacial de las propiedades físicas (arcilla, limo, arena total, arena fina, arena gruesa, y resistencia del suelo a la penetración), químicas (materia orgánica, pH, fosforo, potasio, calcio, magnesio y H+Al, suma de las bases, capacidad de intercambio catiónico y porcentaje de saturación de bases) y biológicas del suelo (carbono de la biomasa microbiana, carbono del CO₂ liberado y el coeficiente metabólico) y de la planta (características de las malas hierbas y productividad de maíz para ensilado) muestreadas en este estudio mediante la utilización de la geoestadística;

- Utilización de geoestadística multivariante para mejorar estimación de las variables de suelo y planta estudiadas usando las medidas de conductividad eléctrica aparente del suelo.

1.2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

1.2.1. CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE DEL SUELO (CE_a)

La conductividad eléctrica aparente (CE_a) es la habilidad que un material tiene de transmitir o conducir una corriente eléctrica (LUND et al., 1998; KITCHEN et al., 1996; DOERGE, 2004). La conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) se refiere a capacidad que tiene el suelo de transmitir una corriente eléctrica siendo una propiedad distinta de la conductividad eléctrica del suelo (CE_e) del extracto de saturación del suelo, que es un indicador de la concentración de sales disueltos en la solución del suelo.

BONH et al. (1982) estudiando la CE_a del suelo describen el mismo como un recipiente truncado para la solución electrolítica, como un conductor compuesto por una ruta tortuosa, o un conductor que posee un gran número de vías de conducción de longitud y anchura variables.

De acuerdo con NADLER & FRENKEL (1980) el suelo puede conducir una corriente eléctrica por medio del agua intersticial que contiene electrolitos disueltos y por medio de los cationes intercambiables, que están localizados cerca de la superficie de las partículas del suelo cargadas, y que de esta manera son eléctricamente móviles en el suelo. RHOADES et al (1989) y RHOADES & CORWIN (1991) presentan un modelo de la CE_a del suelo que describe la conductancia por medio de tres caminos, actuando en paralelo (Figura 1):

- Conductancia por medio de capas alternantes de partículas del suelo y entre los límites de sus soluciones;

- Conductancia por medio de soluciones continuas en el suelo; que sería el segundo camino.

- Conductancia por medio o en superficies de partículas del suelo en contacto directo entre ellas, y que en ausencia de sales disueltas en el agua presentes en el segundo camino, esta vía o camino estaría bien correlacionada con la conductividad eléctrica del suelo (CE_e), la textura y el contenido de agua en el suelo.



Figura 1^{*}. Conductancia del suelo (1-Conductancia por medio de capas alternantes de partículas del suelo y entre los límites de sus soluciones; 2-Conductancia por medio de soluciones continúas en el suelo; 3-Conductancia por medio o en superficies de partículas del suelo en contacto directo con ellas).

Diversos autores describen que la CE_a del suelo está influida por diversas propiedades del suelo como la porosidad, concentración de electrólitos disueltos, textura, cantidad y

^{*} Adaptado de RHOADES et al. (1989) y CORWIN & LESCH (2003).

composición de los coloides (arcilla y materia orgánica), contenido de materia orgánica y contenido de agua (RHOADES et al. 1976; NADLER & FRENKEL, 1980; McNEILL, 1980). En materiales con pocas arcillas saturadas la propiedad principal medida a través de la conductividad eléctrica es la porosidad de la matriz del suelo, independiente de la distribución del tamaño de las partículas. De acuerdo con FREELAND (1989) suelos con bajos contenidos de materia orgánica tienen elevada resistencia eléctrica. Por otra parte, algunos minerales (magnetita, hematita, carbono, grafito, pirita y pirotita) presentes en el suelo actúan como aislantes, pero aún en este caso hay una pequeña corriente eléctrica transmitida en el suelo por medio de la superficie de las partículas, que favorece la medida de la CE_a del suelo.

RHOADES et al. (1976) y NADLER & FRENKEL (1980) describen que suelos con un contenido elevado de humedad tiene una mayor CE_a , y de esta manera, dificultan la interpretación de los datos, ya que aunque tengamos un suelo uniforme, el contenido en humedad varía con la profundidad, lo cual provoca que la CE_a varíe fuertemente con la profundidad. Por otra parte, la temperatura también afecta la CE_a del suelo (RHOADES et al., 1976; BREVIK & FENTON, 2000), el aumento de la temperatura en el suelo afecta a la viscosidad del agua y por lo tanto a la movilidad de los electrolitos disueltos en el suelo, aumentando la facilidad con la cual los iones se mueven en la solución del suelo (HARSTOCK et al., 2000).

Las principales líneas de estudio de la CE_a del suelo y los factores que influyen en la medida, están concentradas en tres propiedades principales: textura, humedad y salinidad (KACHANOSKI et al., 1990; RHOADES et al., 1990; COOK & WALKER, 1992; LESCH et al., 1995; SHEETS & HENDRICKX, 1995; PINCELLI, 2004), este hecho está favorecido por la buena correlación existente en la variabilidad espacial de estos factores en el suelo y los mapas de conductividad eléctrica aparente (McNEILL, 1980; RHOADES, 1993).

La medida de la CE_a del suelo es un método de muestreo rápido, que favorece la obtención de datos sobre el suelo y la distribución espacial de las propiedades con las que está relacionada. La clasificación del suelo usando la CE_a permite una base de datos efectiva para la delimitación de las propiedades físicas, químicas y biológicas del suelo y que desempeñan un papel importante en los procesos de producción agraria y de conservación ambiental. De esta manera, estos datos son esenciales para la monitorización temporal del estado del suelo, y para una implementación de los procesos de gestión (JOHNSON et al., 2001).

La CE_a del suelo ha sido medida mediante distintos métodos geofísicos, principalmente mediante inducción electromagnética y por contacto (RHOADES &

CORWIN, 1984). Actualmente, están disponibles en el mercado diversos equipos para la medida de la CE_a del suelo, tal como se muestra en la Tabla 1:

Tabla 1. Equipos para determinación de la conductividad eléctrica aparente (CE_a) del suelo disponible en el mercado.

METODOLOGÍA	
INDUCCIÓN ELECTROMAGNÉTICA	CONTACTO CON EL SUELO
	- MuCEP (PANISSOD et al., 1998);
- GEM 300 (GEOPHYSICAL SURVEY	- VERIS 3100 (LUND et al., 1998);
SYSTEMS, 1998);	- SOIL DOCTOR (LÜCK & EISENRIEICH,
- EM38-DD (GEONICS, 2005);	2001);
- DUALEM-1S (TAYLOR et al., 2003).	- ERM-01 (LANDVISER, 2004).
	- ARP-GEOCARTA (DABAS, 2001);

1.2.1.1. METODOLOGÍA DE CONTACTO CON EL SUELO

En este caso una corriente eléctrica se inyecta en el suelo por medio de un par de eléctrodos normalmente esta corriente es una corriente alterna para evitar efectos de polarización y de corrientes secundarias. El flujo de corriente en todo el volumen de suelo y subsuelo y su distribución espacial es función de la distribución espacial de las resistividades eléctricas, la salida de este tipo de sensores sería una resistividad eléctrica aparente. El voltaje resultante de la distribución espacial se mide en la superficie del suelo por dos o más electrodos. La relación del voltaje y la intensidad de la corriente, multiplicado por una constante (factor geométrico que depende de la configuración de los cuatro electrodos) es la resistividad eléctrica aparente (ρ_a), debido a que los materiales subsuperficiales tienen diferentes resistividades, las medidas en la superficie del suelo pueden caracterizar la distribución horizontal y vertical de las estructuras subyacentes.

Para una distribución dada de estructuras le corresponde un único valor de resistividad aparente, pero lo opuesto es falso: a un juego de datos (resistividad o conductividad aparente) puede corresponderle muchas estructuras diferentes; esta característica recibe el nombre de no unicidad del problema inverso, este hecho hace que algunos datos geofísicos obtenidos con estos métodos sean difíciles de interpretar. Consecuentemente algunos datos adicionales (muestreos de campo) son necesarios para caracterizar el origen de las anomalias (DABAS & TABBAGH, 2003).

1.2.1.2. METODOLOGÍA DE INDUCCIÓN ELECTROMAGNÉTICA

La inducción electromagnética es una técnica no invasiva, que permite la determinación de la CE_a por medio del proceso de transmisión de un campo magnético en el suelo, donde se pueden despreciar las corrientes de propagación y considerar sólo las corrientes de conducción (RHOADES & CORWIN, 1990). De acuerdo con OLIVEIRA (2006) los aparatos de medida de la CE_a por inducción electromagnética trabajan utilizando bajas frecuencias (< 1 MHz). La inducción electromagnética es generada de la siguiente manera (McNEILL, 1980):

- Una bobina emisora sobre el suelo es energizada con una corriente, generando un campo magnético primario oscilante (H_p) en las proximidades de la bobina transmisora (Figuras 2a y 2b) y que varia con el tiempo en el suelo;

- El campo magnético primario oscilante genera una variación en el flujo del campo magnético del suelo (medio conductor) que favorece la aparición de corrientes secundarias inducidas ("*eddy currents*") (Figura 2c);

- Las corrientes secundarias al pasar por el suelo generan un nuevo campo magnético, denominado campo magnético secundario (H_s). Una bobina receptora capta ambos campos magnéticos H_p y H_s , de esta manera, la relación entre H_p y H_s es función de las diferentes conductividades en el subsuelo, además de otros factores como la orientación, distancia entre las dos bobinas, frecuencia de operación y susceptibilidad magnética (Figura 2d).

La relación entre los módulos de los campos primario (H_p) y secundario (H_s) puede ser obtenida por medio de la ecuación 1 (McNEILL, 1980):

$$\frac{H_s}{H_p} \approx \frac{i\omega\mu_0 \sigma s^2}{4} \tag{1}$$

 H_p = campo magnético primario en la bobina transmisora; H_s = campo magnético secundario en la bobina receptora; $\omega = 2\pi f$; f = frecuencia (Hz);

 μ_0 = permeabilidad magnética del medio poroso del suelo;

 σ = conductividad eléctrica aparente del suelo (mS m⁻¹);

s = distancia de separación entre las bobinas;

 $i = \sqrt{-1}$



Figura 2. Esquema de la técnica de inducción electromagnética en el suelo: transmisión de la corriente primaria (a y b); interacción y conducción de la corriente secundaria (c); lectura de los campos magnéticos primario y secundario por medio de la bobina receptora (d).

El cociente entre el campo magnético secundario (H_s) y primario (H_p) es linealmente proporcional a la CE_a del suelo, aceptando la hipótesis de número bajo de inducción (LIN), de acuerdo a lo descrito por McNEILL (1980). A partir de lo cual es posible la determinación directa de la CE_a (Ecuación 2), es decir el valor de esta relación cuando la onda oscilante del campo magnético primario está en un cuarto del ciclo (p.e. 90°) (CALLEGARY et al., 2007, ABDU et al., 2007):

$$CE_a = \frac{4}{\omega\mu_0 s^2} \frac{H_s}{H_p}$$
(2)

El método de inducción electromagnética ha sido utilizado en diferentes campos:

- Estudio y construcción de mapas de la conductividad eléctrica aparente del suelo para uso en agricultura (McBRIDE et al., 1990; JAYNES, 1996; SUDDUTH et al., 2001; CORWIN & LESCH, 2003; LESCH et al., 2005; FRIEDMAN, 2005; SAMOUËLIAN et al., 2005; FITZGERALD et al., 2006);

- Estudios geológicos y hidrogeológicos (SLAVICH, 1990; DOOLITTLE et al., 1994; SHERLOCK & MCDONELL., 2003);

- Determinación de áreas contaminadas por metales pesados (STRZYSZCZ & MAGIERA, 1998; HANESCH & SCHOLGER, 2002; HANESCH et al., 2003; MAIER et al., 2006);

- Determinación y construcción de mapas de suelos (SLAVICH, 1990; DOOLITTLE et al., 1994; LESCH et al., 2005);

- Determinación del contenido de agua en el suelo (KACHANOSKI et al., 1988; KACHANOSKI et al., 1990; SHEETS & HENDRICKX, 1995; AUERSWALD et al., 2001; REEDY & SCANLON, 2003; SHERLOCK et al., 2003);

- Determinación de la salinidad del suelo (LESCH et al., 1995; CAMINHA JUNIOR et al., 1998; RHOADES et al., 1999; CORWIN & LESCH, 2003; AMEZKETA, 2007).

1.2.2. VARIABILIDAD ESPACIAL DE LAS PROPIEDADES DE SUELO Y PLANTA

Los suelos presentan a lo largo del paisaje una gran variabilidad natural que es resultante de la interacción de los diversos factores de formación, implicados en el proceso de meteorización. Esta situación de heterogeneidad del suelo es responsable de la variación espacial de las propiedades físicas, químicas y biológicas del suelo. Considerando que esta variabilidad tiene que ser consideradas en los procesos de producción agrícola, en los últimos años la llamada agricultura de precisión se ha desarrollado mucho (JOHANN et al., 2004).

Las propiedades físicas desarrollan un importante papel sobre el desarrollo vegetativo, si no el más importante (WARRICK & NIELSEN, 1980). El cultivo del suelo provoca modificaciones en la variabilidad espacial de las propiedades del suelo, dependiendo de la intensidad del laboreo (SOUZA et al., 2004b; UTSET & CID, 2001; STRECK et al., 2004).

La mayoría de los productores agrícolas consideran el suelo como uniforme a la hora del manejo, pero las propiedades del suelo son variables en el espacio y en el tiempo. Como consecuencia de estas variaciones, el uso del valor medio de una propiedad en estudio es a veces de poca utilidad, conduciendo a decisiones de manejo equivocadas, principalmente cuando estas decisiones se refieren al sistema suelo-planta-atmósfera (MACEDO et al., 1998). Así, tradicionalmente la agricultura convencional se ha basado en el muestreo del suelo con pocas muestras (McBRATNEY & PRINGLE, 1997).

La variabilidad espacial de las propiedades del suelo de interés agrícola, principalmente en áreas extensas puede ser relativamente elevada (SOUZA et al., 2004b), necesitando un manejo localizado que considere su variabilidad, lo que favorece la reducción de los costes de producción, debido al mejor aprovechamiento de los insumos y de la maquinaria agrícola.

La aplicación de un manejo diferenciado del suelo, por medio del aprovechamiento de las diferencias en los campos de cultivo, depende de un conocimiento adecuado de la variabilidad espacial de las propiedades de suelo y planta (SANTOS et al., 2003).

Actualmente, la investigación de la variabilidad espacial en la ciencia del suelo se apoya en la geoestadística que junto con la estadística clásica conforman técnicas de extraordinaria importancia agronómica (CARVALHO et al., 2003). La geoestadística permite establecer un modelo matemático que describe la variabilidad espacial de los datos, la cual será utilizada en el proceso de estimación para los puntos que no fueron muestreados. El término geoestadística es empleado para caracterizar el estudio estadístico de un fenómeno teniendo en cuenta su localización espacial, siendo a su vez caracterizado por la distribución en el espacio de una o más variables, denominadas "variables regionalizadas" (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978).

La diferencia básica entre la estadística clásica y la geoestadística consiste en que la primera requiere valores de las muestras sin considerar su posición espacial, siendo necesario en el caso de la segunda el conocimiento de su posición espacial, al considerar que las muestras se encuentran correlacionadas (dependientes) en el espacio (STURARO, 1993).

El análisis de la variabilidad espacial del suelo por medio de la geoestadística puede indicar alternativas de manejo que favorezcan la disminución de los efectos de la variabilidad espacial de las propiedades físicas y químicas del suelo sobre los cultivos.

La aplicación de las herramientas de la estadística clásica en la experimentación agrícola, utilizando pruebas de comparación entre tratamientos, está vinculada a la observación de los presupuestos básicos del análisis de varianza, tales como: independencia entre observaciones; independencia y homogeneidad entre los errores de las observaciones; aditividad de los efectos y normalidad de los residuos (ORTIZ, 2003). Por otra parte, se sabe que estas hipótesis no son corroboradas con la realidad encontrada en campo, dado que la

variabilidad espacial de los suelos existe siempre y si no es considerada, puede producir evaluaciones erróneas (VIEIRA, 2000).

Así, diversos estudios han demostrado que observaciones vecinas de variables del suelo presentan correlación entre si, siendo espacialmente dependientes (VIEIRA et al., 1983; PREVEDELLO, 1987; CANH et al., 1994; CAMBARDELLA et al., 1994; VIEIRA, 2000). BECKETT & WEBSTER (1971) describen el incremento de la variabilidad natural del suelo una vez labrado, cuando se compara con su estado natural, y de esta manera, de acuerdo con POCAY (2000) se contradice el concepto de que cuanto más intensamente laboreado es un suelo son más homogéneas sus propiedades físicas y químicas.

WEBSTER (1985) destaca la necesidad de obtener estimaciones de las propiedades del suelo y planear estudios de manera mas económica, buscando metodologías racionales y cuantitativas para el estudio de las variables intrínsecas del suelo. Así, la geoestadística surge como una herramienta importantísima para la detección de la variabilidad espacial de las diferentes variables, buscando sobre todo la optimización de los procesos de producción agrícola.

De acuerdo con VIEIRA (2000) los estudios sobre geoestadística se iniciaron con dos investigadores, en particular con Daniel G. Krige en 1951 estudiando datos de concentración de oro, concluyendo que no encontraba sentido en la varianza de los datos, si no se consideraba también la localización espacial y la distancia de separación entre las muestras. Así, las observaciones de Krige fueron generalizadas en la década de 60 por el investigador Georges Matheron que desarrolló la teoría de las variables regionalizadas (MATHERON, 1962, 1971).

OLEA (1975) describe que una variable regionalizada es una función numérica con distribución espacial, que varía de un lugar a otro con continuidad aparente. Esta descripción permite el análisis y conocimiento del comportamiento de la variabilidad espacial de cualquier propiedad con estas características. Las propiedades del suelo varían continuamente, sucediendo que los valores muestreados a menores distancias son más semejantes que los valores muestreados a distancias mayores. Si el espaciamiento entre datos es mayor que el radio de variabilidad espacial, no será posible la modelación geoestadística.

La obtención de una variable en un punto no muestreado viene acompañada de mucha incertidumbre. En la práctica, la variación espacial de una propiedad es muy irregular y cualquier ecuación matemática que relacione valores de una propiedad con su localización debe ser compleja (WEBSTER & OLIVER, 1990). De esta manera los métodos geoestadísticos basados en modelos matemáticos complejos permiten la estimación de los

valores no muestreados sin tendencia y con varianza mínima, dado que el espaciamiento permite la detección del patrón de variabilidad espacial por medio del semivariograma experimental (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

Los conceptos teóricos de la geoestadística tienen su bases en funciones y variables aleatorias (VIEIRA, 2000), así que es preciso relacionar el conjunto de datos en estudio con las hipótesis de la geoestadística. Esta restricción es necesaria para que se puedan adecuar los datos a una función matemática que posibilite la determinación de la variabilidad espacial. COSTA (1999) y VIEIRA (2000) resaltan que formalmente una variable regionalizada es estacionaria si los momentos estadísticos de esta variable son los mismos para cualquier posición en el campo de muestreo, no variando con la translación si son respetadas las siguientes suposiciones:

1) La media o valor esperado de la diferencia entre dos variables de dos puntos separados por una distancia h es igual a cero, indicando que no existe ninguna tendencia visual en el semivariograma, o sea, el semivariograma experimental alcanza una meseta dentro del área considerada;

2) La varianza de las diferencias entre los puntos separados por una distancia h depende únicamente de esta distancia, que podemos llamar de "*lag*". Esta característica implica la homogeneidad de la varianza entre puntos que tienen la misma distancia de separación entre ellos.

Las hipótesis principales de la geoestadística son: hipótesis de estacionariedad de segundo orden, hipótesis intrínseca y la hipótesis de tendencia o de krigeado universal (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978; VIEIRA, 2000). La hipótesis intrínseca es la más conocida como hipótesis de estacionariedad fuerte (TRANGMAR et al., 1985), en esta hipótesis es preciso comprender inicialmente que la estacionariedad de primer orden implica que el valor esperado de la función $Z(x_i)$ es el mismo para toda el área, independiente de la posición en el campo o de la distancia de separación (*h*). La estacionariedad de segundo orden exige la existencia de varianza finita (VIEIRA, 2000), por esta razón, esta hipótesis es muy difícil de ser satisfecha.

La hipótesis intrínseca considera que la media de los valores $Z(x_i)$ y la varianza de los incrementos $Z(x_i)$ - $Z(x_i+h)$ son independientes de la localización en el área de muestreo, siendo función solamente del valor de h (distancia de separación entre muestras), requiriendo únicamente la existencia del semivariograma con meseta, sin la exigencia de varianza finita, esta hipótesis es la más frecuentemente utilizada en geoestadística por ser menos restrictiva (VIEIRA, 2000).

En la hipótesis de tendencia o de krigeado universal, los conjuntos de pares de semivarianza crecen sin límite para todos los valores de *h* calculados, cuando se ajustan a un modelo matemático. Este fenómeno presenta capacidad infinita de dispersión, no teniendo varianza finita y su covarianza no puede ser definida.

Los conceptos utilizados hasta el momento explican la continuidad espacial de un determinada propiedad. No obstante, para que los datos puedan ser interpolados sin tendencia y con varianza mínima por medio del krigeado es preciso que sean ajustados a un modelo matemático que represente la variabilidad espacial de la propiedad estudiada. El semivariograma experimental es una herramienta básica de soporte para la técnica de krigeado pues permite representar numéricamente la variación de un fenómeno regionalizado (HUIJBREGTS, 1975).

El semivariograma muestral puede ser estimado por medio de la ecuación 3:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2 N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2$$
(3)

donde: $\gamma(h)$ es la semivarianza estimada; N(h) representa el número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$ separados por un vector (h). La dependencia espacial se manifiesta como una medida de la correlación entre muestras que disminuye con el aumento de la distancia de separación entre muestras, y desaparece completamente cuando la distancia entre puntos de muestreo es suficientemente grande para que la dependencia espacial no pueda ser detectada, y en ese caso las muestras son consideradas estadísticamente independientes (VIEIRA, 2000).

El grafico del semivariograma experimental (Figura 3), es ajustado de acuerdo con los siguientes parámetros:

1) Efecto pepita (C_0) indica la variabilidad no detectada en el muestreo y/o la existencia de errores experimentales;

2) Varianza estructural (C_1) indica hasta que punto la variabilidad de los datos crece hasta que no hay más semejanza entre la variabilidad de las muestras;

3) Alcance o rango (*a*) indica hasta que distancia las muestras tienen dependencia espacial.



Figura 3. Semivariograma experimental.

Es muy importante que el modelo matemático ajustado al semivariograma experimental represente la tendencia de γ en relación a *h*, de esta manera las estimaciones obtenidas por medio de la técnica de interpolación por krigeado no tendrán tendencia y su varianza será mínima. El procedimiento de ajuste de un modelo matemático al semivariograma experimental es uno de los aspectos mas importantes de la aplicación de la teoría de las variables regionalizadas, y no es directo y automático, pues en este proceso el usuario inicialmente hace un primer ajuste y verifica la adecuación del modelo, dependiendo del modelo ajustado puede o no redefinir el modelo, hasta que se obtenga un modelo considerado satisfactorio. Por otra parte, también se puede utilizar un procedimiento de validación cruzada llamado de "*jack-knifing*" (VIEIRA, 2000).

VIEIRA et al. (1983) describe que la obtención del semivariograma experimental constituye el primer paso para el análisis geoestadístico. Los modelos matemáticos básicos de ajuste son denominados isotrópicos (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989) y están divididos en modelos con meseta y modelos sin meseta.

Los modelos con meseta son denominados en geoestadística como modelos transitivos. Los modelos del segundo tipo no alcanzan una meseta, y continúan aumentando al aumentar la distancia de separación entre pares de semivarianza, y son utilizados para modelar fenómenos que poseen capacidad infinita de dispersión, en este caso podemos citar como ejemplo el modelo lineal y el modelo de potencia (WEBSTER & OLIVER, 1990, VIEIRA, 2000) (Figura 4). Los modelos transitivos más utilizados son el modelo esférico, exponencial y gaussiano (WEBSTER & OLIVER, 1990, VIEIRA, 2000) (Figura 4).



Figura 4. Modelos de semivariograma con meseta.

Una vez ajustado el semivariograma experimental al mejor modelo, la técnica de interpolación por krigeado puede ser utilizada para definir los valores de los puntos no muestreados. El krigeado utiliza la dependencia espacial entre muestras vecinas expresada por el semivariograma para estimar valores en cualquier posición dentro del área de estudio (VIEIRA, 2000).

Los conceptos presentados hasta aquí, describen la variación espacial de una única variable, pero estos conceptos pueden ser ampliados para el análisis de más de una variable denominándose en este caso geoestadística multivariada (WACKERNAGEL, 1995). En el análisis geoestadístico multivariado utilizamos variables correlacionadas, consistiendo en la mejora de la estimación de una variable principal muestreada en un reducido número de puntos, utilizando otra variable secundaria con la cual se encuentra altamente correlacionada, encontrándose esta variable secundaria muestreada en un número mayor de puntos, este proceso se denomina cokrigeado y es una extensión del krigeado (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978; WACKERNAGEL, 1995; VIEIRA, 2000). El cokrigeado ordinario requiere el conocimiento no sólo del modelo de semivariograma de cada una de las variables, sino además, del semivariograma cruzado entre las variables (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989; WEBSTER & OLIVER, 1990; WACKERNAGEL, 1995; VIEIRA, 2000).

1.2.3. DISEÑO DEL MUESTREO ESPACIAL

De acuerdo con BRUS & HEUVELINK (2007) en el proceso de mapeado de variables ambientales se destacan dos etapas: la primera es el proceso de muestreo de las propiedades de interés y la segunda etapa es la predicción o interpolación, siendo la calidad de los mapas definida por ambas etapas. GOOVAERTS (1997) y HEUVELINK & WEBSTER (2001) resaltan que los métodos de predicción y interpolación se han desarrollado mucho en los últimos años principalmente en relación a los algoritmos de krigeado, los algoritmos de interpolación univariante se desarrollaron permitiendo la interpolación de variables múltiples, donde la predicción es mejorada por medio de covariables o variables secundarias.

Así, en los estudios agrícolas y ambientales, el mayor problema es decidir la localización de los puntos donde se van a recoger los datos, para conseguir una eficiente estimación de parámetros y/o predecir valores en lugares no muestreados. Este problema se conoce como diseño de muestreo espacial y ha sido estudiado en númerosos trabajos (McBRATNEY & WEBSTER, 1981; LESCH et al., 1995; ROYLE & NYCHKA, 1998; BRUS et al, 1999; McKENZIE & RYAN, 1999; van GROENINGEN et al., 1999; LARK, 2002; HENGL et al., 2003; McBRATNEY et al., 2003; ZHU & STEIN, 2006; BRUS & HEUVELINK, 2007; BRUS et al, 2007; BUI et al, 2007; DOBERMANN & SIMBAHAN, 2007; HEUVELINK et al., 2007; MINASNY y McBRATNEY, 2007).

Los esquemas de muestreo espacial se desarrollan para determinar las localizaciones de las muestras que pueden describir la variación de determinadas propiedades en un área de interés. Hay que tener en mente que las técnicas de muestreo optimizado no siempre son capaces de representar la variabilidad espacial de los datos originales (SIQUEIRA et al., 2007).

LLOYD & ATKINSON (1999; 2001) describen que el principal problema encontrado durante el proceso de muestreo es determinar la distancia de separación entre las muestras para obtener la precisión deseada durante el proceso de krigeado ordinario. En este sentido, McBRATNEY et al. (2003) resaltan que el muestreo del suelo es una parte importante del mapeado digital del suelo (DSM – Digital Soil Mapping), siendo la principal idea que las propiedades del suelo tienen alguna clase de correlación con otras variables ambientales, estas variables son la información secundaria que está disponible en una malla regular o bien está densamente muestreada. p.e. modelos de elevación digital, mapas geológicos, imágenes de sensores remotos, medidas de conductividad eléctrica aparente. Esta información secundaria puede ser utilizada para optimizar las localizaciones del muestreo o bien para mejorar la predicción de las variables del suelo de interés usando regresión estadística, krigeado con deriva externa o cokrigeado (GOOVAERTS, 1997), destacando que el uso de la información secundaria también permite la mejora de la estimación espacial en especial cuando el número de datos de la variable principal es limitado.

BRUS & de GRUIJETER (1997) resaltan que las técnicas de muestreo optimizado poseen dos enfoques principales: el diseño optimizado básico que tiene como base la teoría de las probabilidades y los modelos basados en las herramientas de la geoestadística. BALCE (1987) describe un modelo de muestreo optimizado basado en el análisis fractal. Sin embargo, es importante destacar que en todos los sistemas de muestreo optimizado se permite el uso de variables secundarias, permitiendo su adaptación a las más diversas necesidades. MINASNY & McBRATNEY (2006) resaltan que el muestreo optimizado además de favorecer la predicción de propiedades de interés también puede ser utilizado para la determinación de parámetros estadísticos y geoestadísticos.

LLOYD & ATKINSON (1998) describen que el semivariograma puede ser utilizado en el proceso de muestreo optimizado principalmente porque permite caracterizar la variabilidad espacial, permitiendo la estimación, simulación y la determinación de estrategias de muestreo.

SOUZA et al. (2006) muestran que el proceso de optimización del muestreo es dependiente de la escala del área, de la intensidad de muestreo y del manejo del área. LLOYD & ATKINSON (1998) estudiando la variabilidad espacial de la topografía del suelo en diferentes escalas encontraron diferentes semivariogramas para cada una de las escalas de muestreo utilizadas, debiéndose esto a que los factores de formación del suelo se manifiestan de distintas maneras a lo largo del paisaje. LARK (2002) describe que en muchos casos en áreas con características pedogenéticas semejantes se puede utilizar las informaciones disponibles para tener una idea de la magnitud y escala de la variabilidad espacial. De esta manera, los modelos de optimización espacial deben ser sobretodo modelos basados en el conocimiento previo de variables de fácil muestreo, que se encuentren correlacionadas con otras propiedades del suelo y que ofrezcan la posibilidad de cartografiar detallamente el área de estudio.

KRAVCHENCO & BULLOCK (2000) estudiando las correlaciones de las producciones de soja y maíz con la posición topográfica y de propiedades químicas del suelo, comprobaron que los parámetros topográficos explicaron el 6 % y el 54 % de la variabilidad de la productividad de maíz y soja, y cuando se combinaron las características topográficas y las propiedades químicas, fue explicada del 10 % al 78 % de la variabilidad de la

productividad maíz y soja. En este sentido, MONTANARI et al. (2005) y SOUZA et al. (2006) describen la forma del paisaje como un criterio que debe ser considerado en el proceso de optimización del muestreo.

MINASNY & McBRATNEY (2006; 2007) describen que las estrategias de muestreo optimizado del suelo son desarrolladas con distintos objetivos:

 Estimación del semivariograma (PETTITT & McBRATNEY, 1993; LLOYD & ATKINSON, 1998; LARK, 2002);

2) Estimación de variables del suelo utilizando la estimación espacial. En este caso, son incluidos los métodos de minimización de la varianza del krigeado (McBRATNEY & WEBSTER, 1981; van GROENIGEN et al., 1999; MONTANARI et al., 2005; SOUZA et al., 2006; DOBERMANN & SIMBAHAN, 2007; HEUVELINK et al., 2007; MINASNY & McBRATNEY, 2007);

3) Estimación por medio de un redimensionamiento del muestreo original modificando la distancia de separación entre muestras, consiguiendo el relleno de la cobertura espacial (JOHNSON et al., 1990; ROYLE & NYCHKA, 1998);

4) Establecimiento de un modelo de predicción espacial por medio de variables auxiliares o secundarias (LESCH et al., 1995; HENGL et al., 2003).

5) Estimación del muestreo optimizado considerando la incertidumbre por medio de modelos bayesianos (LE & ZIDEK, 1992; HANDCOCK & STEIN, 1993; DIGGLE et al., 2003; LOPHAVEN, 2004; DIGGLE & LOPHAVEN, 2006).

Los esquemas de muestreo se pueden optimizar en un contexto geoestadístico, por esta razón, McBRATNEY & WEBSTER (1981) propusieron el uso del semivariograma para calcular el espaciamiento de la malla requerido para alcanzar una varianza del krigeado óptima, para una gama de valores de espaciamiento y tamaño de bloque de la malla calculaban la varianza media del krigeado, y determinaron el espaciamiento de la malla para alcanzar una varianza de krigeado particular.

van GROENIGEN et al. (1999) optimizaron el muestreo minimizando la varianza del krigeado por medio de un algoritmo de templado simulado espacial (SSA – Spatial Simulated Annealing), una de las dificultades principales de la aproximación geoestadística es que requiere el conocimiento previo del semivariograma de la variable del interés. ZHU & STEIN (2006) diseñaron una aproximación con el objetivo de obtener la predicción espacial cuando los parámetros de la covarianza tienen que ser estimados a partir de los mismos datos, incorporando la incertidumbre del parámetro del semivariograma como un criterio de diseño que representa la incertidumbre en la predicción, y utilizaron un algoritmo de templado
simulado para buscar el diseño óptimo. Un método alternativo se basa en un criterio geométrico, que no implica el conocimiento del semivariograma, ROYLE & NYCHKA (1998) consideraban esquemas de la cobertura del espacio por el que los puntos de muestreo se localizan para reducir al mínimo un criterio que es solamente una función de la distancia entre las localizaciones del muestreo y no de las localizaciones del muestreo.

LOPHAVEN (2004) y DIGGLE & LOPHAVEN (2006) proponen la estimación de los puntos de muestreo optimizado utilizando un modelo bayesiano, teniendo como base el modelo de predicción no paramétrico propuesto por WARRICK & MYERS (1987) y ROYLE & NYCHKA (1998), así la incertidumbre es considerada durante el proceso de optimización aumentando la eficiencia del proceso de diseño de muestreo espacial.

BRUS et al (1999, 2007) propusieron minimizar la distancia media al cuadrado (kmedias) más corta usando clustering, las coordenadas espaciales de una malla fina discretizada usando las propiedades del clustering. Esto conduce a subregiones geográficamente compactas que pueden ser usadas como estratos en un diseño del muestreo basado en la media espacial. Alternativamente, los centroides de los estratos se pueden utilizar como puntos del muestreo en modelos basados en mapas. MINASNY & McBRATNEY (2002) aplicaron una aproximación similar basada en un algoritmo de kmedias difusas para distribuir los puntos de muestreo uniformemente sobre todo el área de estudio.

LESCH et al. (1995) y LESCH (2005) desarrollaron un algoritmo con el objetivo de la calibración de los datos de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a), la estrategia de muestreo selecciona muestras que cubren la gama de valores CE_a separados físicamente lo más distantes como sea posible, basándose en un algoritmo de superficie de respuesta multiple.

GESSLER et al. (1995) propusieron un esquema de muestreo al azar de propiedades del suelo considerando la combinación entre los parámetros topográficos (curvatura, índice de composición topográfica y la curvatura media del plano pendiente arriba) y propiedades del suelo (profundidad del horizonte A, profundidad del suelo y presencia/ausencia de horizonte tipo "pan") por medio de un modelo de predicción espacial. McKENZIE & RYAN (1999) usaron propiedades del terreno, datos climáticos y geológicos para estratificar área en clases, y entonces seleccionar al azar muestras dentro de cada clase.

HENGL et al. (2003) propusieron un muestreo usando componentes principales de los variables ambientales. HEUVELINK et al. (2006) diseñaron un esquema de muestreo para la predicción espacial usando variables ambientales minimizando la varianza del krigeado

universal, sin embargo entre los requisitos previos de este método están: el conocimiento del tipo de modelo y de la estructura espacial de los residuos. MINASNY y McBRATNEY (2006) sugirieron el muestreo de la característica o el espacio de la variable más que el espacio geográfico, propusieron el muestreo de hipercubo latino en el espacio de la variable, por el que seleccionan los puntos de la observación que crean un hipercubo latino de las variables secundarias, siendo deseable no sólo muestrear en el espacio de la variable, sino también tomar en consideración la extensión en el espacio geográfico. McBRATNEY et al. (1999) y MINASNY & McBRATNEY (2007) proponen el método de la varianza quad-tree que es un método alternativo para muestrear si se cuenta con variables secundarias, este método divide el área de interés en cuadrantes que son más o menos homogéneos, en este caso el objetivo del muestreo es diseñar el muestreo en presencia de una variable secundaria

2. MATERIAL Y MÉTODOS

2.1. DESCRIPCIÓN DEL ÁREA DE ESTUDIO

El área de estudio está localizada en la Comarca de Terra Chá en la zona interior al nordeste de Lugo (Galicia, España), como su nombre indica, Terra Chá, la comarca más extensa de Galicia, ocupa una extensa llanura (1.624 km²) (TRAGSA, 2009), delimitada en sus rebordes por relieves montañosos y recorrida en su interior por una densa red de cursos fluviales.

La morfología de la Terra Chá, cuyo relieve es muy suave y con escasos accidentes topográficos, se debe a su origen sedimentario. La deposición de materiales detríticos sobre una depresión tectónica durante el Terciario y el Cuaternario configuraron el paisaje horizontal actual donde las escasas elevaciones del terreno tienen carácter residual y se corresponden con afloramientos graníticos. Según CASTELAO (1992) 68 % de los suelos de la Comarca de Terra Chá son clasificados como cambisoles encontrados en zonas con hidromorfia con mayor pendiente, 22 % gleisoles descritos en zonas con mayor pendiente que los anteriores y los 10 % como fluvisoles (caracterizados por su cercanía a los cauces de fluviales). De acuerdo con CANCELA BARRIO (2004), los cambisoles de Terra Chá presentan unas características muy variables y por lo general tienen una calidad agrícola media en función de otras posibles propiedades que puedan tener, o del clima. Vienen asociados a propiedades gleicas, que hacen referencia a la presencia del nivel freático muy alto, característica muy significativa de los suelos de Terra Chá.

La abundancia de precipitaciones, así como la densa red hidrográfica favorecen un paisaje siempre verde, cubierto de prados y pastos, entre los que se intercalan frondosos bosques de abedules, alisos y sauces recorriendo las riberas de los ríos; o de castaños y robles en las zonas más montañosas.

Económicamente en la Comarca de Terra Chá predomina el sector primario con 13.000 explotaciones ganaderas que albergan 110.000 cabezas de vacuno de aptitud láctea, empleando 57 % de la población activa comarcal (TRAGSA, 2009). De acuerdo con GÓMEZ et al. (2003) el predominio de la producción ganadera en la región hace que los principales cultivos existentes sean la pradera y el maíz forrajero, teniendo el segundo menor peso en

cuanto a superficie, aunque los últimos años, el cultivo de maíz ha ido en aumento, rodando el 20 % de la superficie agrícola actual.

El área de estudio tiene una superficie de 6 ha y está localizada en la granja experimental de Gayoso-Castro, Castro de Ribeiras de Lea, Lugo, España (Figura 5). Las coordenadas geográficas del área son latitud 43° 09' 49'' N y longitud 7° 29' 47'' W, con una elevación media de 410 m y una pendiente de 2 % (Figura 6). La temperatura media anual es de 11,2 °C y precipitación total media de 930 mm (datos 1961-1990) (PAZ GONZÁLEZ et al., 1996b).



Figura 5. Localización geográfica del área de estudio.



Figura 6. Área de estudio y mapa de elevación digital.

El suelo del área experimental (Figura 7) presenta un perfil con horizontes $A_p - B_w - B_{tg}$, y es clasificado de acuerdo con FAO-ISRIC (1994), como Cambisol gleico y tiene como material de origen sedimentos del Terciario/Cuaternario (CASTELAO & DÍAZ-FIERROS, 1992), los cuales son miopliocénicos en cuyo techo se aprecian capas alternantes de materiales arcillosos y arenosos, frecuentemente recubiertos por un manto cuaternario más o menos espeso. El suelo del área se caracteriza por tener a lo largo del perfil capas de sedimentos con granulometría heterogénea. La Tabla 2 presenta los datos analíticos del suelo en el área de estudio.. La textura de la tierra fina es franco-arenosa en el horizonte A_p , franco-arcillo-arenosa en B_w y arcillosa en el B_{tg} ; la discontinuidad textural entre los niveles cuaternarios (horizontes A_p y B_w) y terciarios (horizonte B_{tg}) resulta si cabe más patente al considerar el contenido de gravas. Contrasta asimismo, el contenido en materia orgánica del horizonte A_p (> 8,5 %) con los horizontes inferiores (< 1,5 %) (PAZ GONZÁLEZ et al., 1997).



Figura 7. Perfil del suelo en el área de estudio.

Tabla 2^{*}. Datos analíticos del suelo para el área de estudio.

Horizonte	Profundidad (m)	MO (g dm ⁻³)	Arcilla	Limo	Arena	Grava		
	FIOIUIIuluau (III)		g kg ⁻¹					
A _p	0,0-0,35	50,50	175,00	191,00	634,00	370,00		
\mathbf{B}_{w}	0,35-0,70	7,20	192,00	207,00	591,00	448,00		
\mathbf{B}_{tg}	+0,70	2,60	479,00	280,00	241,00	-		

MO: materia orgánica.

^{*} Adaptado de NEIRA SEIJO (1993).

La clasificación climática del área de estudio de acuerdo con Köppen es del tipo Cfb, con clima templado húmedo con verano cálido y sin estación seca (XUNTA, 2002). Las figuras 8, 9 y 10 presentan respectivamente, la precipitación (mm), evapotranspiración (mm/día) y temperatura (°C). Los gráficos de los parámetros climáticos fueron construidos utilizando datos de la Estación Climatológica del Sistema de Información Agroclimática para el Regadío (SIAR) del Ministerio de Medio Ambiente, de Medio Rural y Marino, localizada al lado del área de estudio. La evapotranspiración de referencia (ETo, mm) fue determinada por medio del método de Penman-Monteith FAO (ALLEN et al., 1998).



Figura 8. Precipitación diaria sobre el área de estudio y las fechas de muestreo.



Figura 9. Evapotranspiración de referencia diaria para el área de estudio en el período de medida.



Figura 10. Temperaturas media, máxima y mínima diarias en el período de medida.

En 1988 el área de estudio fue cultivada con maíz (*Zea mays* L., cultivar M379), en 1989 el área fue sembrada con dáctilo (*Dactylis glomerata* L.). En los últimos años el área de estudio viene siendo sembrada con forrajeras utilizando una mezcla del tipo F2 (Semillas Fito[®]) para siega, compuesta por las siguientes especies: *Lolium multiflorum* (L.), *Trifolium pratense* (L.), *Dactylis glomerata* (L.) y *Trifolium repens* (L.).

En el día 20/06/2008 el área de estudio fue sembrada con maíz (*Zea mays* L.) mediante no laboreo, siendo empleada la variedad para ensilado TECK (Semillas Fito[®]) con 64 días de período vegetativo, 53 días de período de producción y 21 días de período de secado, esta variedad presenta como características ser especialmente indicada para siembras tardías y segundas cosechas en zonas frías.

2.2. DETERMINACIÓN DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA DEL SUELO

La conductividad eléctrica del suelo (CE_a) fue determinada utilizando un equipo de inducción electromagnética EM38-DD (GEONICS LIMITED, 2005), cuyas características están descritas en la Tabla 3. El aparato está compuesto por dos unidades de lectura, una en la posición horizontal (CE_a-H) y otra en la posición vertical (CE_a-V), cuya curva de respuesta relativa demuestra una mayor sensibilidad del aparato hasta 0,4 m en el dipolo horizontal y de 1,5 m en el dipolo vertical (McNEILL, 1980; GEONICS LIMITED, 2005).

Características	Especificaciones					
- Rango de medida	Hasta 1,000 mS m ⁻¹					
- Precisión de la medida	$\pm 0,1$ % de desviación máxima					
- Espaciamiento entre bobinas	1 metro					
Fraquancia de anoración	14,6 kHz (Dipolo Vertical)					
- Frecuencia de operación	17,0 kHz (Dipolo Horizontal)					
- Temperatura de trabajo	-30 °C hasta +50 °C					
- Batería	9 V (30 horas de trabajo continuo)					

Tabla 3^{*}. Características del equipo de inducción electromagnética EM38-DD.

De acuerdo con WAIT (1962) y McNEILL (1980) la respuesta relativa de los aparatos de inducción electromagnética en el perfil del suelo puede ser descrita por medio de las siguientes ecuaciones (4 y 5):

$$\varphi_{V|V}(Z) = 2 \quad \frac{4Z}{(4Z^2 + 1)^{\frac{1}{2}}} \tag{4}$$

$$\varphi_{H \ H}(Z) = 2 \quad \frac{4Z}{(4Z^2 + 1)^{\frac{1}{2}}}$$
(5)

donde, la sensibilidad relativa del sensor de inducción electromagnética disminuye con el aumento de la profundidad (Figura 11) tanto en el dipolo horizontal ($\boldsymbol{\Phi}_{H-H}$) como en el dipolo vertical ($\boldsymbol{\Phi}_{V-V}$) (GEONICS, 2005). Por medio de la Figura 11 se puede notar que el dipolo horizontal ($\boldsymbol{\Phi}_{H-H}$) presenta una mayor sensibilidad que el dipolo vertical ($\boldsymbol{\Phi}_{V-V}$) a la distancia del aparato al suelo, influyendo de esta manera en la medida.

^{*} Adaptado de GEONICS (2005).



Figura 11^{*}. Respuesta relativa del sensor por inducción electromagnética EM38-DD en función de la profundidad.

Para la utilización del aparato en campo, el mismo fue calibrado de acuerdo con las recomendaciones de GEONICS (2005), dado que el aparato es muy sensible a las condiciones ambientales como la temperatura del aire, es recomendable calibrar el equipo al menos una vez a cada hora (SUDDUTH et al., 1999), por otra parte, el fabricante recomienda que la calibración sea realizada de tres a cuatro veces al día para evitar la deriva térmica del aparato. El aparato también es sensible a la presencia de objetos metálicos, de esta manera, durante el proceso de calibración y medida es recomendable que el operador no tenga encima objetos metálicos que puedan interferir en el proceso de calibración afectando las medidas de la conductividad eléctrica del suelo en campo (GEONICS LIMITED, 2005).

El muestreo de la conductividad eléctrica del suelo fue realizado en los días 14/03/2008 (1887 puntos de muestreo), 03/04/2008 (1871 puntos de muestreo) y el 23/06/2008 (1859 puntos de muestreo, Figura 12), utilizando un ordenador de campo (Allegro Cx Juniper Systems) y un GPS RTK (StarFire de John Deere) para realizar el

^{*} Adaptado de McNEILL, 1992.

georeferenciamento de las lecturas del aparato EM38-DD, montado en un carro no metálico desarrollado en el Laboratorio de Hidráulica de la Escuela Politécnica Superior de la Universidad de Santiago de Compostela (Figura 13).



Figura 12. Esquema del muestreo de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a).



Figura 13. Equipo de medida de datos de la conductividad eléctrica aparente del suelo.

Con el objetivo de correlacionar el desarrollo de las plantas de maíz (*Zea mayz* L.) en el área de estudio fueron realizados medidas adicionales de la conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H) del suelo el 10/07/2008 y el 07/08/2008, estas medidas fueron realizadas en los 40 puntos de muestreo optimizado del suelo (Ítem 2.4, Figura 15).

2.3. ANÁLISIS ESTADÍSTICOS Y GEOESTADÍSTICOS

2.3.1. ANÁLISIS ESTADÍSTICOS

Los análisis estadísticos fueron realizados utilizando el software BIOESTAT 2.0 (AYRES et al., 2000) que proporcionó los principales momentos estadísticos: media, varianza, desviación estándar, coeficiente de variación, asimetría, curtosis y la desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal por medio del test de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad del error de 1 %.

El análisis estadístico inicial permite describir la dispersión de los datos por medio de las medidas de posición (media, asimetría y curtosis) y la variabilidad de los datos por medio de las medidas de dispersión (varianza, desviación estándar y coeficiente de variación) de los datos. Las informaciones ofrecidas por las medidas de posición son importantes porque permiten inferir si en el conjunto de datos existe la presencia de datos anómalos, también llamados de valores extremos. Los valores extremos modifican la distribución de los datos, siendo los valores de asimetría y curtosis los más sensibles a presencia de los valores extremos. De acuerdo con SIQUEIRA et al. (2008a,b) las informaciones proporcionadas por las medidas de posición permiten describir si los datos pertenecen a la misma población. Así, las informaciones ofrecidas por las medidas de posición son complementadas por las medidas de dispersión. En este estudio, los valores de coeficiente de variación (CV, %) fueron utilizados para determinar la variabilidad de los datos según la clasificación de WARRICK & NIELSEN (1980): $CV \le 12$ %, bajos; CV 12,00-60,00 %, medianos; $CV \ge 60$ %, elevados.

2.3.2. ANÁLISIS GEOESTADÍSTICOS

En este trabajo se ha efectuado el análisis geoestadístico construyendo y modelando semivariogramas experimentales y determinando los valores para los puntos no muestreados

por medio de la técnica de interpolación por krigeado. El análisis inicial demostró que algunas variables presentaron tendencia, en este caso se utilizó el krigeado ordinario residual y el krigeado universal. En el caso del krigeado ordinario residual previamente fue realizada la retirada de tendencia utilizando las siguientes ecuaciones, para la estimación de los residuos:

1. Lineal

$$m(x) = A_0 + A_1 x + A_2 y + A_3 x y$$
(6)

2. Cuadrática o parabólica

$$m(x) = A_0 + A_1 x + A_2 y + A_3 x^2 + A_4 y^2 + A_5 xy$$
(7)

3. Cúbica

$$m(x) = A_0 + A_1 x + A_2 y + A_3 x^2 + A_4 y^2 + A_5 xy + A_6 x^3 + A_7 y^3 + A_8 x^2 y + A_9 xy^2$$
(8)

De esta manera, con la retira de la tendencia fue posible determinar el semivariograma experimental de los residuos, ajustando un modelo de semivariograma mediante validación cruzada utilizando el software PROGEOESTAT (VIEIRA et al., 2002).

Para la construcción de los mapas de isolíneas se utilizó el software SURFER 7.0 (GOLDEN SOFTWARE, 1999) considerando los valores determinados por medio del krigeado residual, donde se supone conocida la deriva m(x). La deriva espacial se estimó mediante el método de mínimos cuadrados, los residuos se calcularon mediante la ecuación 9:

$$R(x) = Z(x) \quad m(x) \tag{9}$$

El residuo sería la diferencia entre la variable regionalizada y la deriva. Las otras dos posibles opciones para solucionar el problema que crea la existencia de una deriva dentro del vecindario de búsqueda, serían suponer por una parte que la deriva es una ecuación con coeficientes constantes para toda el área de estudio (krigeado residual) o suponer que los coeficientes de la ecuación de deriva varían en cada lugar del área de estudio (krigeado universal o krigeado con un modelo de tendencia), en este último caso se resolvería simultáneamente la deriva a la vez que se resuelven las ecuaciones de krigeado.

2.3.3. CORRELACIÓN LINEAL Y ESPACIAL

Con el objetivo de determinar la correlación lineal entre la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) medida en los dipolos vertical (CE_a-V) y el dipolo horizontal (CE_a-H) y las propiedades del suelo y planta estudiadas, fueron construidas matrices de correlación entre los pares de datos. La clasificación de SANTOS (2007) fue utilizada para determinar el valor de la correlación entre los pares de datos: /r/ = 1: perfecta; $0.8 \le /r/ < 1$: fuerte; $0.5 \le /r/$ < 0.8: moderada; $0.1 \le /r/ < 0.5$: débil; 0 < /r/ < 0.1: débilmente y r = 0: nula.

2.3.4. MÉTODOS PARA EL DISEÑO DEL MUESTREO ESPACIAL: SOFTWARE SANOS Y ESAP

2.3.4.1. SANOS

El software SANOS 0.1 (van GROENINGEN, 2000) fue utilizado para determinar la localización de los puntos de muestreo optimizado de la conductividad eléctrica aparente (CE_a) del suelo, teniendo como criterio de optimización la minimización de la varianza de la media del krigeado en el área de estudio, por medio de un algoritmo de "templado simulado espacial" (SSA-Spatial Simulated Anneling, van GROENINGEN, 1999).

El algoritmo SSA considera los parámetros de ajuste del semivariograma los de las medidas de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a), en este caso los parámetros del semivariograma residual (CE_a -V e CE_a -H), ya que existe tendencia en estas variables y SANOS no permite trabajar con krigeado universal. El SSA también es conocido como modelo estocástico de ascenso rápido ("stochastic hill-climbing") o análisis de Monte-Carlo (KIRKPATRICK et al., 1983; AARTS y KORST, 1989).

El SSA empieza con un conjunto de localizaciones aleatorias (S_0) y comienza un bucle a través de los puntos, cambiando uno en cada ciclo. En cada paso el criterio óptimo se calcula la aptitud o sea, el mejor esquema de muestreo considerando la función de adecuación (Ecuación 20). Si la nueva configuración resultante del cambio es mejor que el esquema óptimo previo, se guarda como la nueva configuración óptima $\phi(S_0)$. Posteriormente, un nuevo sistema de muestreo es creado (S_1), y si es peor, queda almacenado pero con una probabilidad que decrece con el número de ciclos cuyo valor de aptitud es calculado de acuerdo con el criterio Metrópolis ("Metropolis-criterion"):

$$P_{c}(S_{i} \rightarrow S_{i+1}) = 1, \qquad \qquad if \phi(S_{i+1}) \le \phi(S_{i})$$

$$P_{c}(S_{i} \rightarrow S_{i+1}) = \exp(\frac{\phi(S_{i}) - \phi(S_{i+1})}{c}), \qquad \qquad if \phi(S_{i+1}) > \phi(S_{i}) \qquad (20)$$

Después que el criterio Metrópolis es aplicado, el sistema de muestreo (S_0 y S_1) es utilizado para generar cualquier otro sistema de muestreo optimizado, que también es probado por medio del criterio Metrópolis. El concepto que se encuentra detrás de la configuración subóptima es sacar la iteración de un óptimo local. Permitiendo que la probabilidad de la (temporalmente) aceptada configuración subóptima decrezca, lo cual ayuda a asegurarse de la eventual convergencia al óptimo global, donde, el tamaño máximo del vector de transición se reduce (Figura 14), de esta manera, posibilitando determinar la mejor configuración de muestreo.



Figura 14. Parámetro de control (*c*) y la máxima distancia del vector de transición $|\bar{h}_r|$ en función del tiempo.

De esta manera, el SSA utiliza la semivarianza estimada $\gamma(h)$ de una variable cualquier $Z(x_i)$ para minimizar la varianza del krigeado por medio de la Ecuación 12:

$$\sigma^{2}_{OK}(\vec{x}i) = \gamma \Gamma^{-1} \gamma - \frac{(1'_{n} \Gamma^{-1} \gamma - 1)^{2}}{1'_{n} \Gamma^{-1} 1'_{n}}$$
(21)

donde γ representa una matriz con los valores de semivarianza estimados entre los puntos de muestreo y la estimación de los puntos para los locales no muestreados; Γ representa una matriz con los valores de semivarianza estimados; 1_n representa una matriz de tamaño n, compuesta por 1's. De esta manera se define la función de aptitud $\phi_k(S)$ teniendo como base la variación media del krigeado sobre el área de estudio, una vez que en el inicio del proceso de optimización de muestreo con el software SANOS 0.1 los parámetros de ajuste del semivariograma (C_0 , C_1 y a) experimental son considerados.

2.3.4.2. ESAP 2.35

El software ESAP 2.35 (Electrical conductivity or salinity, Sampling, assessment and Prediction) (LESCH et al., 2000) también fue utilizado para determinar la posición optimizada de los nuevos puntos de muestreo, por medio de la herramienta computacional ESAP-RSSD (Response Surface Sampling Design) que utiliza un modelo de regresión lineal múltiple (LESCH et al., 1995, LESCH et al., 2000) para la determinación optimizada de los puntos de muestreo donde se midió la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a). En este caso, el proceso de diseño del muestreo optimizado se inicia con una transformación logarítmica (*ln*) de las lecturas de conductividad eléctrica aparente del suelo (*CE_a*) en el dipolo vertical (*lnCE_a-V*) y en el dipolo horizontal (*lnCE_a-H*), obteniendo una variable con superficie de tendencia combinada, considerando su localización original (*x*, *y*) (Lesch et al., 2000). Posteriormente, los datos de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a-V= z_1 y CE_a-H= z_2) se correlacionan con las coordenadas de ubicación de la superficie presupuesta y de esta manera, es posible minimizar los valores obtenidos en la predicción, de acuerdo con la Ecuación 22, estimando valores que representen las diferentes superficies de respuesta para cada una de las nuevas configuraciones:

$$\ln(CE_a) = b_0 + b_1(z_1) + b_2(z_2) + b_3(u) + b_4(v)$$
(22)

donde:

x e *y* representan las coordenadas geográficas; $z_1=b_1[lnCE_a-V-media(lnCE_a-V)]+b_2[lnCE_a-H-media(lnCE_a-H)];$ $z_2=b_3[lnCE_a-V-media(lnCE_a-V)]+b_4[lnCE_a-H-media(lnCE_a-H)];$ b_0, b_1, b_2, b_3 y b_4 representan los parámetros estimados; u=(x-min[x])/k; v=(y-min[y])/k; k es el mayor valor de (max[x]-min[x]) o (max[y]-min[y]).

Para elegir la mejor posición para la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) para el nuevo modelo de muestreo, todos los parámetros tienen que ser significativamente diferentes de cero (P > 0,05) y con la menor suma dos cuadrados de los errores presumidos (PRESS score, Predicted Residual Sum of Squares). La independencia espacial residual fue examinada por medio del test de autocorrelación residual de Moran (BRANDSMA & KETELLAPPER, 1979; LESCH et al., 1995). El software ESAP-RSSD permite la determinación de 6, 12 y 20 nuevos puntos de muestreo optimizados. De esta manera, el área de estudio fue dividida en 2 subáreas (A y B) para lograr 40 puntos un mayor número de puntos con el software ESAP-RSSD ya que el software SANOS 0.1 no presenta ninguna restricción con relación al número de nuevas localizaciones.

2.3.4.3. EVALUACIÓN DE LOS PROGRAMAS SANOS Y ESAP

La evaluación de estas dos metodologías se realizó con los datos de CE_a -V y CE_a -H medidos en la parcela de estudio los días 14/03/2009 y 3/04/2009.

Usando los puntos de muestreo seleccionados por el software SANOS y ESAP, y de los valores medidos de CE_a -V y CE_a -H en estos puntos se construirán los semivariogramas, de acuerdo a la metodología descrita anteriormente.

Posteriormente, se realizó el krigeado residual (GOOVAERTS, 1997) para estimar los residuos de los puntos muestreados inicialmente de CE_a medidos con el EM38-DD (CE_a - V_{medido} y CE_a - H_{medido}). Después de realizada la estimación de los residuos, se sumará el valor de la tendencia estimada para cada punto, obteniendo una estimación de la CE_a - $V_{estimado}$ y CE_a - $H_{estimado}$ para los puntos optimizados por los programas SANOS y ESAP, evaluando la eficiencia del muestreo optimizado (Z_{kri}), de cada uno de los métodos por medio de la ecuación 23:

$$Z_{kri} = \sum \left(CEa_{meadido} - CEa_{estimado} \right)^2$$
(23)

2.4. ANÁLISIS DE PROPIEDADES DE SUELO Y PLANTA

2.4.1. MUESTREO OPTIMIZADO DE LAS PROPIEDADES FÍSICAS, QUÍMICAS Y BIOLÓGICAS DEL SUELO Y DE LAS PROPIEDADES DE LA PLANTA

El 23/06/2008 fue realizado un muestreo de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) y utilizando el programa ESAP 2.35 fueron determinados 40 puntos de muestreo optimizado (Figura 15) donde fueron muestreadas las propiedades físicas, químicas, biológicas y de planta en el área de estudio.



Figura 15. Esquema de muestreo optimizado con el programa ESAP 2.35 para el muestreo de las propiedades físicas, químicas, biológicas del suelo y de las propiedades de planta (malas hierbas y características fonológicas del maíz).

2.4.1.1. PROPIEDADES FÍSICAS, QUÍMICAS Y BIOLÓGICAS DEL SUELO

Las propiedades físicas, químicas y biológicas del suelo fueron muestreadas el día 23/06/2008 siguiendo el esquema de muestreo optimizado construido por medio programa ESAP (40 puntos, Figura 15). Las propiedades físicas y químicas del suelo fueron muestreadas en la capa superficial de 0,00-0,30 m de profundidad, y las propiedades biológicas en la capa de 0,00-0,10 m de profundidad. Siendo determinados las siguientes propiedades: humedad gravimétrica (%), textura (arcilla, limo, arena total, arena fina y arena gruesa) (g kg⁻¹), conductividad eléctrica del extracto de saturación (CE_e, mS m⁻¹), materia orgánica (MO, g dm⁻³), pH en solución de CaCl₂, acidez potencial (H+Al, mmol_c dm⁻³), capacidad de intercambio catiónico (CIC, mmol_c dm⁻³), potasio (K, mmol_c dm⁻³), fosforo (P, mmol_c dm⁻³), magnesio (Mg, mmol_c dm⁻³), suma de bases (SB, mmol_c dm⁻³), fosforo (P, mmol_c dm⁻³), porcentaje de saturación por bases (V%), carbono de la biomasa microbiana (CBM, μ gC g⁻¹), carbono del CO₂ desprendido (C-CO₂, μ g CO₂ g⁻¹ dia⁻¹) y el coeficiente metabólico (qCO₂, μ gCO₂-C mg CBM⁻¹ h⁻¹).

En el laboratorio las muestras retiradas en la capa de 0,0-0,3 m de profundidad fueron secadas en estufa a 105 °C durante 24 h y divididas en submuestras, para la determinación de las propiedades físicas y químicas del suelo. La humedad gravimétrica y la conductividad eléctrica del extracto de saturación fueron determinadas en el Laboratorio de Hidráulica de la Escuela Politécnica Superior de la Universidad de Santiago de Compostela. Las demás propiedades físicas (textura) y químicas (MO, pH, H+Al, CIC, K, Ca, Mg, SB, P y V%) fueron determinadas en el Laboratório de Física y Química del Suelo del Instituto Agronômico de Campinas (São Paulo, Brasil). El análisis de las propiedades biológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂) fue realizado en el Laboratorio de Edafología de la Universidad e A Coruña.

La humedad gravimétrica en la capa de 0,00-0,30 m de profundidad (%) fue estimada por el método de pesada, determinando la masa del suelo húmedo y del suelo seco, de acuerdo a CAMARGO et al. (1986). Posteriormente, se tamizaron las muestras pasándolas por un tamiz de luz de malla de 2 mm, para la determinación de las demás propiedades físicas y químicas.

La textura del suelo (arcilla, limo y arena) (g kg⁻¹) fue determinada por medio del método de la pipeta de acuerdo con CAMARGO et al. (1986), utilizando como dispersante químico una mezcla de hidróxido de sodio y hexametafosfato de sodio. De esta manera, fueron determinados el contenido de arcilla (g kg⁻¹), limo (g kg⁻¹), arena total (g kg⁻¹), arena

gruesa (g kg⁻¹) y arena fina (g kg⁻¹). Para la clasificación de la tierra fina se empleó la clasificación USDA (MARSHALL et al., 1996) que divide las fracciones en arena (2,00-0,05 mm), limo (0,05-0,002 mm) y arcilla (< 0,002 mm). La arena fue dividida en arena fina (0,2 - 0,02 mm) y arena gruesa (2,00 - 0,2 mm). Una vez determinada la clasificación textural del suelo fueron asignados valores numéricos para cada una de las muestras, siendo 0 para suelo franco, 1 para suelo franco-arenoso y 2 para suelo franco-arcillo-arenoso, permitiendo de esta manera determinar la variabilidad espacial de la composición textural del suelo.

La conductividad eléctrica del suelo del extracto de saturación (CE_e , mS m⁻¹) fue determinada utilizando un conductivímetro ORION[®] modelo 122 del cual se obtienen las lecturas a la temperatura estándar de 25 °C. Para la determinación de la conductividad eléctrica del extracto de saturación (CE_e) fue empleada una mezcla de suelo/agua correspondiente a una relación volumétrica 1:1 de suelo-agua, de acuerdo a lo descrito por USDA (1999).

La materia orgánica (MO, g dm⁻³) fue determinada por oxidación húmeda y lectura colorimétrica. El pH fue determinado en solución de 0,01 mol L^{-1} de CaCl₂. La acidez potencial (H+Al) fue estimada por medio de los valores de pH de una suspensión del suelo en solución-tampón (RAIJ et al., 2001).

Para la determinación del porcentaje de saturación por bases (V, %), se procede a la determinación de los contenidos de Ca (mmol_c dm⁻³), Mg (mmol_c dm⁻³), K (mmol_c dm⁻³) e Na (mmol_c dm⁻³) se determinó la transferencia de Ca, Mg, K e P a la resina intercambiadora de iones en medio acuoso, posteriormente es realizada la separación de la resina del suelo y extracción de los elementos de la resina con una solución acida de cloruro de sodio (RAIJ et al., 2001). La capacidad de intercambio catiónico (CIC, mmol_c dm⁻³) fue determinada considerando el sumatorio de la suma de bases (K, Ca, Mg y Na) y la acidez potencial (H+Al, mmol_c dm⁻³).

Las propiedades biológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂) fueron determinadas en muestras de suelo recogidas en la capa de 0,0-0,1 m de profundidad, determinando además la humedad gravimétrica (%) en esta capa.

El carbono de la biomasa microbiana (CBM, μ gC g⁻¹) fue evaluado de acuerdo con VANCE et al. (1978), esta metodología requiere la eliminación de la microflora del suelo utilizando cloroformo; el carbono desprendido por medio de la muerte de los microorganismos fue determinado por extracción seguido de digestión, comparando las muestras de suelo no fumigadas con las fumigadas. Para la cuantificación del carbono del CO₂ desprendido (C-CO₂, μ gC g⁻¹ dia⁻¹), 100 g de suelo fueron colocados en jarras de vidrio,

con tapa hermética, donde la humedad del suelo fue corregida hasta 70 % de la capacidad de campo, siendo depositada en el centro un frasco conteniendo 10 mL de NaOH 0,1 mol L⁻¹. Las jarras fueron cerradas herméticamente y mantenidas en una cámara climatizada a 27 °C durante 96 horas. La determinación del NaOH libre fue realizada con HCl 0,1 mol L⁻¹, permitiendo calcular por substracción la cantidad de CO₂ que se combinó con el NaOH (ANDERSON y DOMSCH, 1982). La determinación de qCO₂ (µgCO₂-C mg CBM⁻¹ h⁻¹) fue estimada por medio de la razón C-CO₂ desprendido/CBM.

La resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) fue medida en los 40 puntos de muestreo optimizado utilizando el penetrómetro estático Veris Profiler 3000 (Veris Technologies Inc.). El equipo se encuentra situado en un remolque, diseñado para ser tirado en el campo por cualquier vehículo automotor (DRUMMOND et al., 2000). El sistema hidráulico del aparato permite que su sonda de muestreo sea insertada en el suelo hasta una profundidad máxima de aproximadamente 0,94 m, pero la profundidad de inserción máxima puede variar en función de la resistencia del terreno.



Figura 16^{*}. Penetrómetro estático Veris Profiler 3000 (a) y sonda de muestreo de la resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) y conductividad eléctrica aparente (CE_a , mS m⁻¹) (b).

^{*} (b) Adaptado de SUDDUTH et al., 2004.

El aparato mide los valores de resistencia del suelo a la penetración hasta 5,5 MPa, una vez alcanzados valores de resistencia del suelo superiores, el aparato retorna automáticamente a la posición inicial como medida de seguridad. El equipo fue acoplado a un GPS para determinar la ubicación de cada uno de los puntos de muestreo. En cada uno de los 40 puntos de muestreo optimizado fueron determinadas seis lecturas de la resistencia del suelo a la penetración. Conjuntamente con las lecturas de la resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) el equipo obtiene lecturas de la conductividad eléctrica aparente (CE_a, mS m⁻¹) (Figura 16). Las mediciones de la resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) y de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a, mS m⁻¹) fueron determinadas cada 0,02 m de profundidad, agrupándose los datos en los siguientes rangos de profundidades: 0,0-0,1 m, 0,1-0,2 m, 0,2-0,3 m, 0,3-0,4 m, 0,4-0,5 m, 0,5-0,6 m, 0,6-0,7 m, 0,7-0,8 m y de 0,8-0,9 m.

2.4.1.2. MALAS HIERBAS

El análisis de las especies de malas hierbas presentes en el área de estudio fue realizado el 24/06/2009 utilizando un circulo con 0,5 m de diámetro (0,196 m²), lanzado al azar al lado de cada uno de los puntos de muestreo, considerando la técnica de detección manual (LUTMAN & PERRY, 1999). El muestreo del número de malas hierbas fue realizado en los 40 puntos de muestreo optimizados (Figura 15) en el día 23/06/2008. SHIRATSUCHI et al. (2004) describe esta metodología de muestreo como la más utilizada y precisa, permitiendo la determinación de la densidad de plantas.

La identificación de las especies de malas hierbas presentes en el área de estudio fue realizada usando el Atlas de Malas Hierbas (VILLARÍAS, 2000).

Durante el proceso de análisis de los datos, el trébol violeta (*Trifolium pratense* L.) y trébol blanco (*Trifolium repens* L.) fueron agrupados en una única categoría, por pertenecer al mismo género, siendo entonces consideradas solamente como trébol (*Trifolium sp.*), y también con el objetivo de asegurar la presencia de variabilidad espacial para esta especie de mala hierba. También fueron encontradas otras especies de malas hierbas en el área de estudio ocurriendo con menor densidad y presentando comportamiento endémico por esta razón en este estudio se prefirió contabilizar estas especies en una única categoría llamada otras especies englobando principalmente las siguientes especies: raigrás italiano (*Lolium multiflorum* L.), hierba cana (*Senecio vulgaris* L.) y mostaza negra [*Brassica nigra* (L.) Koch].

2.4.1.3. CARACTERÍSTICAS FENOLÓGICAS DEL MAÍZ Y PRODUCCIÓN

El 20/06/2008 el área de estudio fue sembrada con maíz (*Zea mays* L.) para ensilado cultivar TECK (Semillas Fito[®]), siendo determinados los siguientes parámetros fenológicos del cultivo en los 40 puntos de muestreo optimizado (Figura 15): número de plantas germinadas, altura de las plantas (m), productividad (t ha⁻¹), masa seca de mazorca (t ha⁻¹), masa seca de la paja (t ha⁻¹), porcentaje de masa seca de mazorca (%) y el porcentaje de masa seca de la paja (%).

El número de plantas germinadas (plantas ha⁻¹) fue determinado el día 10/07/2008 considerando las dos líneas de siembra más cercanas del punto de muestreo en un área de 1,5 m² (2 m x 0,75 m). La altura de las plantas de maíz (m) fue determinada en los días 10/07/2008, 07/08/2008 y 27/08/2008 considerando un área de 1,5 m² (2 m x 0,75 m).

La productividad (t ha⁻¹), masa seca de mazorca (t ha⁻¹), masa seca de la paja (t ha⁻¹), porcentaje de masa seca de la mazorca (%) y el porcentaje de masa seca de la paja (%) fueron determinados en el día 02/10/2008. Las muestras fueron recogidas en un área de $0,75 \text{ m}^2$ (1 m x 0,75 m). Se determinó la producción en menos puntos que los 40 inicialmente previstos, ya que la parte norte de la parcela fue dañada por un ataque de jabalís.

Inmediatamente después de la cosecha del maíz en los 34 puntos de muestreo las mazorcas fueron separadas de la paja, pesadas y acondicionadas en una bolsa para ser posteriormente secadas en estufa a 45 °C durante 48 horas, para la determinación del porcentaje de masa seca de la mazorca. La paja fue pesada en campo y posteriormente triturada, una muestra de la paja triturada fue secada en estufa a 45 °C, para la determinación del porcentaje de masa seca de la paja.

3. **RESULTADOS Y DISCUSIÓN**

3.1. VARIABILIDAD DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE DEL SUELO (CE_a)

Los valores de la media aritmética (Tabla 4) muestran que en las dos primeras fechas de muestreo (14/03/2008 y 03/04/2008) se encuentran los mayores valores medios de conductividad eléctrica aparente del suelo medida en el dipolo vertical (CE_a -V) y en el dipolo horizontal (CE_a -H), si se comparan con la tercera fecha de muestreo (23/06/2008) de la conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H). Los valores de varianza son semejantes en las dos primeras fechas de muestreo (14/03/2008 y 03/04/2008), existiendo un aumento de dos unidades de varianza en la tercera fecha de muestreo de la conductividad eléctrica aparente del suelo (23/06/2008).

Fecha de	Variable	Unidades	Ν	Mín.	Máx.	Media	Varianza	CV	Asim.	Curt.	D
muestreo	v arrabie										
14/03/2008	CE _a -V	1887 mS m ⁻¹ 1871 1859	1887	5,75	18,38	10,48	4,42	20,07	0,527	0,124	0,045Ln
	CE _a -H			9,25	19,00	14,10	0,60	5,53	0,065	1,810	0,040Ln
03/04/2008	CE _a -V		1871	9,63	20,50	14,04	4,64	15,34	0,662	0,083	0,073Ln
	CE _a -H			6,63	19,50	14,59	0,60	5,32	0,160	10,514	0,095Ln
23/06/2008	CE _a -V		1950	4,13	20,13	11,21	6,12	22,07	0,485	-0,243	0,071Ln
	CE _a -H		1639	6,63	20,00	12,12	3,22	14,81	0,839	1,285	0,092Ln

Tabla 4. Parámetros estadísticos de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) medida el 14/03/2008, 03/04/2008 y 23/06/2008.

N: número de medidas; Mín.: valor mínimo; Máx.: valor máximo; DE: desviación estándar; CV: coeficiente de variación (%); Asim.: coeficiente de asimetría; Curt.: coeficiente de curtosis; D: desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal usando el test estadístico de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad del error de 1 %; n: distribución de frecuencia normal; Ln: distribución de frecuencia lognormal.

El análisis estadístico (Tabla 4) muestra que los datos presentan distribución de frecuencia lognormal usando el test de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad del error de 1 %. La Figura 17 muestra los histogramas de distribución de frecuencia para los datos de conductividad eléctrica aparente del suelo medidos. El análisis de los gráficos de distribución

de frecuencia muestran que la CE_a-H en todas las fechas de muestreo presenta colas muy largas debido a la existencia de un reducido número de medidas con valores extremos tanto altos como bajos, y que de forma general los datos están concentrados cerca del valor medio indicando la presencia de normalidad de los datos, aunque el test de Kolmogorov-Smirnov muestra que los datos tienen una distribución log-normal, pero los valores extremos existentes hacen que los valores del coeficiente de asimetría y curtosis indiquen una distribución lognormal. La CE_a-V en todas las fechas de muestreo presentan los valores más elevados del coeficiente de asimetría, principalmente porque los datos están concentrados en el inicio del grafico de distribución de frecuencia, presentando una gran dispersión de los datos con un distanciamiento del valor medio. En los datos de CE_a-V del 03/04/2008 también se puede notar que existen dos poblaciones distintas, una concentrada entre 9,63-13,06 mS m⁻¹ y otra concentrada entre 13,07-15,92 mS m⁻¹, probablemente debido a la existencia de áreas con contenido en agua en el suelo muy diferenciado dentro de la parcela.

La Figura 18 presenta los histogramas de distribución de frecuencia para los datos logaritmos de la CE_a -V y CE_a -H en las distintas fechas de muestreo. Se comprueba que los histogramas de distribución de frecuencia de los logaritmos de los datos presentan menor dispersión agrupándose los datos próximos a la media.



Figura 17. Histogramas de distribución de frecuencia para los datos originales de CE_a -V y CE_a -H en las distintas fechas de muestreo.



Figura 18. Histogramas de distribución de frecuencia para los logaritmos de los datos de la CE_a -V y CE_a -H en las distintas fechas de muestreo.

Los datos de CE_a-V presentan los mayores valores de varianza, este hecho se debe principalmente a que el volumen de suelo explorado por el sensor de conductividad eléctrica aparente en este dipolo es mayor que el explorado por el sensor en el dipolo horizontal, de esta manera las mayores diferencias son ocasionadas principalmente por factores intrínsecos al suelo como el contenido de arcilla, humedad y cationes disueltos en la solución del suelo (RHOADES et al. 1976; NADLER & FRENKEL, 1980; McNEILL, 1980). Pero aún así los valores de varianza se consideran bajos.

De acuerdo con McNEILL (1980a), SUDDUTH et al. (2005) y KÜHN et al. (2008) la conductividad eléctrica aparente del suelo está influida por el contenido de humedad en suelo. Las Figuras 8 y 9 presentan respectivamente la precipitación y la evapotranspiración de referencia, en el área de estudio y la Tabla 5 presenta la precipitación y la evapotranspiración acumulada entre las fechas de muestreo. A partir de los datos climatológicos se observa que en el período anterior a primera fecha de muestreo (14/03/2008) hubo un período con pocas precipitaciones, pero con bajos valores de evapotranspiración, lo que propicia un alto

contenido de agua en el suelo, además conviene resaltar que en la zona suroeste de la parcela el nivel freático está más próximo a la superficie. Anteriormente a la segunda fecha de muestreo (03/04/2008) existe un aumento de las precipitaciones permitiendo el incremento del almacenamiento de agua en la capa superficial del suelo, provocando el mayor valor medio de conductividad eléctrica en el dipolo horizontal (CE_a -H, 14,59 mS m⁻¹) en estas fechas prácticamente no hubo cambios en los valores de evapotranspiración. A partir del mes de junio de 2008 la cuantía de las lluvias sobre el área de estudio disminuye considerablemente, con un aumento de los valores de evapotranspiración.

Tabla 5. Precipitación y evapotranspiración de referencia acumulada entre las distintas fechas de muestreo de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H).

	Período	Precipitación acumulada (mm)	Evapotranspiración de referencia				
	T CHOUD	recipitación acumunada (mm)	acumulada (mm)				
15	/02/2008-14/03/2008	52,60	38,00				
15,	/03/2008-03/04/2008	80,40	37,07				
04	/04/2008-23/06/2008	397,80	214,55				

El mayor valor medio CE_a -V es 14,04 mSm⁻¹ el 03/04/2008 debido a que las precipitaciones invernales sumadas a un horizonte B de reducida permeabilidad y la topografía plana de la zona, provocan un nivel freático elevado durante gran parte del año.

En el presente estudio la CE_a -H medida el 14/03/2008 (5,53 %) y la CE_a -H el 03/04/2008 (5,32 %), presentaron bajos valores de coeficiente de variación (CV, %), el resto de las variables medidas en las diferentes fechas de muestreo tienen coeficientes de variación medios.

VITHARANA et al. (2008) estudiando el uso de datos de conductividad eléctrica aparente del suelo para el mapeado digital de de suelos en Bélgica, encontraron valores de CV para la CEa-V y CEa-H de 25,30 % y 19,80 % respectivamente. Estos valores son mayores que los descritos en este estudio para conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a).

Todos los datos de las medidas de CE_a tienen una distribución estadística log-normal, por lo tanto en el análisis geoestadístico se van a utilizar los logaritmos de los datos.

El análisis geoestadístico inicial demostró que los datos de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) en las distintas fechas de muestreo mostraron que los

datos presentaban tendencia, causada por la existencia de un nivel freático próximo a la superficie. Para la retirada de tendencia de los datos de CE_a -V y CE_a -H se utilizó un ecuación del tipo cuadrática o parabólica, al ser el tipo ecuación que mejor de ajustó a los datos. La presencia de tendencia del tipo parabólica para los datos de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H), salvo en las medidas de CE_a -H en la última fecha de muestreo (23/06/2009), debido a que en este caso el nivel freático se encontraba por debajo de la profundidad de medida en dipolo horizontal. Una vez constatada que la topografía del terreno influía en el comportamiento espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) se optó por realizar correlaciones entre todas las propiedades del suelo con la cota del terreno, pero los valores de correlación encontrados fueron bajo por eso se decidió no incluir estos datos en la tabla de correlación lineal simple (Tabla 6).

La Tabla 7 presenta los parámetros de ajuste del modelo de semivariograma para CE_a -V y CE_a -H en las distintas fechas de muestreo.

-									
			14/03/2008		03/04	/2008	23/06/2008		
			Log CE _a -V	Log CE _a -H	Log CE _a -V	Log CE _a -H	Log CE _a -V	Log CE _a -H	
14/03/2008	2018	Log CE _a -V	1,000						
	508	Log CE _a -H	0.780	1.000					
03/04/2008	200	Log CE _a -V	0.972	0.759	1.000				
	008	Log CE _a -H	0.724	0.796	0.792	1.000			
23/06/2008	200	Log CE _a -V	0.861	0.729	0.855	0.688	1.000		
	000	Log CE _a -H	0.541	0.644	0.515	0.569	0.751	1,000	

Tabla 6. Matriz de correlación lineal simple la conductividad eléctrica aparente del suelo $(CE_a-V \ y \ CE_a-H)$ medida en las distintas fechas de muestreo.

Tabla 7. Parámetros de ajuste del semivariograma para la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) medida en las distintas fechas de muestreo.

Fecha de muestreo	Fecha de muestreo Variable		Modelo	C_0	C ₁	a (m)	GD (%)
14/03/2008	Log CE _a -V Residuos		Esférico	0,0001	3,14	105,00	0,00
14/03/2008	Log CE _a -H Residuos		Esférico	0,14	0,302	44,00	31,67
02/04/2008	Log CE _a -V Residuos	mS m ⁻¹	Esférico	0,00	5,10	145,00	0,00
03/04/2008	Log CE _a -H Residuos		Esférico	0,10	0,32	40,00	23,80
22/06/2008	Log CE _a -V Residuos		Esférico	0,001	0,01	130,00	9,09
25/00/2008	Log CE _a -H Residuos		Esférico	0,001	0,05	130,00	1,96

C₀: efecto pepita; C₁: varianza estructural; a: alcance; GD: grado de dependencia espacial.

La CE_a-H 03/04/2008 presentó el menor valor de alcance (a, 40 m). La conductividad eléctrica aparente del suelo medida con el dipolo horizontal (CE_a-H) presento menores valores de alcance (a) que la conductividad eléctrica aparente del suelo medida con el dipolo vertical (CE_a-V) en todas fechas de muestreo. Eso ocurre porque la conductividad eléctrica del suelo en el dipolo horizontal (CE_a-H) mide un espesor de suelo más reducido, donde existe mayor variabilidad en el contenido en agua del suelo que la conductividad aparente del suelo medida con el dipolo vertical (CE_a-V), que explora un mayor volumen de suelo y cuyos valores de humedad son mucho mas estables a lo largo del tiempo. De manera general, la CE_a-V presenta un valor de alcance medio de 126,66 m y la CE_a-H presenta un valor medio de 58,00 m. MOLIN et al. (2005) describe valores de alcance para la CE_a-V de 255,60 m y de 281,50 m para la CE_a-H en un Ferralsol arcilloso en la región sur de Brasil medidos con un equipo de contacto. BARBIÉRO et al. (2001) utilizando medidas de conductividad eléctrica aparente del suelo en el dipolo vertical (CEa-V) para estudiar la salinidad del suelo en N'Galenka (Nordeste del Senegal) describe valores de alcance (a) de 300,00 m para un suelo con características verticas. TRIANTAFILIS et al. (2001) describe valores de alcance (a) de $350,00 \text{ m e } 850,00 \text{ para el dipolo vertical (CE_a-V) y horizontal (CE_a-H).$

El modelo matemático esférico fue el que generalmente se ajustó a los datos de CE_a -V y CE_a -H, coincidiendo con otros autores que describen este modelo como el que mejor se ajusta a los parámetros de suelo y planta (McBRATNEY & WEBSTER, 1986; CAMBARDELLA et al., 1994; VIEIRA, 2000; CARVALHO et al, 2002; ULLOA GUITIÁN, 2002; SOUZA et al., 2004a; SIQUEIRA et al., 2008a,b).

El grado de dependencia espacial (GD, %) es elevado para todas las propiedades (GD $\leq 25,00$ %). La CE_a-H 14/03/2008 (31,67 %) presentó un moderado grado de dependencia espacial (GD = 25,00-75,00 %), según la clasificación de CAMBARDELLA et al. (1994).

Conforme a lo descrito anteriormente, los datos de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) presentaron tendencia debido a la forma de topografía del área de estudio, aún así es posible notar que los semivariogramas construidos con los datos originales de la CE_a -V y CE_a -H tienen el mismo comportamiento espacial de los pares de semivarianza en las distintas fechas de muestreo (Figura 19).



Figura 19. Semivariogramas para los datos originales de la conductividad aparente del suelo (CE_a) el 14/03/2008, 03/04/2008 y 23/06/2008.



Figura 20. Semivariogramas estandarizados para la CE_a -V y CE_a -H en las distintas fechas de muestreo.

Los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a-V y CE_a-H , Figura 21) muestran un patrón espacial similar entre los mapas de la conductividad eléctrica del suelo en las distintas fechas de muestreo. Los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica del suelo (CE_a-V y CE_a-H) en las dos primeras fechas de muestreo (14/03/2008 y 03/04/2008) presentan líneas de contorno mucho más suaves que los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a-V y CE_a-H) el 23/06/2008. La menor suavidad en las líneas de contorno pueden ser observadas principalmente para el mapa de la conductividad eléctrica del suelo medida con el dipolo horizontal (CE_a-H) el 23/06/2008, en cambio, el mapa de variabilidad espacial de la conductividad aparente del suelo medida con el dipolo vertical (CE_a-V el 14/03/2008 y 03/04/2008. Se comprueba también que el mapa de CE_a-H el 23/06/2008 presenta menores valores de conductividad eléctrica aparente del suelo cuando se compara con los mapas de CE_a-V el 14/03/2008 y 03/04/2008.

La presencia de zonas de variabilidad espacial con menores valores de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) para el dipolo horizontal el 23/06/2008 se puede explicar a partir de la variación del contenido de agua en el suelo lo cual influye sobre los valores de la conductividad eléctrica del suelo (RHOADES et al. 1976; NADLER & FRENKEL, 1980; MCNEILL, 1980; KACHANOSKI et al., 1988; SHEETS & HENDRICKX, 1995; RHOADES et al., 1999; MOORGAN et al., 2000; FREELAND et al., 2001; BREVIK & FENTON, 2002; REEDY & SCANLON, 2003; FRIEDMAN, 2005; KAFFKA et al., 2005; SUDDUTH et al., 2005; KÜHN et al., 2008).

Los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo en el dipolo vertical (CE_a-V, Figura 21) en las distintas fechas de muestreo (14/03/2008, 03/04/2008 y 23/06/2008) señalan la existencia de una gran relación con la topografía del área de estudio (Figura 6), es decir, las zonas con mayor cota topografica exhiben menores valores de conductividad eléctrica aparente del suelo en profundidad (CE_a-V), eso se debe a que el flujo de agua en el suelo sigue la topografía del área, indicando que en las zonas con menor cota topográfica el nivel freático se encuentra más próximo a la superficie. Por el contrario, los mapas de conductividad eléctrica aparente del suelo en el dipolo horizontal (CE_a-H) no se corresponden con la topografía del área, eso se explica porque en esta capa el contenido en humedad está muy influido por la demanda de agua de las plantas y por procesos de evaporación de agua desde el suelo (RAMÍREZ & LÓPES, 1993; REICHARDT & TIMM, 2004; SIQUEIRA et al., 2008a).



Figura 21. Mapas de variabilidad espacial para de CE_a -V y CE_a -H en las distintas fechas de muestreo.

3.2. Optimización del Muestreo de Propiedades del Suelo Utilizando Datos de Conductividad Eléctrica Aparente del Suelo (CE_a)

La optimización del muestreo por medio de los programas ESAP 2.35 (Figuras 22 y 24) y SANOS 0.1 (Figuras 23 y 25) muestra que de manera general, el esquema de muestreo optimizado es distinto para ambos métodos y en las distintas fechas estudiadas. Por otra parte,

el patrón de distribución de los puntos optimizados por el software ESAP es similar cuando comparamos los puntos optimizados para toda el área y los puntos optimizados para las subáreas A y B, especialmente cuando comparamos las configuraciones con mayor número de puntos de muestreo, pero el mismo hecho no ocurre para los puntos optimizados con el software SANOS, principalmente porque este software utiliza los parámetros de ajuste del semivariograma para determinar los puntos de muestreo optimizado por medio de la minimización de la varianza del krigeado ordinario (van GROENIGEN, 1999). Así, aún con los semivariogramas presentando comportamiento espacial semejante, cualquier variación en los valores de sus parámetros de ajuste produce un nuevo esquema de muestreo.

La optimización con el software SANOS provoca una concentración de los puntos de muestreo optimizado en la parte inferior derecha del área de estudio para la CE_a -V, y para los datos de la CE_a -H ocurre una concentración en la parte superior del área. Este hecho, confirma que mínimas diferencias en los parámetros de ajuste del semivariograma generan esquemas de muestreo optimizados distintos para el software SANOS. Por otra parte, el software SANOS permite la elección del número de puntos de esquema de muestreo, sin la necesidad de división del área de estudio en sub-áreas como ocurre con el software ESAP, que presenta un número limitado de puntos de muestreo: 6, 12 y 20 puntos.

El método utilizado por el software SANOS para la optimización del muestreo por medio de la minimización de la varianza del krigeado ordinario (van GROENIGEN, 1999), genera gran controversia, pues de acuerdo con GOOVAERTS (1997) la varianza del krigeado depende mucho más de la configuración espacial de los datos que necesariamente de sus valores, como consecuencia para un único semivariograma se obtiene la misma varianza del krigeado para dos configuraciones espaciales idénticas, independientemente de los valores de los puntos muestreados. SIQUEIRA et al. (2007) describen el software SANOS como una importante herramienta para la determinación de esquemas de muestreo optimizados, pero estos puntos pueden no ser capaces de representar con fidelidad la variabilidad espacial de la superficie original. En este sentido, el software ESAP supera el software SANOS, pues considera las dos lecturas de conductividad aparente del suelo (CEa-V y CEa-H) y su localización geográfica, generando una superficie de residuos combinando estos tres elementos, resultando una superficie de respuesta optimizada (LESCH et al., 2000), común a las lecturas de los dos dipolos de conductividad eléctrica aparente por medio de un algoritmo de regresión múltiple. Por lo tanto, este algoritmo incorporado al software ESAP asegura que los puntos de muestreo sean capaces de representar mejor la superficie original, cuando se compara con el software SANOS.

Los semivariogramas residuales construidos por medio de los puntos optimizados por ESAP (Figura 26 y 28) y SANOS (Figura 27 y 29) para las dos fechas de muestreo, demuestran que para esquemas de muestreo de pocos puntos (6, 12 y 20 puntos) no se asegura que la variabilidad espacial pueda ser modelada correctamente a partir de los semivariogramas obtenidos a partir de las medidas en esos puntos.

En el caso de un número pequeño de puntos optimizados, las localizaciones de los mismos obtenidos con los softwares ESAP y SANOS poseen una distancia de separación mayor que la distancia de dependencia espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H), por esta razón se obtiene efecto pepita puro para la gran mayoría de los esquemas de muestreo optimizado.

Por otra parte, los pares de semivarianza obtenidos con 40 puntos para la CE_a -V y CE_a -H, presentan un semivariograma bien definido. En este caso, la CE_a -V fue la variable que presenta mayor valor de alcance obtenido a partir de los puntos optimizados con los softwares ESAP y SANOS. El hecho de que los 40 puntos de muestreo presenten en la gran mayoría de los casos dependencia espacial se debe principalmente a que en estos casos su distribución geográfica en el área de estudio es más uniforme y sin una mayor concentración en determinadas zonas como ocurre en el caso de trabajar con un pequeño número de muestras optimizadas, asegurando así, que la variabilidad pueda ser detectada y modelada, como se puede observar en las Figuras 22, 23, 24 y 25, concluyendo que el esquema de muestreo de 40 puntos es más eficiente y preciso pues representa mejor la variación espacial a lo largo de todo el área de estudio.



Figura 22. Mapas de optimización del muestreo con el software ESAP 2.35 para la CE_a el 14/03/2008.



Figura 23. Mapas de optimización del muestreo con el software SANOS 0.1 para la CE_a -V y CE_a -H el 14/03/2008.



Figura 24. Mapas de optimización del muestreo con el software ESAP 2.35 para la CE_a el 03/04/2008.


Figura 25. Mapas de optimización del muestreo con el software SANOS 0.1 para la CE_a -V y CE_a -H el 03/04/2008.



Figura 26. Semivariogramas residuales de los puntos de muestreo optimizados por medio del software ESAP 2.35 el 14/03/2008.



Figura 27. Semivariogramas residuales de los puntos de muestreo optimizados por medio del software SANOS 0.1 el 14/03/2008.



Figura 28. Semivariogramas residuales de los puntos de muestreo optimizados por medio del software ESAP 2.35 el 03/04/2008.



Figura 29. Semivariogramas residuales de los puntos de muestreo optimizados por medio del software SANOS 0.1 el 03/04/2008.

Los semivariogramas de los resíduos para los 40 puntos de muestreo optimizados (Figuras 26, 27, 28 y 29) demuestran que el modelo esférico fue el que mejor se ajustó a los datos de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a), el modelo gaussiano y el modelo exponencial también fueron ajustados en algunos casos para los 40 puntos. La CE_a -H no presentó dependencia espacial en la primera fecha de muestreo para ninguna de las dos metodologías utilizadas para la determinación del muestreo optimizado. No obstante, en la segunda fecha (03/04/2008) la CE_a -H presentó dependencia espacial en el esquema de muestreo obtenido con el software ESAP y efecto pepita puro con el software SANOS, indicando que no existe dependencia espacial entre muestras, o que la distancia de separación entre muestras es mayor que el radio mínimo de las zonas de variabilidad espacial (VIEIRA, 2000).

Los valores de efecto pepita (C_0) son bajos para todos los parámetros que presentan dependencia espacial, indicando baja variabilidad de los datos. Los valores de alcance (a) aumentaron en 20 m para la CE_a-V entre la primera y la segunda fecha de muestreo, para los puntos obtenidos con el software ESAP, mientras que el alcance de los datos obtenidos con el software SANOS se mantuvieron estables.

Los mapas de variabilidad espacial para la conductividad eléctrica aparente (CE_a-V y CE_a-H) del suelo para los datos medidos el 14/03/2008 y 03/04/2008 (Figura 30) demuestran que hay un patrón semejante en la distribución de las líneas de contorno. Se comprueba que la parte superior izquierda del área presenta los menores valores de CE_a. El mapa de la CE_a-H tiene una menor homogeneidad en la distribución de las líneas de contorno, principalmente porque las muestras están correlacionadas espacialmente a una distancia menor que la CE_a-V, de acuerdo a lo descrito anteriormente, por medio de los valores de alcance (a) (Tabla 7), en este caso la CE_a-H presenta una distancia de correlación entre muestras hasta aproximadamente 40 m y la CE_a-V presenta una distancia de correlación en torno a los 105-145 m.



Figura 30. Mapas de variabilidad espacial obtenidos por medio del krigeado residual ordinario.

Los mapas de variabilidad espacial de los valores estimados de conductividad eléctrica del suelo (CE_a-V y CE_a-H) por medio de los puntos seleccionados utilizando los softwares ESAP y SANOS (Figura 31), demuestran que los mapas construidos utilizando los datos de los puntos generados por el software ESAP presentan la mayor semejanza, cuando se comparan con los mapas construidos utilizando todos los valores medidos (Figura 30). Por otra parte, también se puede decir que esta mayor semejanza ocurre principalmente para los mapas estimados de la CE_a-V. La distribución de las líneas de contorno para el mapa estimado con SANOS de CE_a-V en 14/03/2008 aún presentando cierta semejanza, la distribución de las líneas no sigue el mismo patrón del mapa obtenido con todos los datos, lo mismo ocurre para el mapa de CE_a -V obtenido a partir de SANOS en el segundo día de muestreo (03/04/2008).

El valor del error cuadrado (Z_{kri}) se muestra en los mapas de variabilidad espacial estimados (Figura 31), demostrando que los mapas construidos teniendo como base los valores optimizados por medio del software ESAP, se ajustan mejor a la realidad debido a que estos mapas presentan los menores valores de error de estimación de las nuevas configuraciones espaciales de CE_a-V. El índice de estimación para la CE_a-H el 03/04/2008 obtenido por medio del software ESAP fue el mayor encontrado, en este caso debemos considerar que los parámetros de ajuste del semivariograma residual presenta un valor de alcance (a) de 65 metros representando un tamaño de zonas de variabilidad espacial más pequeños, lo que favorece un valor de este error más elevado y que el mapa de variabilidad espacial tenga un patrón de variabilidad espacial distinto del original.

Por otra parte, la Figura 31 también muestra que los valores del error cuadrado (Z_{kri}) disminuyen entre la primera y la segunda fecha de muestreo. De alguna manera, esta disminución del error puede estar correlacionada con la interacción entre la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) y las propiedades del suelo que forman parte del complejo de conducción y transmisión de la corriente eléctrica en el suelo. Por ejemplo, que el contenido de agua el suelo fuera más homogéneo en la segunda fecha de muestreo, originaría valores de conductividad eléctrica aparente mas homogéneos y más próximos a media, justificando de esta manera la disminución del errol de estimación (Zkri). Los parámetros estadísticos (Tabla 4) demuestran que la varianza es menor el 03/04/2008 principalmente para CE_a-H y que el coeficiente de variación (CV) es menor para los dos dipolos de lectura del EM38-DD (CE_a-V y CE_a-H). Por consiguiente, los histogramas de distribución de frecuencia (Figura 17) muestran que para la segunda fecha de muestreo la CE_a-H presenta pocos puntos dispersos en torno a la media, indicando que las medidas pertenecen a una única población, y por lo tanto, favoreciendo que la optimización del muestreo con el software ESAP 2.35 fuese capaz de representar mejor la variabilidad espacial con los puntos obtenidos, debido a esta uniformidad en los valores.



Figura 31. Mapas construidos por medio del krigeado residual ordinario utilizando los datos en los puntos optimizados por medio de los programas ESAP y SANOS.

3.3. VARIABILIDAD ESPACIAL DE LAS PROPIEDADES FÍSICAS DEL SUELO (HUMEDAD, ARCILLA, LIMO, ARENA TOTAL, ARENA FINA Y ARENA GRUESA)

La humedad del suelo en la capa de 0,00-0,30 m de profundidad (Tabla 8) presenta un valor medio de 26,74 %, y los valores de varianza (49,50) y desviación estándar (7,03) son más elevados que los valores de varianza y desviación estándar de la conductividad eléctrica del suelo (CE_a -V y CE_a -H) medida el 23/06/2008. Pero los valores de varianza y desviación estándar de la humedad del suelo son más bajos que los valores de varianza y desviación estándar de los parámetros texturales del suelo en el área de estudio.

En el área de estudio los contenidos de arcilla (168,37 g kg⁻¹) y arena (535,37 g kg⁻¹) (Tabla 8) en la capa de 0,00-0,30 m de profundidad son ligeramente mas bajos que los valores descritos por NEIRA SEIJO (1993) que describe valores medios para el perfil característico del área de estudio en el capa de 0,00-0,35 m de profundidad como siendo de 175,00 g kg⁻¹ y 634,00 g kg⁻¹ respectivamente, para arcilla y arena total. Los parámetros texturales del suelo (arcilla, limo, arena total, arena fina y arena gruesa) presentan elevados valores de varianza y desviación estándar, permitiendo afirmar que ocurre una gran variación de estas propiedades a lo largo del paisaje en el área de estudio.

Variable	Unidad	Ν	Mín.	Máx.	Media	Varianza	CV	Asim.	Curt.	D
Humedad	%	40	13,41	45,67	26,74	49,50	26,30	0,230	0,311	0,085n
Arcilla		40	119,00	220,00	168,37	956,54	18,37	-0,190	-1,321	0,153n
Limo		40	233,00	357,00	296,25	1229,73	11,84	0,149	-1,041	0,098n
Arena total	g kg ⁻¹	40	487,00	586,00	535,37	507,72	4,21	0,055	-0,270	0,069n
Arena fina		40	243,00	438,00	343,85	1460,79	11,12	-0,304	0,824	0,102n
Arena gruesa		40	128,00	244,00	191,75	764,75	14,42	0,023	-0,407	0,080n

Tabla 8. Parámetros estadísticos para las propiedades físicas del suelo.

N: número de medidas; Mín.: valor mínimo; Máx.: valor máximo; DE: desviación estándar; CV: coeficiente de variación (%); Asim.: coeficiente de asimetría; Curt.: coeficiente de curtosis; D: desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal por medio del test estadístico de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad del error de 1 %; n: distribución de frecuencia normal; Ln: distribución de frecuencia lognormal.

Los valores del coeficiente de variación (CV, %) de acuerdo con la clasificación de WARRICK & NIELSEN (1980) son bajos cuando son ≤ 12 %, medios cuando están entre

12,00-60,00 % y elevados cuando son \geq 60 %. En el presente estudio el limo (11,84 %), arena total (4,21 %) y la arena fina (11,12 %) presentaron bajos valores del coeficiente de variación (CV, %). Las demás propiedades presentaron coeficientes de variación medios, variando entre 14,42 % (arena gruesa) y 26,30 % (humedad).

Las propiedades físicas del suelo (humedad, arcilla, limo, arena total, arena fina y arena gruesa) presentaron distribución de frecuencia normal.

La correlación lineal simple entre los datos de conductividad eléctrica aparente (CE_a-V y CE_a-H) y las propiedades físicas del suelo (humedad, arcilla, limo, arena total, arena gruesa, arena fina y clasificación textural) (Tabla 9) indica que existe una correlación moderada positiva ($0.5 \le r < 0.8$) entre humedad x CE_a-V (23/06/2008) (r = 0.685) y entre humedad x CE_a-H (23/06/2008) (r = 0.648). La correlación entre el contenido de arcilla y la conductividad eléctrica aparente del suelo en las distintas fechas de muestreo presentan correlación débil positiva. La correlación entre las demás propiedades texturales del suelo (limo, arena total, arena gruesa, arena fina y clasificación textural) y la conductividad eléctrica aparente del suelo presentan correlación textural) y la conductividad eléctrica aparente del suelo presentan correlación textural) y la conductividad eléctrica aparente del suelo presentan correlación textural) y la conductividad eléctrica aparente del suelo presentan correlación textural) y la conductividad eléctrica aparente del suelo presentan correlación textural) y la conductividad eléctrica aparente del suelo presentan correlaciones débilmente positiva en algunos casos y débilmente negativa en otros casos.

El análisis geoestadístico inicial demostró que los datos de las propiedades físicas del suelo no presentaban tendencia, siendo posible el ajuste del semivariograma utilizando los datos originales, dado que los pares de semivarianza crecían y se estabilizaban hasta un valor determinado menor que la varianza de los datos (VIEIRA, 2000).

La Tabla 10 presenta los parámetros de ajuste del semivariograma experimental para las propiedades físicas del suelo (humedad, arcilla, limo, arena total, arena gruesa, arena fina y clasificación textural). El contenido de arena fina en el suelo presentó efecto pepita puro, indicando que el espaciamiento entre muestras no fue suficiente para detectar la variabilidad espacial entre las muestras del contenido de arena fina en el suelo. ULLOA GUITIÁN (2002) estudiando la variabilidad espacial de propiedades del suelo en 45 puntos de muestreo en una cuenca de Barrós en Mabegondo (A Coruña, España) detecto la variabilidad espacial del contenido de arena fina ajustando el semivariograma al modelo esférico (C_0 : 0,00; C_1 : 1,20; a: 45).

		14/03	/2008	03/04	/2008	23/06	5/2008	23/06/2008						
				Loga	ritmos						_			
		CE_a -V	CE_a -H	CE_a -V	CE_a -H	CE_a -V	CE _a -H	Humedad	Arcilla	Limo	Arena total	Arena gruesa	Arena fina	Clasificación textural
14/03/2008	Log CE _a -V	1,000												
14/03/2008	Log CE _a -H	0,780	1,000											
03/04/2008	Log CE _a -V	0,972	0,759	1,000										
0070 1/2000	Log CE _a -H	0,724	0,796	0,792	1,000									
	Log CE _a -V	0,861	0,729	0,855	0,688	1,000								
	Log CE _a -H	0,541	0,644	0,515	0,569	0,751	1,000							
	Humedad	*	*	*	*	0,685	0,648	1,000						
	Arcilla	0,344	0,495	0,252	0,197	0,252	0,346	0,221	1,000					
23/06/2008	Limo	-0,247	-0,423	-0,172	-0,216	-0,137	-0,228	-0,145	-0,772	1,000				
	Arena total	-0,086	-0,012	-0,076	0,065	-0,133	-0,119	-0,075	-0,169	-0,494	1,000			
	Arena gruesa	-0,141	-0,134	-0,078	0,079	-0,078	-0,132	-0,230	-0,399	-0,098	0,699	1,000		
	Arena fina	0,124	0,168	0,045	-0,056	0,000	0,085	0,258	0,413	-0,267	-0,150	-0,811	1,000	
	Clasificación textural	-0,156	0,075	-0,135	0,105	-0,210	-0,207	-0,241	0,241	-0,547	0,518	0,493	-0,258	1,000

Tabla 9. Matriz de correlación lineal simple entre la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) medida en las distintas fechas de muestreo y los datos de las propiedades físicas del suelo (humedad, arcilla, limo, arena total, arena fina y arena gruesa).

* Valores excluidos del análisis de correlación lineal dado que la humedad del suelo sólo fue medida el día 23/06/2006 y por ser variable en el tiempo no justifica su correlación con las demás fechas de muestreo (14/03/2008 y 03/04/2008) de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H).

La clasificación textural presentó dependencia espacial con un bajo valor de efecto pepita ($C_0 = 0,08$), las demás propiedades del suelo presentaron valores de C_0 igual a cero (humedad, arcilla, limo). El contenido de arena gruesa presentó un elevado valor de efecto pepita ($C_0 = 450,00$), de acuerdo con SIQUEIRA et al. (2008b) valores elevados de efecto pepita demuestran variabilidad no detectada durante el proceso de muestreo, cuanto mayor sea el número de datos a pequeñas distancias, mejor será la definición del semivariograma en estos casos.

La humedad y la arcilla presentaron un valor de alcance (a) de 150,00 m, seguido por el limo (130,00 m), clasificación textural (90,00 m), arena total (70,00 m) y arena gruesa (65,00 m). Los valores medios de alcance (a) encontrados en este estudio para los parámetros texturales del suelo son superiores a los encontrados por ULLOA GUITIÁN (2002) que están cerca de los 45,71 m.

El modelo matemático esférico se ajustó a todas las propiedades físicas del suelo estudiadas, coincidiendo con otros autores que describen este modelo como lo que generalmente más se ajusta a los parámetros de suelo y planta (McBRATNEY & WEBSTER, 1986; CAMBARDELLA et al., 1994; VIEIRA, 2000; CARVALHO et al, 2002; ULLOA GUITIÁN, 2002; SOUZA et al., 2004a; SIQUEIRA et al., 2008a,b).

El grado de dependencia espacial (GD, %) es elevado para todas las propiedades (GD $\leq 25,00$ %). El contenido de arena gruesa (33,33 %) presentó un moderado grado de dependencia espacial (GD = 25,00-75,00 %) según la clasificación de CAMBARDELLA et al. (1994).

Variable	Unidad	Modelo	C_0	C ₁	a (m)	GD (%)
Humedad	%	Esférico	0,00	52,00	150,00	0,00
Arcilla		Esférico	0,00	1060,00	150,00	0,00
Limo		Esférico	0,00	1400,00	130,00	0,00
Arena total	- 1 ⁻¹	Esférico	0,00	510,00	70,00	0,00
Arena gruesa	g kg	Esférico	450,00	900,00	65,00	33,33
Arena fina			Ef	ecto pepita pu	ro	
Clasificación textural		Esférico	0,08	0,31	90,00	20,51

Tabla 10. Parámetros de ajuste del semivariograma para las propiedades físicas del suelo.

C₀: efecto pepita; C₁: varianza estructural; a: alcance; GD: grado de dependencia espacial.

La presencia de zonas de variabilidad espacial con menores valores de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) para el dipolo horizontal el 23/06/2008 (Figura 21) se explica sabiendo como la variación del contenido de agua en el suelo influye sobre los valores de la conductividad eléctrica del suelo (RHOADES et al. 1976; NADLER & FRENKEL, 1980; MCNEILL, 1980; KACHANOSKI et al., 1988; SHEETS & HENDRICKX, 1995; RHOADES et al., 1999; MOORGAN et al., 2000; FREELAND et al., 2001; BREVIK & FENTON, 2002; REEDY & SCANLON, 2003; FRIEDMAN, 2005; KAFFKA et al., 2005; SUDDUTH et al., 2005; KÜHN et al., 2008).

Los mapas de variabilidad espacial para las propiedades físicas del suelo (humedad, arcilla, limo, arena total, arena gruesa y arena fina) son presentados en la Figura 32. El mapa de variabilidad espacial de la humedad del suelo (%) presenta similitud con el mapa de elevación digital del área de estudio (Figura 6). Por otra parte, también podemos afirmar que el mapa de variabilidad espacial de la humedad (%, Figura 32) tiene un comportamiento similar a los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo medida con el dipolo vertical y horizontal (CE_a-V y CE_a-H, Figura 21). Sin embargo, el mapa de la humedad del suelo presenta una mayor similitud con los mapas de la CE_a-V en las distintas fechas de muestreo. CORWIN & LESCH (2005b) también encontraron una mejor correlación entre la humedad media del suelo en la capa de 0,0-1,2 m de profundidad y la conductividad eléctrica aparente medida con el dipolo vertical y nella con el dipolo vertical y la conductividad con el dipolo vertica aparente medida con el dipolo vertical y la conductividad eléctrica aparente medida con el dipolo vertical y la conductividad eléctrica aparente medida con el dipolo vertical y la conductividad eléctrica aparente medida con el dipolo vertical (CE_a-V).

La similitud entre el mapa de variabilidad espacial de la humedad (Figura 32) y de la CE_a-V (Figura 21) puede ser explicada por medio de la topografía del terreno que influye sobre el sistema de drenaje del suelo, que cordina el flujo de agua en el subsuelo. Por otra parte, CORWIN & LESCH (2005c) describen que el contenido de humedad disminuye con la profundidad si la CE_a-H > CE_a-V, si la humedad es mayor en profundidad la CE_a-V > CE_a-H y si la humedad es homogénea a lo largo del perfil del suelo CE_a-V \approx CE_a-H. Como en el área de estudio el contenido de humedad en el perfil del suelo es regido por la topografía del terreno, el mayor valor de coeficiente de correlación en el área de estudio para la humedad x CE_a-V 23/06/2008 (r = 0,679) confirma que el mapa de variabilidad espacial de la CE_a-V es más parecido al mapa de la humedad en el área.



Figura 32. Mapas de variabilidad espacial para las propiedades físicas del suelo (humedad, arcilla, limo, arena total, arena gruesa y clasificación textural).

Los mapas de variabilidad espacial de la composición textural del suelo (arcilla, limo, arena total, arena gruesa y clasificación textural) (Figura 32) muestran que la parte este del área de estudio presenta valores mas elevados de arcilla (≥ 180 g kg⁻¹), y la parte noreste presenta los valores mas bajos de arcilla (≤ 150 g kg⁻¹). Los mayores valores de limo son encontrados en la parte oeste del área (≥ 300 g kg⁻¹), donde ocurren los menores valores de arcilla. El mapa de arena total muestra que en el área no ocurren grandes variaciones del contenido de arena, y que las mayores concentraciones están en la parte central del área (545 g kg⁻¹). El mapa del contenido de arena gruesa en el área de estudio indica que no ocurren grandes variaciones en el contenido de arena gruesa en el área. El mapa de variabilidad espacial de la clasificación textural del suelo describe que en el área ocurren grandes cambios texturales en la capa superficial del suelo, que está compuesta por materiales del período cuaternario, la mayor diferenciación textural ocurre próximo el centro del área, sin embargo, vale la pena resaltar que el mapa de arcilla presenta justo en esta zona dos pequeñas áreas con mayor contenido de arcilla que causan que en esta zona la clasificación textural sea franco-arcillo-arenosa.

Por otra parte es destacable que los mapas de variabilidad espacial de los componentes texturales del suelo (arcilla, limo, arena total, arena gruesa y clasificación textural) (Figura 32) no presentan ninguna relación con el mapa de elevación digital (Figura 6). De acuerdo con CASTELAO & DÍAZ-FIERROS (1992) y PAZ GONZÁLEZ et al (1997) el material de origen del área de estudio está constituido por sedimentos terciario-cuaternarios. Se tratan de sedimentos miopliocénicos en cuyo techo se aprecian capas alternantes de materiales arcillosos y arenosos, frecuentemente recubiertos por un manto cuaternario más o menos espeso. PAZ GONZÁLEZ et al (1997) describen que la evolución de estos suelos se ve frecuentemente condicionada por la presencia de un nivel freático próximo a la superficie. Así NEIRA SEIJO (1993) describe que el área de estudio está constituida por terrazas fluviales, y que las arcillas miocénicas presentes en las capas inferiores del suelo tienen una permeabilidad muy baja. Por lo tanto, esta característica hidrodinámica del suelo en el área de estudio condicionó la evolución de los parámetros texturales del suelo.

FRAISSE et al. (1999) y FRIDGES et al. (2000) describen que la utilización de la altitud, pendiente y formas del paisaje del suelo son una herramienta importante para la delimitación de zonas de manejo diferenciado para las propiedades granulométricas y químicas del suelo. SOUZA et al. (2004a) encontraron correlación entre la variabilidad espacial de las propiedades texturales del suelo de acuerdo a la variación de la forma del paisaje, pero el estudio de SOUZA et al. (2004a) trata de un Ferralsol que es una clase de

suelo muy evolucionado, por esta razón en este estudio las propiedades texturales no presentan relación con la topografía del terreno, dado vez que se trata de suelos poco evolucionados (Cambisol gleico) que están compuestos por sedimentos aluviales.

Los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo medida con los dipolos vertical y horizontal (CE_a-V y CE_a-H, Figura 21) presentan cierta similitud con el mapa del contenido de arcilla en el área de estudio (Figura 32). La parte noroeste del área presenta los menores contenidos de arcilla, y por consiguiente, los menores valores de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a-V y CE_a-H). CORWIN & LESCH (2005b) estudiando la relación entre la conductividad eléctrica aparente del suelo con las propiedades físicas y químicas del suelo describen una mejor correlación del contenido de arcilla con la CE_a-H (r = 0,330) cuando se compara con la CE_a-V (r = 0,280). En el presente estudio, hubo una gran variación de los valores de correlación lineal entre el contenido de arcilla y la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a-V y CE_a-H, Tabla 9). El menor valor de correlación fue entre el contenido de Arcilla x CE_a-H 03/04/2008 (r = 0,197) y la mejor correlación para Arcilla x CE_a-H 14/03/2008 (r = 0,495). No obstante, como en el área de estudio la topografía gobierna el flujo de agua en el suelo, y por lo tanto, el contenido de agua almacenada, existe una mejor correlación entre los datos de humedad (Humedad x CE_a-V 23/06/2008 = 0,685 y Humedad x CE_a-H 23/06/2008 = 0,648) que con el contenido de arcilla, de acuerdo a la matriz de correlación lineal (Tabla 9). Además, la matriz de correlación lineal (Tabla 9) muestra que existe una correlación débil positiva entre la humedad y el contenido de arcilla en el suelo (0,221). CORWIN & LESCH (2005c) describen que cuanto menor es la variabilidad espacial de los parámetros texturales del suelo menor es la variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a-V y CE_a-H). El coeficiente de variación para el contenido de arcilla en el área de estudio es medio de acuerdo con la clasificación de WARRICK & NIELSEN (1980), pero se aprecía una gran dispersión de los datos observando la diferencia entre los valores máximo (220 g kg⁻¹) y mínimo (119 g kg^{-1}), y por los valores de desviación estándar (30,32).

Entre las propiedades físicas del suelo estudiadas la humedad fue el parámetro que más se relacionó con la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H), así que los datos de la CE_a -V y CE_a -H pueden ser utilizados para mejorar la estimación de la humedad y arcilla en el suelo, muestreados en los 40 puntos optimizados por medio del programa ESAP 2.35 (LESCH et al., 2000). La Tabla 11 presenta los parámetros de ajuste del semivariograma cruzado entre la humedad con la conductividad eléctrica del suelo medida en

los dipolos vertical y horizontal (CE_a -V y CE_a -H). El modelo esférico se ajustó a todos los semivariogramas cruzados.

El semivariograma cruzado entre la humedad y la conductividad eléctrica aparente del suelo medida con el dipolo vertical y horizontal (CE_a -V y CE_a -H) presentan un alcance de 130,00m, y valores de efecto pepita y varianza estructural semejantes (Tabla 11).

CARROLL & OLIVER (2005) estudiando la correlación espacial de propiedades físicas del suelo y de la conductividad eléctrica aparente del suelo medida con el dipolo vertical (CE_a-V) en dos áreas experimentales en el sur de Inglaterra (Crowmarsh y Yattendon) ajustaron el modelo esférico para todos los semivariogramas cruzados del contenido de arcilla x CE_a y humedad x CE_a en las dos áreas de estudio, con valores de alcance variando de 82,95 m (Crowmarsh) y 91,10 m (Yattendon) entre el contenido de arcilla x CE_a, y valores de alcance variando de 103,50 m (Yattendon) y 112,00 m (Crowmarsh) entre la humedad x CE_a. MACHADO et al. (2006) estudiando la variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente (CE_a) utilizando el equipo VERIS 3100 en un Oxisol arcilloso ajustó el modelo gausiano para los semivariograma cruzados entre el contenido de arcilla x CE_a con valores de alcance en torno de lo 100,00 m.

Tabla 11. Parámetros de ajuste del semivariograma cruzado para la humedad gravimétrica (%) y la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H, mS m⁻¹).

Variable		C_0	C ₁	a (m)
Humedad x Log CE_a -V (23/06/2008)	Esférico	1,00	20,00	130,00
Humedad x Log CE_a -H (23/06/2008)	Esférico	0,00	0,15	130,00

C₀: efecto pepita; C₁: varianza estructural; a: alcance.

Los mapas de variabilidad espacial construidos por medio del cokrigeado ordinario y universal para la humedad con los datos de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a-V y CE_a-H) se pueden observar en la Figura 33. Por medio de la Tabla 12 se comprueba que existe una mejora en los valores del coeficiente de correlación entre los datos medidos y estimados mediante krigeado y cokrigeado, ocurriendo que el uso de los datos de la Humedad x Log CE_a-H presentaron un valor de coeficiente de correlación de 0,756 y Humedad x Log CE_a-V presentó un valor ligeramente inferior (r = 0,746). Los mapas de la humedad del suelo construidos con el cokrigeado ordinario (Figura 33) son muy similares al mapa de variabilidad espacial de la humedad construido con los datos medidos en los 40 puntos de muestreo optimizado del suelo (Figura 32) demostrando la eficiencia del uso de los datos de CE_a para determinación de los valores de humedad para los locales no muestreados.

Tabla 12. Valores del coeficiente de correlación (*r*) entre los datos medidos y estimados mediante krigeado y cokrigeado.

Variable	r	Variable	r
Humedad (Krigeado ordinario)	0.637	Humedad x Log CE _a -V (Cokrigeado universal)	0,746
	- ,	Humedad x Log CE _a -H (Cokrigeado ordinario)	0,756



Figura 33. Mapas de humedad obtenidos mediante cokrigeado universal y ordinario con la CE_a -V y CE_a -H.

3.4. VARIABILIDAD ESPACIAL DE LAS PROPIEDADES QUÍMICAS DEL SUELO (CE_e , MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CIC y V%)

Los parámetros estadísticos de las propiedades químicas del suelo (CE_e, MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CIC y V%) son presentados en la Tabla 13. Los valores de coeficiente de variación (CV, %) muestran que los datos de materia orgánica (MO) y pH presentan bajos valores de CV (7,88 % y 6,07 %, respectivamente). Las demás propiedades presentan valores de CV medios de acuerdo con la clasificación de WARRICK & NIELSEN (1980).

Los contenidos de K y Mg presentan distribución de frecuencia log normal (Ln) por medio del test de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad del error de 1 % (D, Tabla 13), las demás propiedades estudiadas (CE_e, MO, pH, P, K, Ca, H+Al, SB, CIC y V%) presentan distribución de frecuencia normal (n).

La conductividad eléctrica del extracto de saturación (CE_e) presenta un valor medio de 13,82 mS m⁻¹, de acuerdo con la clasificación USDA (1999) el suelo del área de estudio es clasificado como no salino (CE_e < 98,00 mS m⁻¹) no presentando problemas para el desarrollo de los cultivos y de los microorganismos del suelo.

Variable	Unidad	N	Mín.	Máx.	Media	Varianza	CV	Asimetría	Curtosis	D
CE _e		40	7,00	28,00	13,82	25,94	36,84	1,200	1,008	0,159n
MO	g dm ⁻³	40	64,00	98,00	81,50	41,28	7,88	-0,076	0,773	0,132n
pН		40	4,40	6,00	4,87	0,08	6,07	1,813	5,423	0,186n
Р	mg dm ⁻³	40	81,00	425,00	160,00	7479,74	54,05	1,959	3,295	0,248n
K		40	1,50	14,80	3,52	6,95	74,90	2,925	9,651	0,253Ln
Ca		40	24,00	110,00	46,75	280,50	35,82	2,121	5,729	0,200n
Mg	······································	40	3,00	26,00	5,90	17,32	70,54	3,668	15,248	0,291Ln
H+A1	mmol _c dm	40	31,00	121,00	69,30	280,57	24,17	0,684	1,668	0,199n
SB		40	31,50	134,50	56,17	446,70	37,63	2,449	7,163	0,238n
CIC		40	98,90	174,00	125,50	360,46	15,13	1,000	0,429	0,198n
V%	%	40	29,00	81,00	44,20	127,08	25,51	1,473	3,180	0,147n

Tabla 13. Parámetros estadísticos de las propiedades químicas del suelo.

N: número de medidas; Mín.: valor mínimo; Máx.: valor máximo; CV: coeficiente de variación (%); D: desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal por medio del test estadístico de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad del error de 1 %; n: distribución de frecuencia normal; Ln: distribución de frecuencia lognormal.

El valor medio del contenido de materia orgánica (MO, g dm⁻³) en el suelo del área de estudio es de 81,50 g dm⁻³, presentando 60 % más de MO que en el perfil característico del suelo para el área de estudio (Tabla 2), que presenta un contenido de 50,2 g dm⁻³ en la capa superficial (0,00-0,35 m de profundidad). LEMA (1998) describe la materia orgánica como un factor de la calidad del suelo, contribuyendo indirectamente para su fertilidad, cuyos contenidos habituales en los suelos agrícolas de Galicia oscilan entre 40,00 g dm⁻³ y 60,00 g dm⁻³, superando en los suelos naturales valores de 80,00 g dm⁻³ y 100,00 g dm⁻³. LEIRÓS et

al. (2000) estudiando propiedades físicas, químicas y bioquímicas de suelos ácidos en ambientes naturales de Galicia encontró valores de MO que variaban entre 146,20 g dm⁻³ y 499,7 g dm⁻³ en la capa superficial del suelo, siendo valores superiores a los encontrados en este estudio. INIA (2005) estudiando el contenido de materia orgánica en los suelos de España describen que en las áreas agrícolas de Galicia el contenido medio de MO en el suelo es mayor que 34,48 g dm⁻³. De acuerdo con ULLOA GUITIÁN (2002), la cantidad de MO en el suelo varía en función del balance entre la tasa de descomposición de los residuos y productos orgánicos y la tasa de mineralización del C por la biota (depende de las interacciones entre los distintos factores de formación del suelo), dependiendo el contenido de MO en un suelo no natural (de uso agrícola o forestal) de su manejo, el cual puede inducir cambios rápidos y drásticos en el equilibrio del contenido orgánico, que presentaría un suelo en condiciones naturales y sin alterar, que anulan completamente la influencia de los factores de formación del suelo. Por tanto, la importancia relativa de la influencia de los factores de formación en la materia orgánica del suelo puede ser del siguiente modo: manejo > clima > biota (vegetación y organismos del suelo) > topografía = material de partida > tiempo (BALDOCK & NELSON, 2000).

FUENTES YAGÜE (2002) describe que no es el contenido de MO en el suelo lo que más interesa, sino que la velocidad con la MO se transforma. Un buen suelo agrícola es aquel en donde los procesos de mineralización y humidificación se desarrollan en equilibrio y con relativa rapidez, ocurriendo que la velocidad y rapidez de los procesos de transformación de la MO depende de la actividad de los microorganismos encargados de estas transformaciones, que a su vez viene condicionada por diversos factores, entre los que se destacan los siguientes: naturaleza de los residuos orgánicos, temperatura, humedad, aireación del suelo, contenido de nitrógeno y acidez del suelo.

El valor medio de pH es de 4,87 indicando que el suelo del área de estudio presenta acidez elevada, según la clasificación de RAIJ et al. (1997) para el pH en CaCl₂. Por otra parte, debemos considerar que el valor máximo de pH en algunas partes del área de estudio presenta valores de pH iguales a 6,00, representado zonas en el área de estudio con baja acidez. De acuerdo con FUENTES YAGÜE (2002) la causa más frecuente de la acidificación del suelo es el lavado del calcio en regiones de mucha pluviometría. En España los suelos ácidos predominan en las regiones húmedas (Asturias y Galicia) y también en el oeste (Extremadura y Huelva), si bien en estas últimas regiones la acidez es debida a la naturaleza de la roca originaria. NAVARRO BLAYA & NAVARRO GARCIA (2000) describen valores de pH entre 5,00 y 7,00 para los suelos minerales de regiones húmedas de España, indicando

que los valores mínimo (4,40) y máximo (6,00) de pH encontrados en este estudio están próximos de los citados anteriormente. MACÍAS VÁZQUEZ & CALVO de ANTA (1992) describen que para los suelos de Galicia es común encontrar valores de pH en torno de 4,5, e incluso inferiores, en los suelos derivados de rocas graníticas, filitas, esquistos y sedimentares.

FUENTES-YAGÜE (1994) describe que en general, se produce una reducción del pH durante los meses de verano, lo que se puede explicar por el incremento de la actividad microbiana, que genera iones hidrógeno y reduce el pH. FERNÁNDEZ-SIERRA (2001) relata esta variación estacional del pH a lo largo del año, en estudios desarrollados en terrenos de monte en Galicia.

El contenido medio de fósforo (P) del complejo de cambio en el área de estudio es de 160,00 mg dm⁻³, LEMA (1998) describe que se suele considerar para los suelos de Galicia niveles de P comprendidos entre 18 mg dm⁻³ y 36 mg dm⁻³, presentan las condiciones de partida adecuadas para cualquier cultivo, aún así, se debe efectuar un abonado fosfórico anual de mantenimiento (en otoño) o uno de arranque (en primavera) en función de las necesidades de cada cultivo. De acuerdo con RAIJ et al. (1997) el área de estudio presenta valores muy elevados de P. Por lo que respecta al comportamiento del P en suelos de Galicia, aunque no se han realizado estudios exhaustivos (MUÑOZ TABOADELA 1965; GIL SOTRES, DÍAZ-FIERROS 1979, 1980, 1982), teniendo en cuenta las condiciones naturales y edafológicas dominantes, debemos señalar que si los fosfatos se fijan al suelo a causa de la presencia de oxidróxidos de aluminio e hierro, que forman parte de los geles del suelo, de los cationes de Al e Fe llamados activos y, en general, de la arcilla; y que en los suelos muy ácidos se asiste a la disociación de los minerales de arcilla, esto es a la destrucción del suelo, y paralelamente a la fijación creciente del P soluble. Es probable, por lo tanto, que los suelos muy ácidos presenten cada vez menos minerales de arcilla y cada vez mayor capacidad de fijación del fósforo (MUÑOZ TABOADELA 1965, DÍAS VÁZQUEZ, 1993). Este hecho contribuye para presencia de valores elevados de P en el suelo del área de estudio, ya que FUENTES YAGÜE (2002) describen que los suelos en Galicia son ácidos principalmente en función de los elevados índices pluviométricos.

Con relación al contenido de potasio (K, $mmol_c dm^{-3}$) en el suelo, el área de estudio presenta un valor medio de 3,52 $mmol_c dm^{-3}$. LEMA (1998) resalta que los valores adecuados de K para los suelos de Galicia deben estar entre 3,07 $mmol_c dm^{-3} y 6,15 mmol_c dm^{-3}$. Pero, según la clasificación de RAIJ et al. (1997) el valor medio encontrado en este estudio es considerado elevado (3,10-6,00 $mmol_c dm^{-3}$). CALVO et al. (1992) describen que los suelos

gallegos presentan en general bajas cuantidades de K. LÓPES MATEO et al. (2002) estudiando el contenido de K en suelos de Galicia y su relación con el material de origen, describen un valor medio de K de 2,90 mmol_c dm⁻³, y que la disponibilidad del K en los suelos está condicionada en gran medida por la mineralogía, que, a su vez, depende considerablemente del material original. De acuerdo con XUNTA (2001) los contenidos de K en los suelos gallegos, en muchos casos presenta una deficiencia, relacionada con la mineralogía y climatología de la región.

El contenido medio de calcio (Ca, mmol_c dm⁻³) en el área de estudio es de 46,75 mmol_c dm⁻³. LEMA (1998) describe que los valores entre 100 mmol_c dm⁻³ y 150 mmol_c dm⁻³ son considerados adecuados para el desarrollo vegetativo de los cultivos en Galicia. A través de los valores mínimo (24,00 mmol_c dm⁻³) y máximo (110,00 mmol_c dm⁻³) de Ca en el área de estudio (Tabla 13) vse comprueba que existe una gran variación del contenido de este elemento en el suelo en la capa de 0,00-0,30 m de profundidad, concordando con la presencia de valores bajos de pH en el suelo, debido que la cantidad de Ca en el suelo no es suficiente para neutralizar la acidez de suelo.

Según GUTIÉRREZ (1995), todos los suelos agrícolas contienen Ca procedente de las rocas originarias, predominando entre los demás cationes, y la mayor o menor cantidad se refleja en el grado de saturación de la arcilla, cuyo indicador es el pH del terreno. De acuerdo con URBANO TERRON (2001) la determinación del contenido total de Ca en el suelo no sirve como medida de su actividad ni de su capacidad para alimentar los cultivos, debido a la gran variedad de formas combinadas que existen y el grado tan diferente de alterabilidad que estas formas presentan. De manera general, los suelos naturales de Galicia presentan una serie de carencias, por una parte debidas a composición de las rocas y por otra a climatología. Los contenidos de calcio, magnesio y fósforo son bajos, y en muchos casos llegando a ser deficitarios. La carencia de Ca hace que la materia orgánica presente bajos pH y que su descomposición sea lenta. Este bajo pH también favorece la presencia de formas solubles de hierro y aluminio, que interfieren la asimilación del fósforo. Buena parte de estos problemas se corrigen con la aplicación de enmiendas calizas y una correcta fertilización (XUNTA, 2001). De acuerdo con LEMA (1998) los niveles de Ca en los suelos gallegos varían entre menos de 50 mmol_c dm⁻³ en los suelos naturales y más de 150 mmol_c dm⁻³ en aquellos que han sido intensamente modificados (básicamente con concha de moluscos); ambos los extremos son indeseables para los cultivos.

El magnesio (Mg, mmol_c dm⁻³) en el área de estudio presenta un valor medio de 5,90 mmol_c dm⁻³. LEMA (1998) describe que valores de Mg entre 4,2 mmol_c dm⁻³ y 5,2 mmol_c

dm⁻³ son considerados adecuados para los suelos gallegos. En el caso del Mg al contrario que los demás nutrientes mencionados anteriormente, no es necesario abonar todos los años, dado que las cantidades tomadas por los cultivos son muy inferiores, y porque el suelo tiene cierta capacidad de reserva debido al uso de calizas que contienen Mg en su constitución.

La acidez potencial o de cambio (H+Al, mmol_c dm⁻³) media para el suelo del área de estudio es de 69,30 mmol_c dm⁻³. La H+Al presenta valores elevados en función de los bajos valores pH presentes en el área de estudio. Cabe resaltar que los cambios en el pH de un suelo no son lineales, y varían muy lentamente. De esta manera, es preciso tener en cuenta que el suelo es un ciclo cerrado donde las reacciones ocurren según las características naturales del ambiente y del manejo del suelo.

La suma de bases (SB, mmol_c dm⁻³) corresponde a la suma de las base de intercambio (K⁺, Ca⁺², Mg⁺² y Na⁺) estando de esta manera relacionado con los nutrientes del suelo descritos anteriormente. En el presente estudio el valor mínimo, máximo y medio son respectivamente: 31,50 mmol_c dm⁻³, 134,50 mmol_c dm⁻³ y 56,17 mmol_c dm⁻³.

La capacidad de intercambio catiónico (CIC, mmol_c dm⁻³) indica la cantidad de cargas positivas que tiene un suelo, por ende la cantidad de catiónes que es capaz de mantener de forma intercambiable siendo representada por la suma de las bases (SB, mmol_c dm⁻³) y la acidez potencial (H+Al, mmol_c dm⁻³). Los resultados presentados en la Tabla 13 demuestran que en el área de estudio los valores mínimo, máximo y medio son 98,90 mmol_c dm⁻³, 174,00 mmol_c dm⁻³ y 125,50 mmol_c dm⁻³ respectivamente.

La porcentaje de saturación por bases (V%) varia en torno de 29,00 % (valor mínimo) y 81,00 % (valor máximo), presentando un valor medio de 44,20 %. Según la clasificación de RAIJ et al. (1997) el suelo del área de estudio presenta valores bajos de V% (26,00-50,00 %). Según MACÍAS VÁZQUEZ & CALVO de ANTA (1992) el cultivo del suelo mejora las características químicas del suelo, ya que al elevar el pH incrementa el valor absoluto da CIC y al mismo tiempo disminuye el aluminio cambiable con lo que el porcentaje de saturación en bases es mucho más elevado. En general, esta elevación del pH, capacidad de cambio y grado de saturación se debe a los aportes de Ca mediante el encalado.

La Tabla 14 presenta la matriz de correlación lineal entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H) y las propiedades químicas del suelo (CE_e , MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CIC y V%).

La conductividad eléctrica del extracto de saturación (CE_e , mS m⁻¹) presenta una correlación débil positiva (Tabla 14) con la conductividad eléctrica aparente del suelo medida por inducción electromagnética en el dipolo vertical (CE_a -V, mS m⁻¹) y horizontal (CE_a -H,

mS m⁻¹), siendo r = 0.156 para CE_e x Log CE_a-V y r = 0.224 para CE_e x Log CE_a-H. CORWIN & LESCH (2005b) encontró valores mas elevados de coeficiente de correlación para CE_e x CE_a-V (r = 0.840) y CE_e x CE_a-H (r = 0.890) en la capa de 0.00-1.20 m de profundidad. SLAVICH & PETTERSON (1990) y SHARMA & GUPTA (2000) encontraran valores de correlación entre CE_e x CE_a-V y CE_e x CE_a-H semejantes a los descritos por CORWIN & LESCH (2005b). La conductividad eléctrica del extracto de saturación (CEe, mS m^{-1}) presentó una correlación moderada positiva con el contenido de P (r = 0,515), Ca (r =0,525), Log Mg (r = 0,565), SB (r = 0,585) y V% (r = 0,544). La correlación entre CE_e x MO (r = 0,164), CE_e x pH (r = 0,475) y CE_e x K (r = 0,438) es débil. Valores moderados de coeficiente de correlación entre los elementos del complejo de cambio (P, K, ca e Mg) ya eran esperados, dado que la CE_e es un indicador de la salinidad del suelo, representado de esta manera la cantidad de sales en la solución del suelo. Según USDA (1994) los iones generalmente asociados con la salinidad son Ca⁺⁺, Mg⁺⁺, K⁺, Na⁺, H⁺ (cationes) ó NO₃⁻, SO₄⁻, Cl⁻, HCO₃⁻, OH⁻ (aniones). En el presente estudio fue encontrada una correlación positiva entre P x CE_e (r = 0.515). HEINIGER et al. (2003) también describen el contenido de P como parte de la salinidad del suelo, y que su incremento en los suelos cultivados debe a la degradación de la materia orgánica y del abonado.

La correlación lineal entre MO x Log CE_a-V (r = -0,627) es casi moderada negativa y la correlación entre la MO x CE_a-H (r = -0,446) es clasificada como débil negativa, estos valores son menores que los indicados por KITCHEN et al. (2003) $\ge 0,80$ entre el contenido de materia orgánica y la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a).

La correlación lineal entre pH x Log CE_a-V (r = 0,050) es nula y la correlación entre la pH x Log CE_a-H (r = 0,246) es débil. HEINIGER et al. (2003) estudiando la correlación entre la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) y las propiedades químicas del suelo en 16 áreas en Carolina del Norte (EE.UU.), incluido el pH encontraron valores de correlación semejantes a los descritos en este estudio. Para la relación entre el contenido de P en suelo y la conductividad eléctrica aparente (CE_a) HEINIGER et al. (2003) encontraron valores entre nulos y elevados, siendo en este estudio los valores de correlación casi nulos o nulos, respectivamente: P x Log CE_a-V = -0,084 y P x Log CE_a-H = 0,000.

	Log CE _a -V	Log CE _a -H	CE _e	MO	pН	Р	Log K	Ca	Log Mg	H+A1	SB	CIC	V%
Log CE _a -V	1,000												
Log CE _a -H	0,751	1,000											
CE _e	0,156	0,224	1,000										
МО	-0,627	-0,446	0,164	1,000									
pH	0,050	0,246	0,475	-0,008	1,000								
Р	-0,084	0,000	0,515	0,372	0,033	1,000							
Log K	-0,018	0,214	0,470	0,210	0,037	0,697	1,000						
Ca	-0,118	0,043	0,525	0,271	0,879	0,378	0,171	1,000					
Log Mg	0,066	0,121	0,565	0,024	0,850	0,265	0,168	0,862	1,000				
H+A1	-0,248	-0,331	-0,332	0,292	-0,816	0,331	0,228	-0,554	-0,670	1,000			
SB	-0,073	0,098	0,585	0,258	0,861	0,465	0,307	0,983	0,888	-0,519	1,000		
CIC	-0,318	-0,183	0,359	0,547	0,239	0,813	0,546	0,607	0,399	0,302	0,657	1,000	
V%	0,052	0,214	0,544	0,074	0,950	0,189	0,130	0,927	0,904	-0,794	0,917	0,323	1,000

Tabla 14. Matriz de correlación lineal simple entre la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) y las propiedades químicas del suelo (CE_e , MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CIC y V%).

KORSAETH et al. (2005) estudiando la correlación entre potasio (K, mmol_c dm⁻³), calcio (Ca, mmol_c dm⁻³), magnesio (Mg, mmol_c dm⁻³) y la conductividad eléctrica aparente del suelo medida por inducción electromagnética (CE_a-V y CE_a-H) en dos áreas en Noruega, encontron valores de correlación variando entre -0,050 para K x CE_a-H y de 0,940 para Ca x CE_a-V. En el presente estudio los valores de correlación entre el K, Ca, Mg con la CE_a-V y CE_a-H son clasificados como débiles: Log K x Log CE_a-V (r = -0,018), Log K x Log CE_a-H (r = 0,214), Ca x Log CE_a-V (r = -0,118), Ca x Log CE_a-H (r = 0,043), Log Mg x Log CE_a-V (r = 0,066) y Log Mg x Log CE_a-H (r = 0,121). HEINIGER et al. (2003) describen que la presencia de bajos valores de correlación (r < 0,7) entre K, Ca y Mg son indicativos de la interacción de otros parámetros del suelo sobre la CE_a, tales como el contenido de agua, composición textural y la cantidad de sales disueltos en la solución del suelo.

La correlación entre CIC x Log CE_a-V (r = -0,318) y CIC x Log CE_a-H (r = -0,183) es débil negativa. KORSAETH et al. (2005) estudiando la correlación entre CIC x CE_a, en dos áreas de estudio encontró correlaciones débiles en el área de Apelsvoll (Carolina del Norte, EE.UU.) (CIC x CE_a-V = 0,210 y CIC x CE_a-H = 0,290) y correlaciones elevadas en el área de Kise (Carolina del Norte, EE.UU.) (CIC x CEa-V = 0,930 y CIC x CE_a-H = 0,930). SUDDUTH et al. (2001) describe que para los suelos no salinos la textura del suelo se relaciona mucho más con la CE_a que la CIC, justificando las diferencias en los valores de correlación entre la CIC x CE_a encontrados por KORSAETH et al. (2005) y los bajos valores

La acidez potencial (H+Al, mmol_c dm⁻³), la suma de bases (SB, mmol_c dm⁻³) y el porcentaje de saturación por bases (V%) presentan bajos valores de correlación con la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a-V y CE_a-H): H+Al x Log CE_a-V = -0,248; H+Al x Log CE_a-H = -0,331; SB x Log CE_a-V = -0,073; SB x Log CE_a-H = 0,098; V% x Log CE_a-V = 0,052 y V% x Log CE_a-H = 0,214.

La Tabla 15 presenta los parámetros de ajuste del semivariograma para las propiedades del suelo en estudio (CE_e , MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CIC y V%). Todas las propiedades en estudio se ajustaron al modelo matemático esférico, el contenido de K en el suelo presentó efecto pepita puro.

Variable	Unidad	Modelo	C_0	C_1	a (m)	GD (%)
CE _e Residuos		Esférico	0,001	0,01	130,00	9,09
MO Residuos	g dm ⁻³	Esférico	0,001	35,00	130,00	0,00
pH Residuos		Esférico	0,00	0,07	110,00	0,00
P Residuos	mg dm ⁻³	Esférico	0,00	6500,00	80,00	0,00
Log K			Efec	cto pepita pur	о	
Ca Residuos		Esférico	0,00	325,00	100,00	0,00
Log Mg		Esférico	0,00	0,050	100,00	0,00
H+Al Residuos	mmol _c dm	Esférico	0,00	320,00	80,00	0,00
SB Residuos		Esférico	0,00	470,00	100,00	0,00
CIC Residuos		Esférico	0,00	360,00	70,00	0,00
V% Residuos	%	Esférico	0,00	135,00	70,00	0,00

Tabla 15. Parámetros de ajuste del semivariograma para las propiedades químicas del suelo (CE_e, MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CIC y V%).

C₀: efecto pepita; C₁: varianza estructural; a: alcance; GD: grado de dependencia espacial.

El mayor valor de alcance (a, m) fue encontrado para los datos de MO Residuos y CE_e Residuos, que presentaron un valor de alcance de 130,00 m. PAZ GONZÁLEZ et al. (2000) estudiando la variabilidad espacial de una parcela cultivada y otra con vegetación natural en Gayoso-Castro (Galicia, España) en un suelo con características similares al del suelo de este estudio encontraran valores de alcance (a) para la MO en torno de 6,5 m. En otro trabajo GALLARDO (2003) estudiando la variabilidad espacial de propiedades del suelo en el Rio Louro (Galicia) encontró un valor de alcance (a) de 9,76 m para la MO. Las demás propiedades presentaran valores de alcance en la siguiente orden de maior a menor: pH Residuos (110,00 m), Ca Residuos (100,00 m), Log Mg (100,00 m), SB Residuos (100,00 m), P Residuos (80,00 m), H+Al Residuos (80,00 m), CIC Residuos (70,00 m) y V% Residuos (70,00).

El grado de dependencia espacial (GD, %) es elevado para todas las propiedades en estudio de acuerdo con la clasificación de CAMBARDELLA et al. (1994). La presencia de bajos valores de efecto pepita (C_0) para las propiedades químicas del suelo coinciden con los valores encontrados por PAZ GONZÁLEZ et al. (2000) y GALLARDO (2003).

La Figura 34 presenta los semivariogramas construidos con los datos originales demostrando la presencia de tendencia para la mayoría de los datos. El semivariograma para el contenido de K (Figura 34) en el suelo presenta una gran dispersión de lo datos indicativo la presencia de efecto pepita puro.

Los mapas de variabilidad espacial de las propiedades en estudio son presentados en las Figuras 35 (CEe, pH, P y Ca) y 33 (Mg, H+Al, SB, CIC y V%). Los mapas de CEa-V y CE_a-H (Figura 21) presentan un comportamiento similar en la distribución de las líneas de contorno, pero no hay un patrón similar en la distribución de las líneas de contorno entre los mapas de CE_a-V, CE_a-H y CE_e (Figuras 21 y Figura 35, respectivamente). Este hecho se debe principalmente a que las medidas CE_a-V y CE_a-H son referidas a un mayor volumen de suelo explorado, además de acuerdo con BONH et al. (1982) el suelo es un sistema truncado compuesto por una ruta tortuosa, RHOADES & CORWIN (1991) describen que en el suelo una corriente eléctrica puede ser transmitida por tres sistemas distintos: por medio de las partículas del suelo y entre los limites de soluciones; por medio de soluciones continuas en el suelo y por medio o en superficies de partículas del suelo en contacto directo con ellas, y que en ausencia de sales disueltas en agua presentes en el segundo camino, la conductividad, la textura y la humedad se correlacionan muy bien. De esta manera las mayores diferencias entre los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente medida por inducción electromagnética (CE_a-V y CE_a-H) y la conductividad eléctrica del extracto de saturación (CE_e) son debidos a la magnitud de medida, o sea, en cada caso hay un respuesta del suelo al transmitir una corriente eléctrica. En el extracto de saturación (CE_e) el suelo está tamizado y las lecturas de son realizadas siguiendo una relación de volumen de suelo y agua de 1:1, lo que no ocurre en el suelo en su estado natural, que presenta a lo largo del paisaje zonas con mayor o menor contenido humedad, arcilla, sales, materia orgánica, o mismo zonas más o menos compactadas.



Figura 34. Semivariogramas de los datos originales de las propiedades químicas del suelo (MO, pH, P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CIC y V%).



Figura 35. Mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica del extracto de saturación (CE_e) materia orgánica (MO), pH, fósforo (P) y calcio (Ca).



Figura 36. Mapas de variabilidad espacial del contenido de magnesio (Mg), acidez potencial (H+Al), suma de bases (SB), capacidad de intercambio catiónico (CIC) y porcentaje de saturación de bases (V%).

El mapa de variabilidad espacial del contenido de materia (MO, g dm⁻³) muestra que los mayores valores de MO están localizados en la parte nordeste del área (\geq 84 g dm⁻³). El mapa de pH en el área de estudio demuestra que la parte oeste del área presenta los menores valores (\leq 4,9), y por lo tanto, el suelo es más acido en esta zona. Los mapas de variabilidad espacial (Figuras 35 y 36) para los demás elemento químicos del suelo (P, Ca, Mg, SB, CIC y V%) presentan un comportamiento similar en la distribución de las líneas de contorno, existiendo un incremento de los valores principalmente en la parte nordeste del área de estudio. El análisis comparativo de los mapas de P, Ca, Mg, SB, CIC y V% con el mapa de la conductividad del extracto de saturación (CE_e, mS m⁻¹) demuestra que existe un patrón similar entre las propiedades químicas del suelo.

El mapa de variabilidad espacial de la acidez potencial (H+Al, Figura 36) no presenta ninguna relación con los demás mapas de las propiedades químicas del suelo (CE_a -V, CE_a -H, CE_e , P, Ca, Mg, SB, CIC y V%).

Diversos autores (RHOADES et al. 1976; McNEILL, 1980; NADLER & FRENKEL, 1980; KACHANOSKI et al., 1990; RHOADES et al., 1990; COOK & WALKER, 1992; LESCH et al., 1995; SHEETS & HENDRICKX, 1995; BARBIÉRO et al., 2001; ; TRIANTAFILIS et al., 2001; PINCELLI, 2004; CORWIN & LESCH, 2005a,b,c; SUDDUTH et al., 2005; ABDU, 2007; AMEZKETA, 2007;) citan que entre las propiedades químicas del suelo las que más se relacionan con la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a-V y CE_a-H, mS m⁻¹) son el contenido de sales en este caso representado por la conductividad eléctrica del extracto de saturación (CE_e, mS m⁻¹), el contenido de materia orgánica (MO, g dm⁻³) y la capacidad de intercambio catiónico (CIC, mmol_c dm⁻³), pero en este estudio los mayores valores de coeficiente de correlación fueron encontrados para MO.

El modelo esférico fue ajustado para el semivariograma cruzado de MO Residuos x Log CE_a-V con alcance (a, m) de 130,00 m (Tabla 16). CARROLL & OLIVER (2005) estudiando la correlación espacial entre el contenido de materia orgánica (MO) y la conductividad eléctrica aparente del suelo por inducción electromagnética en la posición vertical (CE_a-V) ajustó el modelo esférico con un alcance (a, m) de cerca de 100,00 m. En este estudio no presentamos el semivariograma cruzado de MO Residuos x Log CE_a-H dado que estas dos propiedades del suelo presentaron un valor de coeficiente de correlación inferior a 0,5 no justificando el uso del cokrigeado.

Tabla 16. Parámetros de ajuste del semivariograma cruzado entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H, mS m⁻¹) y el contenido de materia orgánica en el suelo (MO, g dm⁻³).

Variable	Modelo	C_0	C ₁	a (m)
MO x CE _a -V	Esférico	0,00001	0,65	130,00

C₀: efecto pepita; C₁: varianza estructural; a: alcance; GD: grado de dependencia espacial.

El mapa de variabilidad espacial construido por medio del cokrigeado universal para el contenido de materia orgánica (MO, g dm⁻³) con la conductividad eléctrica aparente del suelo en el dipolo vertical (CE_a-V, mS m⁻¹) está presentado en la Figura 37. El análisis del mapa de MO construido por medio del krigeado (Figura 35) y del cokrigeado (Figura 37) demuestra que los mapas son muy similares, eso se debe a que el cokrigeado presenta un valor de coeficiente de correlación (r = 0,755) muy similar al del krigeado (r = 0,743). No existiendo mejoría en la estimación de los valores de MO principalmente porque esta propiedad del suelo ya presenta un elevado valor de correlación (r = 0,743) entre los valores medidos y estimados por medio del krigeado (Tabla 17), provocando con que no existan grandes diferencias entre los mapas construidos usando el krigeado y el cokrigeado.



Figura 37. Mapa de variabilidad espacial del contenido de materia orgánica en el suelo (MO, g dm⁻³) mediante cokrigeado ordinario con la CE_a -V (mS m⁻¹).

Tabla 17. Valores del coeficiente de correlación (*r*) entre los datos medidos y estimados mediante krigeado y cokrigeado.

Krigeado re	esidual	Cokrigeado ordinario				
MO Residuos	0,743	MO x Log CEa-V	0,755			

3.5. VARIABILIDAD ESPACIAL DE LA RESISTENCIA DEL SUELO A LA PENETRACIÓN (RP) Y DE LA CONDUCTIVIDAD ELÉCTRICA APARENTE (CE_a) MEDIDA CON PENETRÓMETRO ESTÁTICO

Durante el proceso de muestreo con el penetrómetro estático Veris P3000 no fue posible la medida de la resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) y de la conductividad eléctrica aparente (CE_a , mS m⁻¹) en los siguientes puntos de muestreo optimizado: 2, 3, 4, 5, 6, 7, 11, 22, 33, 34, 35, 36, 37, 38 y 39 (Figura 15), debido a que el equipo presentó problemas hidráulicos que imposibilitaron las lecturas de la RP y de la CE_a en estos puntos.

La Tabla 18 presenta los parámetros estadísticos para la conductividad eléctrica aparente (CE_a , mS m⁻¹) y la resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) medidos con el penetrómetro estático Veris P300. El test estadístico de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad de error de 1 % muestra que todas las propiedades en estudio presentan distribución de frecuencia lognormal.

Los valores de coeficiente de variación (CV, %) muestran que la gran mayoría de las variables presentan una moderada variabilidad de los datos con valores de CV entre 12,00 y 60,00 %, de acuerdo a la clasificación de WARRICK & NIELSEN (1980). Las siguientes propiedades presentaron elevados valores de CV (> 60 %): $CE_{a 0,0-0,1}$, $CE_{a 0,1-0,2}$, $CE_{a Media 0,0-0,4}$ y $RP_{0,0-0,1}$. La presencia de elevados valores de CV principalmente para los datos de conductividad eléctrica aparente (CE_a) y resistencia a la penetración (RP) con el penetrómetro estático Veris, ya eran esperados dado que el número de muestras es menor que el número de medidas de conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H) adquiridas con el equipo EM38-DD (1859 medidas). En el mejor de los casos se obtuvieron 140 medidas de la conductividad eléctrica aparente (CE_a) y resistencia a la penetración (RP). De acuerdo con SIQUEIRA et al. (2008b) en los estudios de variabilidad espacial cuanto mayor es el número de muestras, mayor es la probabilidad que las muestras sean representativas de la población, garantizando que con un mayor número de medidas la media muestral se encuentre próxima al valor de la media poblacional y de esta manera, presenten parámetros estadísticos más

estables. La disminución del número de muestras con el aumento de la profundidad para las propiedades del suelo medidos con el aparato Veris P3000 se debe principalmente a que el equipo tiene una válvula de seguridad que impide la medida de valores de resistencia del suelo a la penetración superiores a 5,5 MPa haciendo que el aparato retorne a la posición inicial, de esta manera, la presencia de una capa más compactada o la presencia de elementos gruesos en suelo provoca que el número de medidas disminuya en profundidad.

Variable	Unidad	Ν	Mín.	Máx.	Media	Varianza	CV	Asimetría	Curtosis	D
CE _{a 0,0-0,1}		140	1,07	12,27	3,17	7,64	87,00	2,523	6,259	0,317Ln
CE _{a 0,1-0,2}		134	1,58	17,84	5,94	23,48	81,47	1,360	0,798	0,317Ln
CE _{a 0,2-0,3}		131	1,36	8,14	3,18	2,77	52,34	1,562	2,643	0,317Ln
CE _{a 0,3-0,4}		102	1,13	7,79	3,04	2,48	51,88	1,279	1,966	0,317Ln
CE _{a 0,4-0,5}		84	0,62	9,30	4,11	6,02	59,65	-0,179	-1,739	0,330Ln
CE _{a 0,5-0,6}	mS m^{-1}	72	0,80	9,41	5,46	6,76	47,57	-3,680	-10,143	0,361Ln
CE _{a 0,6-0,7}		63	2,79	8,05	5,95	2,83	28,29	-36,860	-197,233	0,404Ln
CE _{a 0,7-0,8}		32	2,13	7,31	5,45	2,49	28,92	-49,662	-418,618	0,432Ln
CE _{a 0,8-0,9}		27	3,17	6,81	5,29	1,27	21,34	-265,192	-7150,197	0,513Ln
CE _{a Media 0,0-0,4}		507	1,40	9,32	3,83	5,74	62,47	-1,511	-14,054	0,317Ln
CE _{a Media 0,4-0,9}		278	0,62	7,94	4,51	5,09	49,96	-39,185	-39,185	0,330Ln
RP _{0,0-0,1}		140	0,30	2,47	0,64	0,18	67,30	1,169	1,858	0,317Ln
RP _{0,1-,02}		134	1,10	3,28	2,16	0,40	29,41	-26,517	-121,478	0,317Ln
RP _{0,2-0,3}		131	1,49	3,53	2,63	0,32	21,78	-0,423	-0,677	0,317Ln
RP _{0,3-0,4}		102	1,68	4,85	3,05	0,53	23,89	0,265	0,025	0,317Ln
RP _{0,4-0,5}		84	1,74	5,54	3,12	0,94	31,17	-0,211	4,172	0,330Ln
RP _{0,5-0,6}	MPa	72	1,92	5,32	3,04	0,86	30,43	-19,154	-60,403	0,381Ln
RP _{0,6-0,7}		63	1,60	5,59	3,33	1,46	36,31	-16,549	-88,761	0,404Ln
RP _{0,7-0,8}		32	1,54	4,85	3,09	0,99	36,26	-34,572	-285,556	0,432Ln
RP _{0,8-09}		27	1,62	4,43	3,02	0,87	30,87	-47,972	-495,883	0,449Ln
RP Media 0,0-0,4		507	1,18	3,06	2,12	0,26	24,05	-48,771	-233,173	0,317Ln
RP Media 0,4-0,9		278	1,95	5,54	3,40	0,98	29,21	-33,401	-207,070	0,330Ln

Tabla 18. Parámetros estadísticos de la conductividad eléctrica aparente (CE_a , mS m⁻¹) y la resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) medidos con el equipo VERIS P3000.

N: número de medidas (seis medidas en cada punto de muestreo); Mín.: valor mínimo; Máx.: valor máximo; CV: coeficiente de variación (%); D: desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal por medio del test estadístico de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad del error de 1 %; n: distribución de frecuencia normal; Ln: distribución de frecuencia lognormal.
La Figura 38 presenta los valores medios de la conductividad eléctrica aparente (CE_a), resistencia a la penetración (RP) y humedad gravimétrica (%) en el área de estudio.

Los valores medios de la conductividad eléctrica aparente (CE_a) medida con el penetrómetro Veris demuestran un aumento de los valores de CE_a con el aumento de la profundidad, coincidiendo con JOHNSON et al. (2001) y MOTAVALLI et al. (2003). Eso se debe principalmente a que en profundidad el contenido de agua y el contenido de arcilla en suelo es mayor, contribuyendo al aumento de los valores de CE_a (KITCHEN et al., 1999; SUDDUTH et al., 2000). Los valores medios de la resistencia del suelo a la penetración (RP) aumentan en profundidad, pero existe una ligera disminución de los valores de RP en profundidad a partir de 0,50 m de profundidad, debido a que la capa de grava existente se situa en esta profundidad.

La Figura 38 muestra que la desviación estándar (DE) de los datos de CE_a es mayor en las capas superficiales, disminuyendo en las capas más profundas, lo contrario ocurre con los datos de RP, debido a que en profundidad el contenido de arcilla es mayor y el volumen de piedras es mayor lo que provoca que los valores de RP superen en muchos casos el límite de medida del equipo (5,5 MPa), como queda reflejado en el menor número de mediciones en estas capas del suelo (Tabla 18).



Figura 38. Valores medios de conductividad eléctrica aparente (CE_a), resistencia a la penetración (RP, MPa) y humedad gravimétrica (%).

La humedad gravimétrica del suelo fue medida en los puntos 4, 11, 14, 27 y 40 (Figura 15), la elección de estes puntos fue hecha considerando la topografía del área que indicaba estos puntos como representativos para las zonas con mayor o menor contenido de agua. Se aprecía que en las capas superficiales el contenido de agua varía más que en profundidad. La capa superficial del suelo presenta un mayor contenido de agua (%) que las capas más profundas, eso se debe a que las capas superficiales presentan un menor contenido de arcilla, haciendo que el suelo presente una mayor macroporosidad, en cuanto que en las capas más profundas, la acumulación de arcilla garantiza un mayor almacenamiento de agua a lo largo del tiempo, además de ausencia de demanda evaporativa y transpirativa a estas profundidades.

En la Figura 38 se puede apreciar que el grafico de la CE_a es muy similar al grafico de humedad del suelo (%). Así, el uso de las informaciones de CE_a obtenidas por medio del penetrómetro Veris permite inferir de una forma indirecta el contenido de agua en el suelo, facilitando la interpretación de los datos de RP, dado que la medida de la humedad volumétrica del suelo es muy difícil, principalmente en este tipo de suelo donde la cantidad de elementos gruesos es elevada (> 370,00 g kg⁻¹), de acuerdo con NEIRA SEIJO (1993). MOTAVALLI et al. (2003) estudiando el uso del equipo Veris P3000 para detectar los efectos de la compactación del suelo describe que los valores de CE_a respondieron a la compactación y a los incrementos de arcilla en el perfil del suelo, permitiendo de esta manera relacionar la CE_a con la RP. Por otra parte, MOTAVALLI et al. (2003) describe que la incorporación de la sonda de CE_a en el diseño del cono del penetrómetro favorece un mayor contacto entre el cono y el suelo. SUDDUTH et al. (2004) comparando el penetrómetro Veris P3000 con los penetrómetros ASAE Standard (ASAE, 2002) no encontró diferencias significativas entre los valores de resistencia del suelo a la penetración (RP) para los distintos penetrómetros estudiados. Por otra parte se debe considerar que el contenido de humedad en el suelo presenta variación a lo largo del paisaje y a lo largo del tiempo. CANARACHE (1990) además de la humedad del suelo relaciona la RP a otras propiedades del suelo como la densidad, contenido de arena fina, arena total y arcilla. Sin embargo, diversos autores afirman que los valores de RP se relacionan principalmente con la humedad y la densidad aparente del suelo (NESMITH et al., 1987; YASIN et al., 1993; GENRO JÚNIOR et al., 2004). Pero, como el muestreo de la densidad del suelo es difícil sobretodo en profundidad debido a cantidad de elementos gruesos, las mediciones de RP se vuelven esenciales para la medida de la calidad física del suelo. Así, la medida conjunta de la CE_a y de la RP puede detectar las alteraciones en la densidad del suelo y humedad debido a la compactación, además de las variaciones naturales de la textura del suelo.

Diversos autores citan diferentes valores de resistencia del suelo a la penetración como limitantes para el desarrollo de los cultivos. TAYLOR & GARDNER (1963) describen que valores de RP mayores que 2,00 MPa inhiben el desarrollo vegetativo. TAYLOR & BURNETT (1964) estudiando el desarrollo de distintos cultivos (*Gossypium jirsutum*, *Sesamum indicum*, *Cyamopsis tetragonolobus*, *Sesbania exaltata*, *Phaseolus aureus*, *Vigna sinesis* var. Chinese Red y *Sorghum vulgare* var. Sumac Sorgo) con diferentes sistemas de laboreo, describen que valores a partir de 2,8 MPa empezaron a restringir el crecimiento de las raíces. Observaron que ocurría un enraizamiento considerable cuando las capas de suelo estaban con valores de RP en torno de 1,9 MPa con el suelo a capacidad de campo y densidad aparente del suelo de 1,73 t m⁻³.

TAYLOR et al. (1966) en un segundo experimento con cuatro tipos de solos con textura media y arenosa con algodón (*Gossypium jirsutum*), comprobaron que valores de RP entre 0,3 MPa y 1,5 MPa provocaron la disminución del crecimiento radicular de las plantas. CAMARGO & ALLEONI (1997) describen que valores de RP entre 1,0 y 2,5 MPa deben ser considerados bajos y que ofrecen poca limitación al crecimiento radicular, y que valores por encima de 2,5 MPa empiezan a limitar el desarrollo vegetativo. EHLERS et al. (1983) estudiando el crecimiento radicular de avena (*Avena sativa* L.) en la capa de 0,00-0,25 m de profundidad comprobaron que el crecimiento radicular cesaba cuando la RP alcanzaba valores entre 3,6-4,9 MPa, según los autores el crecimiento radicular de la avena (*Avena sativa* L.) en campo dependió principalmente de la humedad del suelo y del menor o mayor grado de RP. LETEY (1985), RIBON et al. (2003) y BUENO et al. (2006) destacan que valores de resistencia del suelo a la penetración superiores a que 2,0 MPa son restrictivos para el crecimiento radicular.

BENNIE (1991) describe que más importante que la resistencia del suelo a la penetración es la tasa con la que ocurren los cambios en la densidad del suelo, hasta que se alcancen valores de densidad critica para el desarrollo vegetativo. Así que, la interpretación conjunta de los valores de RP y CE_a permite la comprensión y la delimitación de zonas de manejo diferenciado. BUENO et al. (2006) estudiando la RP en la capa de 0,00-0,25 m de profundidad en un área con siembra directa y cultivo convencional próxima al área de estudio encontró valores de RP entre 0,0 y 3,0 MPa variando a lo largo del tiempo en función de humedad del suelo. De esta manera, podemos decir que los valores de RP encontrados en este estudio representan una situación del suelo, y que su interferencia sobre el desarrollo de los cultivos va depender una serie de interacciones entre los cultivos, el suelo y el clima. De manera general, el valor medio de RP para la capa de 0,0-0,4 m de profundidad (RP _{Media 0,0}-

 $_{0,4}$) en este estudio esta en torno de 2,12 MPa, estando este valor próximo al valor de 2,00 MPa comúnmente citado como restrictivo para el desarrollo de los cultivos. La RP _{Media 0,4-0,9} presenta un valor de 3,40 MPa superando el valor de 2,00 MPa citado por TAYLOR & GARDNER (1963), LETEY (1985), RIBON et al. (2003) y BUENO et al. (2006) como restrictivos para el desarrollo vegetal. No obstante, en esta capa del suelo el contenido medio de humedad en el suelo es más estable a lo largo del área, lo cual queda demostrado en la Figura 38, dado que en la capa superficial 0,0-0,4 m de profundidad los valores de humedad del suelo varían considerablemente en el área de estudio.

BUENO LEMA (1997) estudiando la RP en la capa de 0,0-0,4 m de profundidad en un área denominada "Prado de las Rubias" localizada próxima al área aquí estudiada, encontró valores medios de RP el 06/06/1991 variando entre 2,21 MPa y 3,5 Mpa en un área sin laboreo, ocurriendo que los mayores de RP fueron encontrados a partir de 0,15 m de profundidad. El 14/07/1992 BUENO LEMA (1997) encontró valores de RP variando entre 3,0 MPa y 3,7 MPa, ocurriendo los mayores valores de RP encontrados en la capa de 0,3-0,4 m de profundidad, y en el siguiente año (12/07/1993) el sistema sin laboreo presentó un comportamiento similar al año anterior, todavía con valores más elevados de RP, variando entre 1,8 MPa y 4,4 MPa, de esta manera indicando la variabilidad de la RP a lo largo del tiempo, siendo asociada principalmente al contenido de agua en el suelo. AMIAMA ARES (2003) estudiando la RP en la capa de 0,0-0,3 m de profundidad en la misma área, encontró valores de RP el 17/05/2001 variando de 0,0 MPa y 2,8 MPa, los mayores valores de RP fueron encontrados en las capas inferiores. El 09/05/2002 AMIAMA ARES (2003) encontró valores de RP similares a los encontrados en la campaña anterior de muestreo de RP. AMIAMA ARES (2003) correlacionando los valores de RP y la humedad volumétrica en las capas de 0,0-0,15 m y de 0,15-0,3 m de profundidad encontró valores de correlación moderados para las distintas campañas estudiadas (2000/2001 y 2001/2002), confirmando la variabilidad de los valores de RP en función del contenido de agua en suelo.

La Tabla 19 presenta la matriz de correlación entre la conductividad eléctrica medida con el equipo EM38-DD (CE_a-V y CE_a-H) y la conductividad eléctrica aparente medida con el equipo Veris (CE_{a 0,0-0,1}, CE_{a 0,1-0,2}, CE_{a 0,2-0,3}, CE_{a 0,3-0,4}, CE_{a 0,4-0,5}, CE_{a 0,5-0,6}, CE_{a 0,6-0,7}, CE_{a 0,7-0,8}, CE_{a 0,8-0,9}, CE_{a Media 0,0-0,4} y CE_{a Media 0,4-0,9}). Se comprueba que existe una relación moderada positiva (r = 0,5-0,8) entre los datos de CE_a EM38-DD x CE_a Veris, y que los valores de la correlación disminuyen a partir de 0,6 m de profundidad presentando una correlación débil positiva (r = 0,1-0,5). Probablemente esta disminución puede estar relacionada con la pequeña cantidad de puntos de muestreo en las capas mas profundas obtenidas con el penetrómetro Veris, que es resultado del cambio textural en profundidad de acuerdo a lo mostrado por CASTELAO & DÍAZ-FIERROS (1992). De esta manera la acumulación de arcilla en profundidad en el área de estudio hace con que no sea más la humedad y el contenido de sales en la solución del suelo que se relacionen prioritariamente con la CE_a (EM38-DD y Veris). El menor y mayor valor de correlación fueron encontrados para la relación entre Log CE_a-H x Log CE_{a 0,7-0,8} (r = 0,151) y Log CE_a-H x Log CE_{a 0,3-0,4} (r = 0,807).

La Tabla 20 presenta la matriz de correlación entre la conductividad eléctrica medida con el equipo EM38-DD (CE_a-V y CE_a-H) y la resistencia del suelo a la penetración medida con el penetrómetro Veris (RP_{0,0-0,1}, RP_{0,1-0,2}, RP_{0,2-0,3}, RP_{0,3-0,4}, RP_{0,4-0,5}, RP_{0,5-0,6}, RP_{0,6-0,7}, RP_{0,7-0,8}, RP_{0,8-0,9}, RP Media 0,0-0,4</sub> y RP Media 0,4-0,9). Las correlaciones entre la CE_a EM38-DD x RP Veris muestran que la gran mayoría de las relaciones son negativas moderadas (r = 0,5-0,8) o negativas débiles (r = 0,1-0,5). Eso se debe a que la CE_a es muy dependiente del contenido de agua en el suelo (RHOADES et al., 1976; NADLER & FRENKEL, 1980; SHEETS & HENDRICKX, 1995; LESCH et al., 2000). EHLERS et al (1983) describen que la resistencia del suelo a la penetración (RP) es el principal factor limitante del crecimiento radicular, y que a su vez la RP está mucho más influida por el contenido de humedad que por la densidad del suelo. Así, cuanto menor es el contenido de agua en el suelo menores serán los valores de CE_a y mayores serán los valores de RP. La menor y mayor correlación entre los datos de CE_a EM38-DD x RP Veris fue encontrada entre Log CE_a-H x Log RP_{Media0,4-0,9} (r = -0,355) y Log CE_a-V x Log RP_{0,3-0,4} (r = -0,715), respectivamente.

La Tabla 21 presenta la matriz de correlación entre los datos de la conductividad eléctrica aparente medidas con el penetrómetro estático Veris P3000. Los datos de CE_a y RP obtenidos con el penetrómetro estático Veris presentan correlaciones negativas, coincidiendo con las correlaciones entre CE_a EM38-DD x RP Veris (Tabla 20), se comprueba la utilidad de los datos de CE_a Veris (CE_{a 0,0-0,1}, CE_{a 0,1-0,2}, CE_{a 0,2-0,3}, CE_{a 0,3-0,4}, CE_{a 0,4-0,5}, CE_{a 0,5-0,6}, CE_{a 0,6-0,7}, CE_{a 0,7-0,8}, CE_{a 0,8-0,9}, CE_{a Media 0,0-0,4} y CE_{a Media 0,4-0,9}) como indicador del contenido de agua en el suelo en el perfil del suelo. Por otra parte, los datos de RP permiten estimar las zonas con mayor o menor compactación del suelo. De acuerdo con DRUMMOND et al. (2000) existen diversos equipos para medición de la resistencia del suelo a la penetración y de la conductividad eléctrica del suelo, y que la medición conjunta de la RP y CE_a permite caracterizar el suelo no solo a lo largo del paisaje como también en profundidad, contribuyendo a la comprensión no solamente de la RP y CE_a, sino también de la densidad, textura y contenido de agua en el suelo. El menor y mayor valor de correlación entre los datos

obtenidos con el penetrómetro Veris fue encontrado para $RP_{0,0-0,1} \times CE_{a\ 0,0-0,1}$ (r = -0,051) y $RP_{0,8-0,9} \times CE_{a\ 0,6-0,7}$ (r = -0,792). De manera general, los datos presentan correlaciones débiles negativas (r = 0,1-0,5) y moderadas negativas (r = 0,5-0,8), según la clasificación de SANTOS (2007).

	$\text{Log CE}_{a}\text{-}V$	Log CE _a -H	$Log\;CE_{a\;0,0\text{-}0,1}$	$Log\;CE_{a0,1\text{-}0,2}$	$Log\;CE_{a\;0,2\text{-}0,3}$	$Log\;CE_{a\;0,3\text{-}0,4}$	Log CE _{a 0,4-0,5}	$Log\;CE_{a\;0,5\text{-}0,6}$	Log CE _{a 0,6-0,7}	Log CE _{a 0,7-0,8}	Log CE _{a 0,8-0,9}	Log CE _{a Media 0,0-0,4}	Log CE _{a Media 0,4-0,9}
Log CE _a -V	1,000												
Log CE _a -H	0,751	1,000											
Log CE _{a 0,0-0,1}	0,522	0,428	1,000										
Log CE _{a 0,1-0,2}	0,568	0,542	0,662	1,000									
Log CE _{a 0,2-0,3}	0,676	0,726	0,706	0,798	1,000								
Log CE _{a 0,3-0,4}	0,754	0,807	0,573	0,770	0,947	1,000							
Log CE _{a 0,4-0,5}	0,685	0,591	0,376	0,575	0,679	0,802	1,000						
Log CE _{a 0,5-0,6}	0,562	0,455	0,396	0,493	0,523	0,675	0,832	1,000					
Log CE _{a 0,6-0,7}	0,170	0,421	0,168	0,514	0,464	0,493	0,586	0,786	1,000				
Log CE _{a 0,7-0,8}	0,023	0,151	0,073	0,364	0,220	0,225	0,420	0,722	0,928	1,000			
Log CE _{a 0,8-0,9}	0,265	0,200	0,599	0,582	0,360	0,174	0,244	0,424	0,720	0,898	1,000		
Log CE _{a Media 0,0-0,4}	0,650	0,629	0,842	0,962	0,905	0,866	0,646	0,577	0,491	0,331	0,581	1,000	
Log CE _{a Media 0,4-0,9}	0,698	0,528	0,374	0,459	0,545	0,685	0,920	0,955	0,852	0,905	0,752	0,536	1,000

Tabla 19. Correlación lineal simple entre la conductividad eléctrica aparente del suelo medida con los equipos EM38-DD y Veris P3000.

	Log CE _a -V	Log CE _a -H	Log RP _{0,0-0,1}	Log RP _{0,1-,02}	Log RP _{0,2-0,3}	Log RP _{0,3-0,4}	Log RP _{0,4-0,5}	Log RP _{0,5-0,6}	Log RP _{0,6-0,7}	Log RP _{0,7-0,8}	Log RP _{0,8-09}	Log RP Media 0,0-0,4	Log RP Media 0,4-0,9
Log CE _a -V	1,000												
Log CE _a -H	0,751	1,000											
Log RP _{0,0-0,1}	-0,412	-0,500	1,000										
Log RP _{0,1-,02}	-0,562	-0,611	0,710	1,000									
Log RP _{0,2-0,3}	-0,618	-0,611	0,521	0,885	1,000								
Log RP _{0,3-0,4}	-0,715	-0,549	0,414	0,785	0,823	1,000							
Log RP _{0,4-0,5}	-0,540	-0,370	0,436	0,797	0,815	0,785	1,000						
Log RP _{0,5-0,6}	-0,497	-0,405	0,254	0,524	0,421	0,427	0,597	1,000					
Log RP _{0,6-0,7}	-0,286	-0,383	0,498	0,570	0,329	0,245	0,377	0,718	1,000				
Log RP _{0,7-0,8}	-0,499	-0,407	0,460	0,446	0,299	0,212	0,328	0,422	0,899	1,000			
Log RP _{0,8-09}	-0,646	-0,588	0,497	0,568	0,390	0,318	0,312	0,144	0,837	0,912	1,000		
Log RP Media 0,0-0,4	-0,678	-0,648	0,683	0,957	0,938	0,901	0,816	0,475	0,420	0,339	0,449	1,000	
Log RP Media 0,4-0,9	-0,478	-0,355	0,412	0,720	0,630	0,602	0,819	0,771	0,960	0,923	0,863	0,663	1,000

Tabla 20. Correlación lineal simple entre la conductividad eléctrica aparente del suelo medida con el equipo EM38-DD (CE_a -V y CE_a -H) y la resistencia del suelo a la penetración medida con el equipo Veris P3000 (RP).

Tabla 21. Correlación lineal	l simple entre la conductividad	eléctrica aparente (CE _a) y la r	resistencia del suelo a la pen	etración (RP) medidas con el
equipo Veris P3000.				

	CE _{a 0,0-0,1}	$CE_{a0,1-0,2}$	CEa 0,2-0,3	CEa 0,3-0,4	CEa 0,4-0,5	CEa 0,5-0,6	CEa 0,6-0,7	CE _{a 0,7-0,8}	CEa 0,8-0,9	CEa Media 0,0-0,4	CEa Media 0,4-0,9	RP _{0,0-0,1}	RP _{0,1-,02}	RP _{0,2-0,3}	RP _{0,3-0,4}	RP _{0,4-0,5}	RP _{0,5-0,6}	RP _{0,6-0,7}	RP _{0,7-0,8}	RP _{0,8-09}	RP Media 0,0-0,4	RP Media 0,4-0,9
CEa 0,0-0,1	1,000																					
CEa 0,1-0,2	0,686	1,000																				
CE _{a 0,2-0,3}	0,601	0,708	1,000																			
CE _{a 0,3-0,4}	0,528	0,694	0,949	1,000																		
CEa 0,4-0,5	0,322	0,616	0,548	0,698	1,000																	
CEa 0,5-0,6	0,245	0,532	0,665	0,765	0,849	1,000																
CEa 0,6-0,7	0,333	0,563	0,529	0,521	0,587	0,752	1,000															
CEa 0,7-0,8	0,275	0,492	0,328	0,372	0,545	0,682	0,926	1,000														
CE _{a 0,8-0,9}	0,615	0,649	0,413	0,308	0,365	0,401	0,712	0,870	1,000													
CEa Media 0,0-0,4	0,826	0,940	0,861	0,832	0,612	0,568	0,561	0,463	0,658	1,000												
CEa Media 0,4-0,9	0,337	0,530	0,468	0,607	0,893	0,957	0,903	0,899	0,720	0,545	1,000											
RP _{0,0-0,1}	-0,051	-0,350	-0,306	-0,238	-0,128	-0,162	-0,383	-0,139	-0,293	-0,284	-0,123	1,000										
RP _{0,1-,02}	-0,215	-0,412	-0,308	-0,341	-0,462	-0,464	-0,536	-0,254	-0,317	-0,380	-0,464	0,660	1,000									
RP _{0,2-0,3}	-0,374	-0,531	-0,416	-0,469	-0,635	-0,572	-0,391	-0,180	-0,463	-0,526	-0,569	0,411	0,847	1,000								
RP _{0,3-0,4}	-0,201	-0,254	-0,319	-0,404	-0,487	-0,486	-0,132	0,057	0,076	-0,308	-0,497	0,295	0,741	0,789	1,000							
RP _{0,4-0,5}	-0,185	-0,284	-0,130	-0,185	-0,551	-0,642	-0,359	-0,156	-0,338	-0,249	-0,611	0,231	0,737	0,743	0,730	1,000						
RP _{0,5-0,6}	-0,419	-0,533	-0,626	-0,572	-0,343	-0,599	-0,188	0,099	-0,197	-0,583	-0,527	0,219	0,510	0,392	0,467	0,630	1,000					
RP _{0,6-0,7}	-0,564	-0,640	-0,626	-0,503	-0,191	-0,304	-0,495	-0,226	-0,394	-0,686	-0,343	0,430	0,611	0,304	0,317	0,382	0,782	1,000				
RP _{0,7-0,8}	-0,559	-0,665	-0,495	-0,386	-0,284	-0,227	-0,440	-0,247	-0,230	-0,679	-0,290	0,416	0,477	0,300	0,323	0,377	0,460	0,836	1,000			
RP _{0,8-09}	-0,550	-0,667	-0,681	-0,662	-0,520	-0,524	-0,792	-0,627	-0,582	-0,717	-0,703	0,570	0,675	0,451	0,477	0,407	0,198	0,785	0,894	1,000		
RP Media 0,0-0,4	-0,249	-0,434	-0,386	-0,426	-0,508	-0,497	-0,386	-0,128	-0,245	-0,428	-0,493	0,638	0,953	0,913	0,871	0,739	0,481	0,456	0,400	0,581	1,000	
RP Media 0,4-0,9	-0,440	-0,462	-0,244	-0,256	-0,497	-0,538	-0,548	-0,286	-0,397	-0,444	-0,593	0,192	0,708	0,604	0,628	0,860	0,806	0,949	0,916	0,870	0,648	1,000

La Tabla 22 presenta los parámetros de ajuste del semivariograma para los datos obtenidos con el equipo EM38-DD.

Variable	Modelo	C_0	C_1	a (m)	GD (%)
Log CE _{a 0,0-0,1}		Efec	to pepita pui	0	
Log CE _{a 0,1-0,2}		Efec	to pepita pui	0	
Log CE _{a 0,2-0,3}		Efec	to pepita pui	0	
Log CE _{a 0,3-0,4}		Efec	to pepita pui	0	
Log CE _{a 0,4-0,5}		Efec	to pepita pui	.0	
Log CE _{a 0,5-0,6}		Efec	to pepita pui	.0	
Log CE _{a 0,6-0,7}		Efect	to pepita pui	0	
Log CE _{a 0,7-0,8}		Efec	to pepita pui	.0	
Log CE _{a 0,8-0,9}		Efect	to pepita pui	.0	
Log CE _{a Media 0,0-0,4}		Efect	to pepita pui	0	
Log CE _{a Media 0,4-0,9}	Esférico	0,01	0,10	50,00	9,09
Log RP _{0,0-0,1}	Esférico	0,00	0,045	90,00	0,00
Log RP _{0,1-,02}	Esférico	0,00	0,014	125,00	0,00
Log RP _{0,2-0,3}	Esférico	0,00	0,011	120,00	0,00
Log RP _{0,3-0,4}	Esférico	0,00	0,011	90,00	0,00
Log RP _{0,4-0,5}	Esférico	0,00	0,017	100,00	0,00
Log RP _{0,5-0,6}		Efect	to pepita pui	0	
Log RP _{0,6-0,7}		Efect	to pepita pui	0	
Log RP _{0,7-0,8}		Efect	to pepita pui	0	
Log RP _{0,8-09}		Efect	to pepita pui	0	
Log RP Media 0,0-0,4	Esférico	0,00	0,015	130,00	0,00
Log RP Media 0,4-0,9	Esférico	0,00	0,0095	70,00	0,00

Tabla 22. Parámetros de ajuste del semivariograma para las propiedades del suelo medidas con el equipo Veris P3000 (CE_a y RP).

C₀: efecto pepita; C₁: varianza estructural; a: alcance; GD: grado de dependencia espacial.

Los datos de CE_{a 0,0-0,1}, CE_{a 0,1-0,2}, CE_{a 0,2-0,3}, CE_{a 0,3-0,4}, CEa _{0,4-0,5}, CE_{a 0,5-0,6}, CE_{a 0,5-0,6}, CE_{a 0,5-0,6}, CE_{a 0,7-0,8}, CE_{a 0,8-0,9}, CE_{a Media0,0-0,4}, RP_{0,5-0,6}, RP_{0,6-0,7}, RP_{0,7-0,8} y RP_{0,8-09} presentaron efecto pepita puro, indicando que el espaciamiento utilizado entre muestras no fue suficiente para detectar la variabilidad espacial y también puede ser el reflejo del reducido número de puntos utilizados en el proceso de análisis.

El grado de dependencia espacial (GD, %) demuestra que todas las propiedades presentan un elevado grado de dependencia espacial entre las muestras, según la clasificación de CAMBARDELLA et al. (1994).

El modelo matemático esférico fue el que mejor se ajustó a los datos que presentaron dependencia espacial ($CE_{a Media 0,4-0,9}$, $RP_{0,0-0,1}$, $RP_{0,1-0,2}$, $RP_{0,2-0,3}$, $RP_{0,3-0,4}$, $RP_{0,4-0,5}$, $RP_{Media0,0-0,4}$ y $RP_{Media0,4-0,9}$). McBRATNEY & WEBSTER (1986), CAMBARDELLA et al. (1994), VIEIRA (2000), CARVALHO et al. (2002), SOUZA et al. (2004a,b), CARVALHO et al. (2003), MONTANARI et al. (2005), ORTIZ (2005) y SIQUEIRA et al. (2008a,b) señalan que el modelo esférico es el que mejor se ajusta a las propiedades de suelo y planta.

El menor valor de alcance (a, m) está descrito para la Log $CE_{a Media0,4-0,9}$ (50,00 m) y el mayor valor fue encontrado para Log RP _{Media0,0-0,4} (130,00 m). JABRO et al. (2006) estudiando la variabilidad espacial de la CE_a (mS m⁻¹) y de la RP (MPa) con el penetrómetro Veris describieron valores de alcance para ambos parámetros de 161,00 m, en este estudio los valores alcance (a) encontrados para el penetrómetro Veris son de aproximadamente 91,66 m para la CE_a y de 124,00 m para la RP.

Las Figuras 39 y 40 presentan respectivamente los mapas de variabilidad espacial para la CE_a ($CE_a Media 0,4-0,9$) y RP ($RP_{0,0-0,1}$, $RP_{0,1-,02}$, $RP_{0,2-0,3}$, $RP_{0,3-0,4}$, $RP_{0,4-0,5}$, RP Media 0,0-0,4 y RP Media 0,4-0,9) obtenidos mediante krigeado ordinario y krigeado universal.

El mapa de la CE_{a Media0,4-0,9} (Figura 39) presenta un comportamiento similar a los mapas de CE_a-V y CE_a-H (Figuras 21), exhibiendo mayor o menor CE_a en zonas específicas, como por ejemplo la parte este del área que presenta bajos valores de CE_a. El mapa de la CE_{a Media0,4-0,9} exhibe zonas con mayor conductividad eléctrica aparente (CE_a) principalmente en la parte central derecha del área, esta diferenciación en profundidad de la CE_a medida con el penetrómetro Veris probablemente está relacionada con el mayor contenido de agua en profundidad o también con zonas donde el contenido de arcilla es mayor (RHOADES et al., 1976; NADLER & FRENKEL, 1980; SHEETS & HENDRICKX, 1995; LESCH et al., 2000; JABRO et al., 2006). Destacamos que el equipo EM38-DD en su proceso de medida de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a, mS m⁻¹) proporciona un valor de CE_a que es una medida resultante de las interacciones del impulso electromagnético con un volumen de suelo con características especificas (humedad, densidad, porosidad, contenido de arcilla, materia orgánica, etc..) (McNEIL, 1980) y que el penetrómetro Veris mide la CE_a en una fracción del suelo comparativamente menor que el equipo EM38-DD, siendo, las lecturas del penetrómetro Veris más puntuales, proporcionando una mejor caracterización de las características del suelo en profundidad, de acuerdo a lo descrito por DRUMMOND et al. (2000), SUDDUTH et al. (2004) y JADRO et al. (2006).

Las matriz de correlación lineal entre los datos medidos con el equipo EM38-DD (CE_a-V y CE_a-H) con los datos del penetrómetro Veris (CE_{a 0,0-0,1}, CE_{a 0,1-0,2}, CE_{a 0,2-0,3}, CE_{a 0,3-0,4}, CE_{a 0,4-0,5}, CE_{a 0,5-0,6}, CE_{a 0,6-0,7}, CE_{a 0,7-0,8}, CE_{a 0,8-0,9}, CE_{a Media 0,0-0,4} y CE_{a Media 0,4-0,9}) (Tabla 19) confirma la relación entre las medidas de la CE_a.



Figura 39. Mapa de variabilidad espacial de la CE_{a Media 0,4-0,9}.

Los mapas de variabilidad espacial de la resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) (Figura 40) muestran que los mayores valores de RP están localizados principalmente en la parte noroeste del área (RP_{0,1-0,2}, RP_{0,2-0,3}, RP_{0,3-0,4}, RP_{0,4-0,5}; RP Media 0,0-0,4 y RP Media 0,4-0,9), con excepción del mapa de RP_{0,0-0,1} que presenta los mayores valores concentrados en la parte sudeste. Los mapas de RP (RP_{0,0-0,1}, RP_{0,1-0,2}, RP_{0,2-0,3}, RP_{0,3-0,4}, RP_{0,4-0,5}, RP Media 0,0-0,4 y RP Media 0,4-0,9</sub>) presentan comportamiento inverso al mapa de la CE_{a Media0,4-0,9} confirmando la correlación negativa (Tabla 19, 20 y 21), donde las zonas con mayor CE_a presentan por su vez menores valores de RP, corroborando la idea de que los datos de la CE_a medida con el penetrómetro Veris puedan ser utilizados como indicadores de la humedad del suelo, y que de que los datos RP sean indicadores del estado de compactación del suelo, incluyendo en este caso, la medida de capas de suelo con cambios texturales y densidad del suelo.



Figura 40. Mapas de variabilidad espacial de la resistencia del suelo a la penetración medida con el penetrómetro Veris (RP_{0,0-0,1}, RP_{0,1-0,2}, RP_{0,2-0,3}, RP_{0,3-0,4}, RP_{0,4-0,5}, RP _{Media 0,0-0,4} y RP _{Media 0,4-0,9}).

Según CANARACHE (1990) los valores de RP pueden ser clasificados de acuerdo con el grado de limitación para el crecimiento de las raíces: < 1,1 MPa muy baja sin limitación para los cultivos; 1,1-2,5 MPa baja con poca limitación para los cultivos; 2,6-5,0 MPa media con algunas limitaciones para los cultivos; 5,1-10,0 MPa elevada con severas limitaciones para los cultivos; 10,1-15,0 MPa muy elevada donde las raíces prácticamente no crecen; > 15,0 MPa extremamente elevada las raíces no crecen. De manera general, el área de estudio no presenta problemas para el crecimiento de las raíces, dado que en pocas ocasiones el valor de RP supera 5,00 MPa ($RP_{0,4-0,5}$, $RP_{0,5-0,6}$ y $RP_{0,6-0,7}$) (Tabla 18) indicando que el área de estudio presenta media RP con pocas limitaciones para los cultivos y algunas áreas con baja RP, según la clasificación de CANARACHE (1990).

La Tabla 23 presenta los parámetros de ajuste del semivariograma cruzado entre Log RP $_{Media0,0-0,4}$ x Log CE_a-V, Log RP $_{Media0,0-0,4}$ x Log CE_a-H, Log RP $_{Media0,4-0,9}$ x Log CE_a-V y Log RP $_{Media0,4-0,9}$ x Log CE_a-H, dado que estos atributos fueron los únicos que presentaron mejora en el valor de correlación entre los valores medidos y estimados (Tabla 24).

Tabla 23. Parámetros de ajuste del semivariograma cruzado entre RP y la CE_a -V y CE_a -H.

Variable	Modelo	\mathbf{C}_0	C_1	a (m)
Log RP _{Media0,0-0,4} x Log CE _a -V	Esférico	0,00	0,0095	130,00
Log RP Media0,0-0,4 x Log CEa-H	Esférico	0,00	0,0065	130,00
Log RP _{Media0,4-0,9} x Log CE _a -V	Esférico	0,00	0,0100	130,00
$Log \; RP_{\;Media0,4-0,9} \; x \; Log \; CE_a \text{-}H$	Esférico	0,00	0,0075	130,00

C₀: efecto pepita; C₁: varianza estructural; a: alcance; GD: grado de dependencia espacial.

Tabla 24. Valores del coeficiente de correlación (*r*) entre los datos medidos y estimados mediante krigeado y cokrigeado.

Krigea	do	Cokrigeado						
Log DD	0 644	$Log \; RP_{\;Media0,0-0,4} \; x \; Log \; CE_a \text{-} V$	0,676					
LOg KP Media0,0-0,4	0,011	Log RP Media0,0-0,4 x Log CEa-H	0,696					
	0 339	Log RP _{Media0,4-0,9} x Log CE _a -V	0,392					
LOg KP Media0,4-0,9	0,557	$Log \; RP_{\;Media0,4-0,9} \; x \; Log \; CE_a\text{-}H$	0,415					

Los mapas de variabilidad espacial de RP construidos por medio del cokrigeado universal (Figura 41) demuestran que existe un mismo patrón de distribución de las líneas de contorno que en los mapas construidos por medio del krigeado con los datos originales (Figura 40). Aunque la mejora obtenida con el uso del cokrigeado en la estimación de RP ha sido pequeña.



Figura 41. Mapas de resistencia del suelo a la penetración en la capa de 0,0-0,4 m $(RP_{Media 0,0-0,4})$ y 0,4-0,9 m $(RP_{Media 0,4-0,9})$ de profundidad obtenidos mediante cokrigeado universal con la CE_a -V y CE_a -H.

3.6. VARIABILIDAD ESPACIAL DE PROPIEDADES BIOLÓGICAS DEL SUELO

Los parámetros estadísticos de la humedad gravimétrica (Humedad_{0,0-0,1}) y las propiedades biológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂) en la capa de 0,0-0,1 m de profundidad son presentados en la Tabla 25.

La humedad gravimétrica (%) y el carbono del CO_2 desprendido (µgC-CO₂ g⁻¹ dia⁻¹) presentan bajos valores de coeficiente de variación (CV, %) indicando poca variabilidad de los datos según la clasificación de WARRICK & NIELSEN (1980). El carbono de la biomasa microbiana (CBM, μ gCg⁻¹) y el coeficiente metabólico (qCO₂, μ gCO₂-C mg CBM⁻¹ h⁻¹) presentan elevados valores de CV (CV > 60 %). SANTOS et al. (2008) estudiando alteraciones de las propiedades biológicas del suelo con diferentes manejos de suelo y agua en la capa de 0,00-0,10 m de profundidad en un Ferralsol en Selvíria (MS, Brasil), encontró valores medios de CV para el CBM (19,28 %) y el qCO₂ (23,38 %), y un bajo valor de CV para el C-CO₂ (10,49 %). CAMBARDELLA et al. (1994) estudiando la variabilidad espacial de propiedades del suelo en la capa de 0,00-0,15 m de profundidad de dos áreas en IOWA (EE.UU.) describe un valor de CV de 32,00 % para el CBM en el área con siembra directa y un valor de CV de 36,00 % para el área cultivada con cultivo convencional con subsolador. LOUREIRO (2008) estudiando la variabilidad espacial de propiedades microbiológicas (CBM, C-CO₂ y qCO_2) de un Planosuelo con distintos usos (cultivo ecológico, pradera y bosque) en Seropédica (RJ, Brasil) encontró valores más estables de CV para las propiedades microbiológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂) para el área con cultivo ecológico sucediendo que el mayor valor de CV es descrito para C-CO₂ en el área con pradera (71,00 %).

El valor de desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal por medio del test estadístico de Kolmogorov-Smirnov (D) con probabilidad del error de 1 % describe que todas las propiedades estudiadas presentan distribución de frecuencia lognormal. CAMBARDELLA et al. (1994) estudiando la variabilidad espacial del carbono de la biomasa microbiana (CBM) encontró una distribución normal para los datos oriundos del área con siembra directa y una distribución no normal para los datos oriundos del área manejada con cultivo convencional en dos áreas de Iowa (EE.UU.).

El valor medio del contenido de agua en el suelo en la capa de 0,0-0,1 m de profundidad (Humedad_{0,0-0,1}, %) es 39,55 %, y los valores mínimo y máximo son de

32,69 % y 53,83 % respectivamente. NEIRA SEIJO (1993) describe que la capa de 0,0-0,1 m de profundidad en el área de estudio el contenido medio de agua en el suelo en el verano es de cerca del 10,00 %, presentando el valor mínimo (32,69 %) tres veces más agua que la media descrita por NEIRA SEIJO (1993).

Tabla 25. Parámetros estadísticos de las propiedades biológicas del suelo (CBM, C- $CO_2 y qCO_2$).

Variable	N	Mín.	Máx.	Media	Varianza	CV	Asimetría	Curtosis	D
Humedad _{0,0-0,1}		32,69	53,83	39,55	16,17	10,00	0,812	2,745	0,102Ln
CBM	40	53,00	573,00	228,10	23750,00	68,00	0,79	-0,246	0,148Ln
C-CO ₂	10	12,45	18,18	15,99	2,32	10,00	-0,183	-0,705	0,125Ln
qCO ₂		1,12	11,78	4,72	10,71	69,00	0,849	-0,577	0,187Ln
NT / 1		3.64				~ * *	a i		(

N: número de medidas; Mín.: valor mínimo; Máx.: valor máximo; CV: coeficiente de variación (%); D: desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal por medio del test estadístico de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad del error de 1 %; n: distribución de frecuencia normal; Ln: distribución de frecuencia lognormal; Humedad_{0,0-0,1}: humedad gravimétrica en la capa de 0,0-0,1 m de profundidad; CBM: carbono de la biomasa microbiana (μ gCg⁻¹); C-CO₂: Carbono del CO₂ desprendido (μ gC-CO₂ g⁻¹ dia⁻¹); *q*CO2: coeficiente metabólico (μ gCO₂-C μ gCBM⁻¹ h⁻¹).

El CBM, el C-CO₂ y el qCO₂ presentan valores medios de 228,10 µgCg⁻¹, 15,99 µgCO₂ g⁻¹ dia⁻¹ y 4,72 µgCO₂-C µg CBM⁻¹ h⁻¹, respectivamente. PÉREZ-BATALLÓN et al (1998) estudiando la descomposición de materia orgánica, biomasa microbiana y emisión de CO₂ en un Cambisol húmico de Lugo (Galicia, España) en una plantación madura de *Pinus radiata* (25 años) hallaron un valor medio de 382,2 µgCg⁻¹ para el CBM y de 43,3 µgCO₂ g⁻¹ dia⁻¹ para el C-CO₂ desprendido. SANTOS et al. (2007) estudiando variables microbiológicas del suelo con distintos manejos de suelo y agua en Selvíria (MS, Brasil) en un Ferralsol describe valores medios variando entre 236,26-99,20 µgCg⁻¹ para el CBM, de 8,57-12,72 µgCO₂ g⁻¹ dia⁻¹ para el C-CO₂ y de 0,055-0,127 µgCO₂-C µg CBM⁻¹ h⁻¹ para el *q*CO₂.

PEÑA et al. (2005) estudiando la biomasa microbiana en área forestales con suelos originados a partir de serpentinitas en Melide (A Coruña, Galicia, España) describen que los valores encontrados son muy variables, abarcando un rango amplio que va desde valores muy bajos (14,8 μ gCg⁻¹) hasta niveles muy elevados (123,3 μ gCg⁻ ¹). LEIRÓS et al. (2000) estudiando la biomasa microbiana en diferentes suelos de Galicia sobre diferentes materiales geológicos encontró valores variando entre 25,0 μ gCg⁻¹ y 148,3 μ gCg⁻¹. Para este estudio el rango del CBM fue de 53,00 μ gCg⁻¹ y 573,00 μ gCg⁻¹, presentando un valor medio (228,10 μ gCg⁻¹) superior a los encontrados por LEIRÓS et al. (2000) y PEÑA et al. (2005). SÁNCHEZ et al. (2005) estudiando propiedades biológicas del suelo.

El valor medio del C-CO₂ desprendido (15,99 μ gC-CO₂ g⁻¹ dia⁻¹) es superior al encontrado por FERNÁNDEZ et al. (1999) 9,94 μ gC-CO₂ g⁻¹ dia⁻¹. PEÑA et al. (2005) estudiando propiedades bioquímicas del suelo en 28 parcelas forestales teniendo serpentinas como material de origen encontró un valores de C-CO₂ variando entre 2,46 - 25,29 μ gC-CO₂ g⁻¹ dia⁻¹. TRASAR et al. (2000) encontró valores de C-CO₂ siempre mayores (mas que la mitad) que los encontrados por PEÑA et al. (2005) en suelos sobre otros materiales geológicos en Galicia, en este estudios el rango fue de 12,45 – 18,18 μ gC-CO₂ g⁻¹ dia⁻¹.

El coeficiente metabólico (qCO₂, μ gCO₂-C μ gCBM⁻¹ h⁻¹) presenta en este estudio un rango de 1,12 – 11,78 μ gCO₂-C μ g CBM⁻¹ h⁻¹, con un valor medio de 4,72 μ gCO₂-C μ gCBM⁻¹ h⁻¹. PEÑA et al. (2005) describe un rango de qCO₂ variando entre 0,8 – 3,9 μ gCO₂-C μ gCBM⁻¹ h⁻¹, y LEIRÓS et al. (2000) encontró valores de qCO₂ variando entre 1,5 – 8,5 μ gCO₂-C μ gCBM⁻¹ h⁻¹ para suelos forestales de Galicia. DORAN & PARKIN (1994) describen que el qCO₂ es elevado en ambiente jóvenes (inmaduros) y es bajo en ambientes maduros, justificando que el valor máximo de qCO₂ (11,78 μ gCO₂-C μ gCBM⁻¹ h⁻¹) encontrado en este estudio es mayor que el encontrado por otros autores estudiando el qCO₂ de suelos forestales en Galicia (LEIRÓS et al., 2000; TRASAR et al., 2000; PEÑA et al., 2005).

De acuerdo con KENNEDY & SMITH (1995) determinadas prácticas o alteraciones sobre el suelo provocan cambios cuantitativos y cualitativos en la diversidad microbiana. SIQUEIRA et al. (1991) describen que las practicas de manejo del suelo menos conservacionistas provocan alteraciones en los ciclos energéticos y biogeoquímicos de los ecosistemas y en la agregación del suelo, en que los microorganismos tienen un papel muy importante, justificando de esta manera las mayores diferencias entre los valores máximo y mínimo en el área de estudio de las propiedades microbiológicas (CBM, C-CO₂ y qCO₂).

La matriz de correlación lineal (Tabla 26) demuestra que las correlaciones entre las propiedades en estudio (CE_a -V, CE_a -H, Humedad_{0,0-0,1}, CBM, C-CO₂ y *q*CO₂) son

en su mayoría débiles según la clasificación del coeficiente de correlación de SANTOS (2007). El mayor valor de coeficiente de correlación entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a-V y CE_a-H) y las propiedades microbiológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂) fue encontrado para C-CO₂ x CE_a-H (r = 0,345 débil positivo). La presencia de bajos valores de coeficiente de correlación entre los datos de CE_a-V y CE_a-H y las propiedades microbiológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂) y la humedad en la capa de 0,00-0,10 m de profundidad se deben a que las lecturas de conductividad eléctrica aparente con los dipolos vertical (CE_a-V) y horizontal (CE_a-H) presentan mayor sensibilidad en distintas profundidades del perfil del suelo, sucediendo que la CE_a-V tiene su máxima sensibilidad entre 0,75 y 1,50 m de profundidad y la CE_a-H tiene mayor sensibilidad entre 0,0 y 0,4 m de profundidad (McNEIL, 1980). Por esta razón, los valores de coeficiente de correlación entre CE_a-V y CE_a-H y Humedad_{0,0-0,1}, CBM, C-CO₂ y qCO₂ son bajos porque estas propiedades representan una pequeña parte del perfil de suelo (0,0-0,1 m de profundidad).

	CE _a -V	CE _a -H	Humedad _{0,0-0,1}	CBM	C-CO ₂	qCO ₂
CE _a -V	1,000					
CE _a -H	0,751	1,000				
Humedad _{0,0-0,1}	0,007	0,010	1,000			
CBM	0,026	0,168	-0,242	1,000		
C-CO ₂	0,233	0,366	-0,150	0,378	1,000	
$q \mathrm{CO}_2$	0,033	-0,091	0,174	-0,834	-0,300	1,000

Tabla 26. Correlación lineal entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H) y las propiedades biológicas de suelo (CBM, C-CO₂ y *q*CO₂).

 CE_a -V: conductividad eléctrica aparente medida con el dipolo vertical (0,0-1,5 m de profundidad); CE_a -H: conductividad eléctrica aparente medida con el dipolo vertical (0,0-0,4 m de profundidad); Humedad_{0,0-0,1}: humedad gravimétrica en la capa de 0,0-0,1 m de profundidad; CBM: carbono de la biomasa microbiana (µgCg⁻¹); C-CO₂: Carbono del CO₂ desprendido (µgC-CO₂ g⁻¹ dia⁻¹); *q*CO2: coeficiente metabólico (µgCO₂-C µgCBM⁻¹ h⁻¹).

El mayor valor de correlación lineal fue encontrado para CBM x qCO₂ (r = -0,834 fuerte negativa). LOUREIRO (2008) encontró valores de correlación lineal negativos para el CBM x qCO₂ en el suelo con cultivo orgánico (r = -0,610 moderada negativa), pradera (r = -0,180 débil negativa) y forestal (r = -0,410 débil negativa). La

presencia de una mejor correlación entre el coeficiente metabólico (qCO_2) y el carbono de la biomasa microbiana (CBM) era esperada, dado que estas propiedades representan la dinámica de la materia orgánica en el suelo con mayor estabilidad a lo largo del tiempo y del sistema de manejo (ANDERSON,1982; PARKINSON & COLEMAN, 1991).

La presencia de bajos valores de coeficiente de correlación entre el carbono del CO_2 desprendido (C-CO₂) y el carbono del la biomasa microbiana (CBM) se debe principalmente a que el C-CO₂ responde a las alteraciones del ambiente a lo largo de paisaje con más rapidez que las demás propiedades microbiológicas del suelo (CBM, qCO_2) presentando elevada variabilidad espacial (STOYAN et al., 2000).

Para el presente estudio la correlación lineal entre CBM x Humedad_{0,0-0,1} es de -0,242, sucediendo que la correlación entre C-CO₂ x Humedad_{0,0-0,1} es de -0,150 y entre qCO₂ x Humedad_{0,0-0,1} es de 0,174. LOUREIRO (2008) describe valores positivos variando entre 0,080 (débilmente positiva) para la relación entre CBM x Humedad_{0,0-0,1} en el suelo con cultivo orgánico y de 0,850 (fuerte positiva) entre CBM x Humedad_{0,0-0,1} en el suelo forestal, demostrando la influencia del uso del suelo sobre la correlación entre CBM x Humedad_{0,0-0,1}.

La presencia de bajos valores de coeficiente de correlación lineal entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H) y las propiedades microbiológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂) no favorece el uso de técnicas de geoestadística multivariante por medio del cokrigeado ordinario para mejora de la estimación de las propiedades microbiológicas (CBM, C-CO₂ y qCO₂) utilizando los datos de conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H) que fueron densamente medidos en el área de estudio.

La Tabla 27 presenta los parámetros de ajuste de semivariograma experimental para las propiedades en estudio (Humedad_{0,0-0,1}, CBM, C-CO₂ y qCO₂). Todas las propiedades en estudio presentaron un semivariograma definido, siendo el modelo esférico el que más se ajustó a las propiedades en estudio. CAMBARDELLA et al. (1994) ajustó el modelo esférico para datos de carbono de la biomasa microbiana (CBM) en dos áreas de Iowa (EE.UU.) con alcance (a) de 46,00 m para el suelo con manejo convencional y alcance (a) de 190,00 m para el suelo con siembra directa. Para el presente estudio el carbono de la biomasa microbiana (CBM) presenta un valor de alcance (a) de 100,00, las demás propiedades microbiológicas del suelo (C-CO₂ y qCO₂) presentan valores de alcance de 60,00 m y 85,00 m respectivamente.

LOUREIRO (2008) encontró efecto pepita puro para la mayoría de las propiedades microbiológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂) en un Planosol con distintos usos (agricultura orgánica, pradera y forestal), con excepción del C-CO₂ del suelo con cultivo orgánico que presentó un semivariograma experimental que se ajustó al modelo esférico (C₀: 0,016; C₁: 0,009 y a: 13,40 m).

Tabla 27. Parámetros de ajuste del semivariograma para la humedad gravimétrica y las propiedades biológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂).

Variable	Modelo	C_0	C_1	a (m)	GD (%)
Log Humedad _{0,0-0,1}	Exponencial	0,004	0,0016	80,00	71,72
Log CBM	Esférico	0,00	0,10	80,00	0,00
Log C-CO ₂ Residuos	Esférico	0,00	0,0013	80,00	0,00
$\log q CO_2$	Esférico	0,00	0,95	80,00	0,00

C₀: efecto pepita; C₁: varianza estructural; a: alcance (m); GD: grado de dependencia espacial (%).

El mayor valor de efecto pepita fue encontrado para el CBM (C₀: 6000). CAMBARDELLA et al. (1994) encontró menores valores d efecto pepita (C₀) para dos suelos en Iowa (EE.UU.), siendo 0,048 para el suelo con cultivo convencional y 0,032 para el suelo con siembra directa. La diferencia entre los valores de efecto pepita encontrados en este estudio para el CBM y los encontrado por CAMBARDELLA et al. (1994) pueden ser justificadas considerando el número de muestras utilizadas en el proceso de análisis geoestadístico, dado que en este estudio el CBM fue determinado en 40 puntos de muestreo y en el estudio de CAMBARDELLA et al. (1994) se recogieron 241 muestras en el área con cultivo convencional (6,25 ha) y 72 muestras en el área con siembra directa (10,00 ha). LOUREIRO (2008) a su vez encontró efecto pepita puro para la mayoría de las propiedades microbiológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂) en un Planosuelo con distintos usos (agricultura ecológica, pradera y bosque) debido a que el número de muestras fue limitado a 15 puntos de muestreo en parcelas de 100 m².

Los mapas de variabilidad espacial de las propiedades en estudio (Humedad_{0,0-0,1}, CBM, C-CO₂ y qCO₂ - Figura 42) no presentan un patrón similar en la distribución de las líneas de contorno.

El mapa del contenido de agua en el suelo en la capa de 0,0-0,1 m de profundidad (Humedad_{0,0-0,1}, %) no presenta relación con los mapas de la conductividad

eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H, mS m⁻¹), principalmente porque el mapa del contenido de agua en el suelo representa una pequeña fracción del volumen de suelo explorado por el sensor de inducción electromagnética (EM38-DD) para la medida de la conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H). Los mapas de variabilidad espacial de las propiedades microbiológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y *q*CO₂) tampoco presentan ninguna relación con los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H), este hecho sucede porque los distintos parámetros estudiados representan diferentes capas del perfil del suelo.

El mapa del CBM presenta dos regiones principales, la parte este del área presenta los mayores valores de CBM (μ gCg⁻¹) y la parte oeste los menores valores de CBM (μ gCg⁻¹). El mapa de variabilidad espacial del coeficiente metabólico (qCO₂, µgCO₂-C µg CBM⁻¹ h⁻¹) presenta comportamiento inverso al mapa de variabilidad espacial del CBM (µgCg⁻¹), suciediendo que en la parte oeste del área exhibe los mayores valores de qCO_2 (μgCO_2 -C $\mu g CBM^{-1} h^{-1}$) y los menores valores de qCO_2 (µgCO₂-C µg CBM⁻¹ h⁻¹) están en la mitad este del área. BARDGETT & SAGGAR (1994) describen que el coeficiente metabólico (qCO_2 , μgCO_2 -C $\mu g CBM^{-1} h^{-1}$) es un indicador del estrés microbiano, pues expresa la energía necesaria para el mantenimiento de la actividad microbiana en relación a energía necesaria para la síntesis de la propia biomasa. Justificándose así porque los mapas de variabilidad espacial del CBM (μ gCg⁻¹) y del qCO₂ (μ gCO₂-C μ g CBM⁻¹ h⁻¹) presentan comportamiento inverso. Se destaca que el CBM (μ gCg⁻¹) y el qCO₂ (μ gCO₂-C μ g CBM⁻¹ h⁻¹) son utilizados como indicadores de la calidad del suelo, dado que son sensibles a los efectos de distintos sistemas de manejo sobre el suelo (SOUZA et al., 2006).

El mapa del carbono del CO₂ desprendido (C-CO₂, μ gCO₂ g⁻¹ dia⁻¹) presenta cierta similitud con el mapa de variabilidad espacial del contenido de agua en la capa de 0,0-0,1 m de profundidad (Humedad_{0,0-0,1}, %). El C-CO₂ (μ gCO₂ g⁻¹ dia⁻¹) según SANTOS et al. (2007) es el resultado del metabolismo de la mayoría de los microorganismos presentes en el suelo. De esta manera podemos decir que las zonas del área de estudio con menor contenido de agua en la capa de 0,0-0,1 m de profundidad (Humedad_{0,0-0,1}, %) tienen los mayores valores de C-CO₂ (μ gCO₂ g⁻¹ dia⁻¹).

La relación entre los mapas de variabilidad espacial de contenido de agua en el suelo (Humedad_{0,0-0,1},%) y del C-CO₂ (μ gCO₂ g⁻¹ dia⁻¹) indican que las zonas con mayor contenido de agua presentan los menores valores respiración microbiana,

indicando también zonas con menor actividad metabólica. STOYAN et al. (2000) describen que el C-CO₂ tiene como característica su rápida respuesta a las alteraciones en el ambiente, debido a su elevada variabilidad espacial presenta problemas en su interpretación, pero los datos de coeficiente de variación (CV, %) muestran que el C-CO₂ presenta un valor de CV clasificado como bajo (CV = 10,00 %) según la clasificación de WARRICK & NIELSEN (1980), indicando poca variabilidad de los datos y que las mayores variaciones son ocasionadas por el manejo del suelo o por las condiciones microclimáticas sobre el área de estudio.



Figura 42. Mapas de variabilidad espacial las propiedades biológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂).

3.7. VARIABILIDAD ESPACIAL DE MALAS HIERBAS

Los parámetros estadísticos de la densidad de malas hierbas: *Dactylis glomerata* L. (dáctilo), *Trifolium sp* L. (trébol), *Bellis perennis* L. (margarita), *Plantago lanceolata* L. (llantén menor), *Taraxacum officinale* Weber (diente de león), *Achillea millefolium* L. (milenrama), otras especies, densidad de individuos y número de especies en el área de estudio son presentados en la Tabla 28. Los valores de coeficiente de variación (CV, %) muestran que la mayoría de las malas hierbas presentan medios valores de CV (12-60 %) (*Trifolium sp, Bellis perennis, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale, Achillea millefolium*, densidad de individuos y el número de especies), con excepción del *Dactylis glomerata* (CV = 64,01 %) y otras especies (CV = 67,47 %) que presentan valores de CV elevados (\geq 60 %), según la clasificación de WARRICK & NIELSEN (1980). SCHAFFRATH et al. (2007) estudiando la variabilidad espacial de malas hierbas en diferentes sistemas de manejo del suelo encontraron valores de CV entre 86,05 % y 168,85 % para la siembra directa y entre 74,73 % y 81,72 % para el cultivo convencional.

Tabla 28. Parámetros estadísticos para las principales especies malas hierbas presentes en el área de estudio.

Variable	Unidad	Ν	Mín.	Máx.	Media	Varianza	CV	Asim.	Curt.	D
Dactylis glomerata		30	5	51	24	229,00	64,01	0,503	-0,986	0,160n
Trifolium sp		18	7	26	10	26,50	50,47	0,686	-0,124	0,246Ln
Bellis perennis		25	5	31	13	32,40	43,15	0,286	-0,107	0,191Ln
Plantago lanceolata		24	4	31	13	43,20	52,41	1,029	1,087	0,209Ln
Taraxacum officinale	plantas m	22	5	20	10	20,10	43,29	0,749	0,209	0,290Ln
Achillea millefolium		17	1	15	9	18,80	48,61	0,534	-1,416	0,311n
Otras especies		27	2	36	13	73,00	67,47	1,737	4,393	0,218Ln
Densidad de individuos		40	26	77	52	185,00	26,00	0,308	-0.,761	0,113n
Número de especies	especies m ⁻²	40	1	6	4	1,60	35,30	-0,403	-0,302	0,204Ln

N: número de medidas; Mín.: valor mínimo; Máx.: valor máximo; CV: coeficiente de variación (%); Asim.: asimetría; Curt.: curtosis; D: desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal por medio del test estadístico de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad del error de 1 %; n: distribución de frecuencia normal; Ln: distribución de frecuencia lognormal.

La desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal por medio de test estadístico de Kolgomorov-Smirnov (D) muestra que el Dactylis glomerata (D = 0,160n), Achillea millefolium (D = 0,311n) y el densidad de individuos (D = 0.113n) presentan distribución de frecuencia normal (Tabla 28). Los demás datos presentan distribución de frecuencia lognormal (Trifolium sp, Bellis perennis, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale, otras especies y el número de especies). ISAAKS & SRIVASTAVA (1989) describen que el coeficiente de asimetría es más sensible a los valores extremos, cuando se compara a otros parámetros estadísticos como la media, mediana y desviación estándar, en este caso un único valor extremo puede influir fuertemente en el valor del coeficiente de asimetría, pues la desviación entre cada valor y la media es elevada a la tercera potencia. Por medio del valor medio (Tabla 28) se comprueba que el Dactylis glomerata es la especie de mala hierba que aparece con mayor frecuencia en el área de estudio, con una media de 24 plantas m⁻², el menor valor fue encontrado para Achillea millefolium que presenta una media de 9 plantas m^{-2} . El número de especies de malas hierbas presentes en el área de estudio varía de 1 especie m⁻² hasta un alcanzar en algunas zonas del área de estudio un valor de 6 especies m⁻², teniendo un valor medio de 4 especies m⁻² en el área. La densidad de individuos demuestra que en área de estudio son encontradas una media de 52 plantas m⁻², presentando un valor mínimo y máximo de 26 plantas m⁻² y 77 plantas m⁻², respectivamente.

La matriz de correlación lineal (Tabla 29) muestra que la mayoría de las correlaciones entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H) y las especies de malas hierbas (*Dactylis glomerata*, *Trifolium sp*, *Bellis perennis*, *Plantago lanceolata*, *Taraxacum officinale*, *Achillea millefolium*, otras especies, densidad de individuos y número de especies) son clasificadas como débiles (r = 0,1-0,5) o muy débiles (r = 0,0-0,1), según la clasificación de SANTOS (2007).

La correlación lineal más alta entre la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) y las especies de malas hierbas fue encontrada entre CE_a -H x Otras especies (r = 0,488) indicando que cuanto mayor el número de otras especies de malas hierbas en el área mayores los valores de CE_a -H. Para la relación entre la CE_a -V y las especies de malas hierbas el mayor valor de correlación lineal fue entrado para CE_a -V x *Bellis perennis* (r = -0,352) mostrando que cuanto mayores son los valores de CE_a -V menor es la cantidad de *Bellis perennis* presente en el área de estudio. Los valores de correlación lineal entre la CE_a -V y las especies de malas hierbas en el CE_a -V y las especies de malas hierbas de CE_a -V y las especies de malas hierbas de CE_a -V y las especies de malas hierbas en el CE_a -V y las especies de malas hierbas en el CE_a -V y las especies de malas hierbas en el CE_a -V y las especies de malas hierbas en el CE_a -V y las especies de malas hierbas son negativos para la

mayoría de las correlaciones posibles, con excepción de la relación entre CE_a -V x *Dactylis glomerata* (r = 0,273) y CE_a -V x *Trifolium sp* (r = 0,147).

La correlación lineal entre el *Dactylis glomerata* y el *Trifolium sp* con las demás especies de malas hierbas (*Bellis perennis, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale, Achillea millefolium* y otras especies) es negativa, indicando que cuanto mayor sea la ocurrencia de plantas de *Dactylis glomerata* y el *Trifolium sp* en el área menor es la ocurrencia de las demás especies estudiadas (*Bellis perennis, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale, Achillea millefolium* y otras especies). Según MIGUEL AYANZ (2008) el *Dactylis glomerata* es una planta muy competitiva, al contrario el *Trifolium sp* que es una especie poco competitiva MIGUEL AYANZ (2007), por el contrario MOSQUERA LOSADA (1999) describe que en algunas situaciones el *Trifolium sp* se mantiene inerte hasta que encuentre condiciones aptas para el su desarrollo, lo que permite una mayor competitividad frente otras especies de malas hierbas.

La densidad de individuos presenta correlación negativa con CE_a-V (r = -0,112), CE_a-H (r = -0,161), *Trifolium sp* (r = -0,246), *Bellis perennis* (r = -0,605), *Plantago lanceolata* (r = -0,161) y el número de especies (r = -0,780), eso se debe principalmente a que el *Dactylis glomerata* es la especie de mala hierba mas abundante en el área, demostrando su elevada compectitividad cuando se compara a las demás especies de malas hierbas presentes en el área.

	CE _a -V	CE _a -H	Dactylis glomerata	Trifolium sp	Bellis perennis	Plantago lanceolata	Taraxacum officinale	Achillea millefolium	Otras especies	Densidad de individuos	Número de especies
CE _a -V	1,000										
CE _a -H	0,748	1,000									
Dactylis glomerata	0,273	-0,219	1,000								
Trifolium sp	0,147	0,016	-0,078	1,000							
Bellis perennis	-0,352	-0,370	-0,374	-0,208	1,000						
Plantago lanceolata	-0,080	0,160	-0,508	-0,078	0,045	1,000					
Taraxacum officinale	-0,157	0,032	-0,458	-0,090	0,102	0,070	1,000				
Achillea millefolium	-0,193	-0,005	-0,231	-0,056	0,094	-0,173	-0,037	1,000			
Otras especies	-0,034	0,488	-0,554	-0,147	-0,145	0,027	0,140	0,083	1,000		
Densidad de individuos	-0,112	-0,161	0,890	-0,246	-0,605	-0,161	0,255	0,336	0,450	1,000	
Número de especies	-0,278	-0,155	-0,627	0,342	0,489	0,252	0,219	0,227	0,042	-0,780	1,000

Tabla 29. Matriz de correlación lineal entre la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) y las malas hierbas.

La Tabla 30 presenta los parámetros de ajuste del semivariograma para las especies de malas hierbas (*Dactylis glomerata, Trifolium sp, Bellis perennis, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale, Achillea millefolium*, otras especies, densidad de individuos y número de especies).

El grado de dependencia espacial (GD, %) para el densidad de individuos (GD = 11,11 %), el *Dactylis glomerata* (GD = 13,67 %) y *Plantago lanceolata* (GD = 19,05 %) según la clasificación de CAMBARDELLA et al. (1994) es elevado (GD \leq 25,00 %), las demás especies de malas hierbas estudiadas presentaron un grado moderado de dependencia espacial entre las muestras (GD = 25,00-75,00).

Tabla 30. Parámetros de ajuste del semivariograma las especies de malas hierbas más frecuentes en el área de estudio.

Variable	Modelo	C_0	C_1	a (m)	GD (%)
Dactylis glomerata	Esférico	1,90	12,00	210,00	13,67
Trifolium sp	Exponencial	0,85	0,65	30,00	56,67
Bellis perennis	Esférico	0,85	1,65	50,00	34,00
Plantago lanceolata	Exponencial	0,40	1,70	40,00	19,05
Taraxacum officinale	Exponencial	0,30	0,75	40,00	28,57
Achillea millefolium	Esférico	0,30	0,40	80,00	42,86
Otras especies	Exponencial	1,00	1,60	50,00	38,46
Densidad de individuos	Exponencial	20,00	160,00	60,00	11,11
Número de especies	Esférico	0,83	0,83	85,00	50,00

C₀: efecto pepita; C₁: varianza estructural; a: alcance (m); GD: grado de dependencia espacial (%).

El modelo esférico fue ajustado a los semivariogramas del *Dactylis glomerata*, *Bellis perennis, Achillea millefolium* y número de especies, y el modelo exponencial se ajustó a las siguientes especies de malas hierbas: *Trifolium sp, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale*, otras especies y densidad de individuos. SCHAFFRATH et al. (2007) estudiando la variabilidad espacial de malas hierbas en diferentes sistemas de manejo del suelo ajustó el modelo esférico y exponencial indistintamente al tipo de manejo. JURADO-EXPÓSITO et al. (2009) estudiando la variabilidad espacial de malas hierbas de dos áreas de la Provincia de Córdoba (España) cultivadas con trigo, ajustó el modelo esférico al 80,00 % de las especies de malas hierbas, y el modelo exponencial al resto de las especies de malas hierbas. JURADO-EXPÓSITO et al. (2004) estudiando la variabilidad espacial y temporal de correhuela (*Convolvulus arvensis* L.) en un área de 1,6 ha en Sevilla (España) cultivada con trigo en los años de 1999 y 2001 y girasol en los años de 2000 y 2002 ajustó el modelo esférico en todo el periodo de estudio. COLBACH et al. (2000) estudiando la variabilidad espacial de malas hierbas en un área cultivada con girasol de 1993-1997 en Morris (Minnesota, EE.UU.) ajustó el modelo esférico para todas las especies de malas hierbas en todo el periodo de estudio.

El mayor valor de alcance (a, m) fue ajustado para el *Dactylis glomerata* con 210,00 m y el menor valor de alcance fue ajustado para *Trifolium sp* con 30,00 m. Las malas hierbas presentaron en general bajos valores de alcance (a, m) variando entre 30,00 m y 85,00 m, con excepción del *Dactylis glomerata* (210,00 m). SCHAFFRATH et al. (2007) estudiando la variabilidad espacial de malas hierbas en diferentes sistemas de manejo del suelo (siembra directa y cultivo convencional) en Campo Mourão (Paraná, Brasil) encontraron valores de alcance entre 9,00 m y 20,00 m. En el estudio de SCHAFFRATH et al. (2007) las parcelas experimentales tenían un tamaño reducido (21,00 m x 65,00 m) lo que provoca que los valores de alcance sean bajos, cuando se comparan con los valores de alcance de las malas hierbas en este estudio. COLBACH et al. (2000) ajustaron valores de alcance (a) variando entre 9,00 m y 47,00 m para malas hierbas en un experimento con girasol de 1993-1997. JURADO-EXPÓSITO et al (2009) ajustaron valores de alcance (a) entre 22,70 m y 49,70 m estudiando la variabilidad espacial de malas hierbas en Córdoba (España) en un cultivo de trigo.

Fueron encontrados bajos valores de efecto pepita (C₀, Tabla 30) para todas las propiedades en estudio (*Dactylis glomerata, Trifolium sp, Bellis perennis, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale, Achillea millefolium*, otras especies, densidad de individuos y número de especies). De acuerdo con CARVALHO et al. (2001) y SIQUEIRA et al. (2008a) el efecto pepita (C₀) indica la discontinuidad espacial entres las muestras, así cuanto mayores los valores de efecto pepita (C₀) mayor la variabilidad no detectada durante el proceso de muestreo del suelo. La densidad de individuos presentó el mayor valor de efecto pepita (C₀ = 20,00), indicando que si se hubiera muestreado un mayor número de puntos, se hubiera conseguido detectar con mayor precisión la variabilidad espacial de la densidad de individuos en el área.

Los mapas de variabilidad espacial para las propiedades en estudio (Dactylis glomerata, Trifolium sp, Bellis perennis, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale,

Achillea millefolium, otras especies, densidad de individuos y número de especies) obtenidos por krigeado ordinario son presentados en la Figura 43.



Figura 43. Mapas de variabilidad espacial de las especies de malas hierbas.

El mapa de variabilidad espacial del *Dactylis glomerata* (Figura 43) presenta similitud con los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H, Figura 21), mostrando que el mayor número de plantas m⁻² del *Dactylis glomerata* están presentes en las áreas con mayor contenido de humedad, aunque su coeficiente de correlación es bajo. MIGUEL AYANZ (2008) describe que *Dactylis glomerata* es muy tolerante a la humedad y poco tolerante a la sequía.

El mapa de variabilidad espacial del *Trifolium sp* (plantas m⁻²) no presenta ninguna relación con los demás mapas de variabilidad espacial (CE_a-V, CE_a-H, *Dactylis glomerata, Bellis perennis, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale, Achillea millefolium*, otras especies, densidad de individuos y número de especies) El mapa de variabilidad espacial de la *Bellis perennis, Plantago lanceolata* y otras especies (plantas m⁻²) muestran que la parte sur del área presenta el menor número de plantas m⁻², coincidiendo con el mapa de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente (CE_a-V y CE_a-H, Figura 21), con el mapa topográfico del área (Figura 6) y el mapa del contenido de humedad en el suelo (Figura 32).

El *Taraxacum officinale* presenta un mapa de variabilidad espacial con zonas con mayor o menor cantidad de plantas m⁻² distribuidos por toda el área de estudio, no habiendo zonas de concentración de valores para esta especie de mala hierba. El mapa de distribución espacial de *Achillea millefolium* (plantas m⁻²) describe un comportamiento distinto a los demás mapas de variabilidad espacial, dado que su patrón de distribución no sigue ningún un patrón que sea reconocible en ningún otro mapa de variabilidad espacial.

De manera general, los mapas de variabilidad espacial de las especies de malas hierbas (Dactylis glomerata, Trifolium sp, Bellis perennis, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale, Achillea millefolium, otras especies, densidad de individuos y número de especies) presentan zonas con mayor o menor concentración de plantas m⁻², coincidiendo con SHIRATSUCHI et al. (2004) que describe que el comportamiento de las especies de malas hierbas en campo no ocurre de manera uniforme, en este sentido LASS & CALLIHAN (1993) y COLLIVER et al. (1996) proponen que el muestreo de las malas hierbas en el campo sea realizado haciendo el mapeado del contorno de las zonas de mayor ocurrencia de las especies de malas hierbas, generando mapas de polígonos de infestación. Por otra parte, LUTMAN & PERRY (1999) describen que el muestreo localizado, como el utilizado en este estudio es el más preciso, presentando como desventaja el elevado trabajo de campo para la identificación y cuantificación de las especies de malas hierbas. Este tipo de muestreo permite la identificación individual de las especies de malas hierbas, siendo posible inferir en el proceso de gestión de las área de producción con mayor precisión, cuando se compara con la metodología de LASS & CALLIHAN (1993) y COLLIVER et al. (1996), dado que en este caso las especies no son identificadas individualmente.

El mapa de variabilidad espacial del número de especies m^{-2} en el área de estudio, se asemeja mucho al mapa de variabilidad espacial de la CE_a -V y CE_a -H, indicando que el mayor número de especies ocurre en las zonas con menor contenido de humedad en el suelo.

Se comprueba que el mapa (Figura 43) de la densidad de individuos (plantas m⁻²) y el mapa del número de especies (especies m⁻²) presentan comportamiento inverso, hecho que es confirmado por el valor de correlación lineal entre estas dos variables (r = -0,780). Por otra parte, se puede decir que el mapa de variabilidad espacial del densidad de individuos es muy similar al mapa de variabilidad espacial del *Dactylis glomerata*, confirmando la soberanía de esta especie de mala hierba en el área de estudio, presentando un valor de correlación lineal de 0,890, corroborando que los mapas de variabilidad espacial de densidad de individuos y del número de especies presenten comportamiento inverso.

Debido a los bajos valores de correlación lineal (Tabla 29) entre la CE_a -V y CE_a -H y parámetros de malas hierbas (*Dactylis glomerata, Trifolium sp, Bellis perennis, Plantago lanceolata, Taraxacum officinale, Achillea millefolium*, otras especies, densidad de individuos y número de especies), se comprueba que no es viable el uso de la geoestatística multivariante para la mejora de la estimación de las especies de malas hierbas en el área de estudio utilizando los datos de la CE_a -V y CE_a -H como información secundaria.

3.8. VARIABILIDAD ESPACIAL DE CARACTERÍSTICAS FENOLÓGICAS Y DE LA PRODUCTIVIDAD DEL MAÍZ (*Zea mays* L.)

Los parámetros estadísticos de las propiedades de la productividad de maíz: NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total, %MS-Mazorca y %MS-Paja (Tabla 31) muestran por medio de la desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal del test estadístico de Kolmogorov-Smirnov que todos los atributos en estudio presentan distribución de frecuencia lognormal. Por otra parte, los valores de media y mediana son similiares mostrando que la distribución de los datos es simétrica.

El valor del coeficiente de variación (CV, %) según la clasificación de WARRICK & NIELSEN (1980) para el porcentaje de materia seca de mazorca (%MS-

Mazorca) es bajo (CV < 12,00 %). Las demás propiedades en estudio (NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total y %MS-Paja) presentaron medianos valores de CV (12,00 % - 60,00 %).

El número medio de plantas germinadas en el área de estudio fue de 72.333,00 plantas ha⁻¹, obteniendo un valor mínimo de 33.333 plantas ha⁻¹ y un valor máximo de 126.666,00 plantas ha⁻¹. SOUTO JORGE (2005) estudiando la influencia del tipo de laboreo y fertilización orgánica en las propiedades físicas del suelo en una parcela 0,81 ha en A Pastoriza (Lugo, España) encontró un valor medio de 63.585 plantas ha⁻¹ de maíz variedad Monumental. BUENO LEMA (1997) estudiando el número medio de plantas germinadas de maíz forrajero en el período de 1991-1996 en un área próxima al área de estudio, describe que en los años con climatología favorable en la primavera (1991, 1994 y 1996), el número de plantas nacidas por ha siempre estuvo por encima de las 95.000. Sin embargo, en las primaveras lluviosas y frías de 1992, 1993 y 1995, se constató un descenso en el número de plantas nacidas entre las 80.000 plantas ha⁻¹ y 85.000 plantas ha⁻¹.

De acuerdo con BUENO LEMA (1997) el descenso del número de plantas germinadas en los años con primaveras lluviosas y frías, se une a las particularidades orográficas del terreno del área de estudio, dado que el área se caracteriza por poseer una topografía llana y ser de lento drenaje, lo que provoca que la siembra sea realizada normalmente en el mes de junio, coincidiendo con la fecha de siembra del presente estudio, lo que hace necesario el uso de variedades de maíz forrajero tardías y adaptadas a las condiciones de suelo y clima de la región.

El valor medio de la altura de las plantas de maíz (Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008} y Altura_{27/08/2008}) muestra el crecimiento de las plantas a lo largo del período de estudio, alcanzando un valor medio de 1,20 m y un valor mínimo y máximo en la última fecha de medida de 0,79 m y 1,80 m respectivamente, la ultima medición de la altura de las plantas fue efectuada el día 27/08/2008, cuando empezaron a surgir las primeras inflorescencias masculinas de las plantas de maíz, indicando la estabilización del crecimiento de las plantas a los 68 días después de la siembra.

La masa seca total (MS-Total, t ha⁻¹) alcanzó un valor máximo de 25,14 t ha⁻¹, un valor mínimo de 6,70 t ha⁻¹ y un valor medio en el área de 13,89 t ha⁻¹. SOUTO JORGE (2005) encontró un valor de masa seca total (MS-Total, t ha⁻¹) de 20,1 t ha⁻¹, cabe resaltar que el número de plantas germinadas encontrado por SOUTO JORGE (2005) es inferior a lo descrito en este estudio (73.333,00 plantas ha⁻¹), justificando de esta manera las diferencias en la producción de masa seca total (MS-Total, t ha⁻¹).

Los valores medios de la %MS-Mazorca y de la %MS-Paja muestran que existe una media de 55,54 % de %MS-Total. De acuerdo con ANDRIEU (1989) y BENOIST (1989) la recomendación habitual para la recogida del maíz forrajero es que este tenga entre el 30 % y el 35 % de %MS-Total. Según BUENO LEMA (1997) esta información es de vital importancia para su aprovechamiento posterior como forraje ensilado, pues condiciona tanto su conservación en buen estado como su posterior ingestión por los animales.

El porcentaje de masa seca de mazorca (%MS-Mazorca) tiene un valor mínimo de 28,55 %, un valor máximo de 45,06 % y un valor medio de 36,84 %. VON PINHO et al. (2007) encontró valores medios de la porcentaje de masa seca de mazorca (%MS-Mazorca) de 41,30 % para el maíz cultivado en noviembre de 2002, 46,90 % para el maíz cultivado en diciembre de 2002 y 42,00 % para el maíz cultivado en enero de 2003.

La Tabla 32 presenta la correlación lineal entre los atributos en estudio (CE_a-V_{23/06/2008}, CE_a-H_{23/06/2008}, CE_a-V_{10/07/2008}, CE_a-H_{10/07/2008}, CE_a-V_{07/08/2008}, CE_a-H_{07/08/2008}, NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total, %MS-Mazorca y %MS-Paja). Se comprueba que los valores de la correlación entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a-V_{23/06/2008}, CE_a-H_{23/06/2008}, CE_a-V_{10/07/2008}, CE_a-H_{10/07/2008}, CE_a-V_{10/07/2008}, CE_a-H_{10/07/2008}, CE_a-V_{07/08/2008}, Y CE_a-H_{07/08/2008}) y las características productivas del maíz (NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total, %MS-Mazorca y %MS-Paja) son en su gran mayoría débiles (r = 0,1-0,5) según la clasificación de SANTOS (2007). La Altura07/08/2008 y Altura27/08/2008 fueron las propiedades de planta que mejor se correlacionaron con los datos de conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a-V y CE_a-H), existiendo un ligero aumento de los valores de correlación para la CE_a medida el 10/07/2008 y el 07/08/2008.

Variable	Unidad	Ν	Mín.	Máx.	Media	Mediana	Varianza	CV	Asimetría	Curtosis	D
CE_a - $V_{10/07/2008}$		40	3,25	14,63	7,86	7,25	8,39	36,82	0,489	-0,635	0,109Ln
CE_a - $H_{10/07/2008}$	$mS m^{-1}$	40	5,75	16,25	10,10	7,29	6,08	24,41	0,801	0,255	0,112Ln
CE_a - $V_{07/08/2008}$		40	5,06	16,06	9,55	9,25	8,04	29,69	0,451	-0,633	0,102Ln
CE_a - $H_{07/08/2008}$		40	7,56	16,37	11,12	10,91	4,69	19,47	0,576	0,038	0,094Ln
NPG	plantas m ⁻¹	40	33.333,00	126.666,00	72.333,00	72.333,00	3,55x10 ⁸	26,03	0,161	0,252	0,106Ln
Altura _{10/07/2008}		40	0,10	0,35	0,23	0,23	0,00	24,72	0,123	-0,361	0,075Ln
Altura _{07/08/2008}	m	40	0,32	1,38	0,80	0,80	0,07	33,05	0,765	-0,204	0,174Ln
Altura _{27/08/2008}		40	0,79	1,80	1,20	1,20	0,06	20,29	0,814	0,655	0,160Ln
MS-Mazorca		34	4,84	16,58	9,28	9,28	10,77	35,35	0,664	-0,432	0,099Ln
MS-Paja	t ha ⁻¹	34	1,79	10,02	4,60	4,60	3,99	43,37	1,105	1,276	0,188Ln
MS-Total		34	6,70	25,14	13,89	13,88	25,03	36,02	0,657	-0,271	0,117Ln
%MS-Mazorca	0/	34	28,55	45,06	36,84	36,83	17,92	11,49	0,353	-0,262	0,116Ln
%MS-Paja	%	34	13,80	29,59	18,70	18,70	10,85	17,61	1,417	2,396	0,205Ln

Tabla 31. Parámetros estadísticos de las características fenológicas y de la productividad de maíz (NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total, %MS-Mazorca y %MS-Paja).

N: número de medidas; Mín.: valor mínimo; Máx.: valor máximo; CV: coeficiente de variación (%); D: desviación máxima en relación a la distribución de frecuencia normal por medio del test estadístico de Kolmogorov-Smirnov con probabilidad del error de 1 %; n: distribución de frecuencia normal; Ln: distribución de frecuencia lognormal; NGP: número de plantas germinadas 10 días después de la siembra; Altura_{10/07/2008}: altura de las plantas de maíz el día 10/07/2008; Altura_{07/08/2008}: altura de las plantas de maíz el día 07/08/2008; Altura_{27/08/2008}: ; MS-Mazorca: masa seca de la mazorca; MS-Paja: masa seca de la paja; MS-Total: masa seca total; %MS-Mazorca: porcentaje de masa seca de la paja.

Tabla 32. Correlación lineal entre la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a -V y CE_a -H) y las características fenológicas y la productividad de maíz (NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total, %MS-Mazorca y %MS-Paja).

	23/06	5/2008	10/0	7/2008	07/08	8/2008									
	Log CE _a -V	Log CE _a -H	Log CE _a - V	Log CE _a -H	Log CE _a -V	Log CE _a -H	NPG	Altura _{10/07/2008}	Altura _{07/08/2008}	Altura _{27/08/2008}	MS-Mazorca	MS-Paja	MS-Total	%MS-Mazorca	%MS-Paja
Log CE _a -V _{23/06/2008}	1,000														
Log CE _a -H _{23/06/2008}	0,780	1,000													
Log CE _a -V _{10/07/2008}	0,980	0,732	1,000												
Log CE _a -H _{10/07//2008}	0,867	0,808	0,857	1,000											
Log CE _a -V _{07/08/2008}	0,995	0,746	0,995	0,867	1,000										
Log CE _a -H _{07/08/2008}	0,853	0,945	0,838	0,995	0,850	1,000									
Log NPG	0,116	0,073	0,165	0,126	0,142	0,109	1,000								
Log Altura _{10/07/2008}	-0,138	-0,086	-0,182	-0,136	-0,157	-0,121	-0,205	1,000							
Log Altura07/08/2008	0,264	0,445	0,238	0,377	0,255	0,432	-0,227	0,214	1,000						
Log Altura _{27/08/2008}	0,460	0,465	0,444	0,482	0,455	0,494	-0,225	0,090	0,803	1,000					
Log MS-Mazorca	0,091	0,191	0,075	0,042	0,083	0,122	-0,028	0,336	0,381	0,474	1,000				
Log MS-Paja	0,345	0,454	0,338	0,286	0,345	0,389	0,034	0,252	0,578	0,675	0,832	1,000			
Log MS-Total	0,197	0,301	0,184	0,140	0,192	0,232	-0,006	0,318	0,474	0,572	0,976	0,932	1,000		
Log %MS-Mazorca	-0,094	0,013	-0,134	-0,150	-0,113	-0,074	0,042	0,354	0,349	0,231	0,512	0,378	0,481	1,000	
Log %MS-Paja	0,094	0,187	0,121	0,064	0,110	0,133	0,268	-0,092	0,171	0,019	0,071	0,332	0,175	0,262	1,000

NGP: número de plantas germinadas 10 días después de la siembra; Altura_{10/07/2008}: altura de las plantas de maíz el día 10/07/2008; Altura_{07/08/2008}: altura de las plantas de maíz el día 07/08/2008; Altura_{27/08/2008}: ; MS-Mazorca: masa seca de la mazorca; MS-Paja: masa seca de la paja; MS-Total: masa seca total; %MS-Mazorca: porcentaje de masa seca de la paja.
De forma general las correlaciones entre la CE_a -H y las propiedades del maíz presentaron valores de correlación más elevados que los valores obtenidos con el dipolo vertical (CE_a -V), dado que las lecturas de conductividad eléctrica aparente (CE_a) con el dipolo horizontal (CE_a -H) expresan principalmente las características del suelo en la capa de 0,0-0,4 m de profundidad, que es la capa donde se concentran la mayor parte de las raíces de maíz, justificando la presencia de mayores valores de correlación. Por otra parte, se destaca que en este estudio la mayoría de las correlaciones entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H) y las características productivas del maíz son positivas, al contrario de otros trabajos que encontraron en su mayoría valores negativos de correlación lineal (JAYNES et al., 1993; JAYNES et al., 1995; LUND et al., 2000; JOHNSON et al., 2003; JUNG et al., 2005).

JAYNES et al. (1993; 1995) estudiando la productividad de maíz y soja, y su relación con la conductividad eléctrica del suelo (CE_a) encontró correlaciones negativas entre la CE_a y la productividad de maíz y soja en años con elevados índices pluviométricos, siendo positivos en años con precipitaciones normales.

JOHNSON et al. (2003) estudiando la correlación lineal entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a) medida por contacto en la capa de del suelo de 0,0-0,3 m y de 0,0-0,9 m de profundidad de exploración efectiva y la productividad de trigo y maíz en los años de 1999 y 2000 en un área de 250 ha con características semiáridas en Sterling (Colorado, EE.UU.) encontró valores de correlación negativos entre la CE_a en la capa de 0,0-0,3 m de profundidad y la productividad de trigo en 1999 (r = -0,97) y 2000 (r = -0,99) y una correlación positiva en 1999 para la CE_a en la capa de 0,0-0,9 m de profundidad (r = -0,79) y otra negativa para el año de 2000 (r = -0,97). Para la productividad de maíz JOHNSON et al. (2003) no encontraron ninguna correlación lineal apreciable para la CE_a en la capa de 0,0-0,3 m de profundidad presentó un valor de correlación de 0,81 para el año de 1999 y una correlación negativa para el año de 2000 de -0,97, justificando estas diferencias en el signo de la correlación en base a las precipitaciones de esos años.

JUNG et al. (2005) estudiando la conductividad eléctrica aparente del suelo por inducción electromagnética (CE_a-V y CE_a-H) y la productividad de maíz en los años de 1993, 1997, 1999 y 2001 y la productividad de soja en los años 1994, 1996, 1998, 2000 y 2002 en Centralia (Missouri, EE.UU.) en un área de 4 ha encontró valores de correlación lineal variables a lo largo del tiempo, en el año de 1993 la CE_a-V y CE_a-H se correlacionó positivamente con la productividad de maíz (r = 0,26 y 0,34 respectivamente) en los demás años los valores de correlación lineal fueron negativos, las correlaciones con soja fueron positivas en los anos de 1996, 1998 y 2000 y negativas en los años 1994 y 2002.

LUND et al. (2000) encontraron valores positivos y negativos de correlación lineal entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a) y la productividad de soja y maíz en Kansas (EE.UU.). LUND et al. (2000) estudiando la productividad de sorgo y soja en Kansas (EE.UU.) durante tres años, transformaron los valores de productividad de t ha⁻¹ en valores de productividad normalizados, y de esta manera consiguieron encontrar valores moderados y elevados de correlación lineal entre la CE_a y la productividad. JAYNES et al. (1995) también propone el uso de la productividad normalizada para obtener mejores valores de correlación entre la CE_a y la productividad para

RYŠAN & ŠAŘEC (2008) estudiando la variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) en la capa de 0,0-0,3 m y en la capa de 0,0-0,9 m de profundidad por medio de la metodología de contacto y la productividad de maíz en cuatro áreas (8,73 ha, 12,00 ha, 13,65 ha y 16,00 ha) en la República Checa en los años de 2004 y 2005 describen que la CE_a no presenta efecto directo sobre la productividad de maíz, pero si sobre otras propiedades del suelo que afectan directamente a la productividad de los cultivos, recomendando más estudios para la determinación de las características del suelo que más se relacionan con la CE_a y la productividad de los cultivos.

La Tabla 33 presenta los parámetros de ajuste del semivariograma para las características fenológicas y de la productividad de maíz (NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total, %MS-Mazorca y %MS-Paja). El porcentaje de masa seca de la mazorca (%MS-Mazorca) presentó efecto pepita puro, mostrando que la distancia de separación entre las muestras no fue suficiente para detectar la variabilidad espacial de %MS-Mazorca.

La mayoría de las propiedades estudiadas se ajustaron al modelo matemático esférico (Altura_{10/07/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total, %MS-Mazorca, y %MS-Paja), pero el NPG, la Altura_{07/08/2008} y la Altura_{27/08/2008} se ajustaron al modelo exponencial. SILVA et al. (2003) estudiando la variabilidad espacial de la productividad de maíz y de las propiedades químicas del suelo ajustaron el modelo matemático exponencial para la productividad de maíz. AMADO et al. (2007) en ensayos de productividad de maíz, soja y trigo en Palmeiras das Missões (Rio Grande do Sul,

Brasil) ajustaron el modelo exponencial para la productividad de maíz en los años 2001/2002 y 2004/2005. SILVA & ALEXANDRE (2005) investigando la variabilidad espacial de productividad de maíz ajustaron el modelo esférico para la productividad de maíz en Terena (Alentejo, Portugal). SCHEPERS et al. (2004) estudiando la variabilidad de la productividad de maíz en un área de 51,00 ha en Gibbon (Nebraska, EE.UU.) ajustaran el modelo exponencial para la productividad de maíz en los años de 1997, 1998, 1999, 2000 y 2001.

Tabla 33. Parámetros de ajuste del semivariograma para las características fenológicas y la productividad del maíz (NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total, %MS-Mazorca y %MS-Paja).

Variable	Modelo	C ₀	C ₁	a (m)	GD (%)
Log CE _a -V Residuos 23/06/2008	Esférico	0,001	0,001	130,00	9,09
Log CE _a -H Residuos 23/06/2008	Esférico	0,001	0,005	130,00	1,96
Log CE _a -V 10/07/2008	Esférico	0,00	0,025	130,00	0,00
Log CE _a -H 10/07/2008	Esférico	0,00	0,04	70,00	0,00
Log CE _a -V _{07/08/2008}	Esférico	0,00	0,05	100,00	0,00
Log CE _a -H _{07/08/2008}	Esférico	0,00	0,05	100,00	0,00
Log NPG	Exponencial	0,005	0,010	100,00	33,33
Log Altura _{10/07/2008}	Esférico	0,005	0,009	100,00	35,71
Log Altura _{07/08/2008}	Exponencial	0,003	0,018	90,00	14,28
Log Altura _{27/08/2008}	Exponencial	0,0001	0,009	150,00	1,09
Log MS-Mazorca	Esférico	0,00	0,025	120,00	0,00
Log MS-Paja	Esférico	0,00	0,03	90,00	0,00
Log MS-Total	Esférico	0,005	0,02	100,00	20,00
Log %MS-Mazorca]	Efecto pepita pur	0	
Log %MS-Paja	Esférico	0,00	0,004	100,00	0,00

 C_0 : efecto pepita; C_1 : varianza estructural; a: alcance (m); GD: grado de dependencia espacial (%);NGP: número de plantas germinadas 10 días después de la siembra; Altura_{10/07/2008}: altura de las plantas de maíz el día 10/07/2008; Altura_{07/08/2008}: altura de las plantas de maíz el día 07/08/2008; Altura_{27/08/2008}: ; MS-Mazorca: masa seca de la mazorca; MS-Paja: masa seca de la paja; MS-Total: masa seca total; %MS-Mazorca: porcentaje de masa seca de la mazorca; %MS-Paja: porcentaje de masa seca de la paja.

Los valores de efectos pepita (C_0) son bajos para todas las propiedades en estudio. Los valores de alcance (a, m) muestran que Altura_{27/08/2008} (m) posee el mayor

valor de alcance (a = 150,00 m), seguido por MS-Mazorca (a = 120,00 m), NPG (a = 100,00 m), Altura_{10/07/2008} (a = 100,00), MS-Total (a = 100,00 m), %MS-Paja (a = 100,00 m), Altura_{07/08/2008} (a = 90,00 m) y la MS-Paja (a = 90,00 m).

Las propiedades de planta estudiadas presentaron elevados valores de grado de dependencia espacial (GD \leq 25,00 %) según la clasificación de CAMBARDELLA et al. (1994), con excepción del NPG (GD = 33,33 %) y de la Altura_{10/07/2008} (GD = 35,71 %) que presentaron moderados valores de grado de dependencia espacial (GD = 25,00-75,00 %).

Los mapas de variabilidad espacial de los atributos de planta estudiados (NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total, %MS-Mazorca y %MS-Paja) son presentados en la Figura 44.

El mapa de variabilidad espacial del número de plantas germinadas 10 días después de la siembre (NPG, plantas ha⁻¹) no presenta ninguna relación con los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente medida el 23/06/2008 (CE_a -V y CE_a -H).

Los mapas de variabilidad espacial de la altura de las plantas de maíz a lo largo de su ciclo de cultivo (Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008} y Altura_{27/08/2008}) muestran que la zona oeste del área presenta las plantas con mayor altura, en cambio la parte central presenta los menores valores de altura de las plantas de maíz. Se comprueba que existe un patrón de variabilidade espacial similar entre los mapas de la conductividad eléctrica aparente (CE_a-V y CE_a-H) y los mapas de la altura de las plantas de maíz (Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008} y Altura_{27/08/2008}).



Figura 44. Mapas de variabilidad espacial para las propiedades de fenológicas del maíz (*Zea mays* L.).

Los mapas de variabilidad espacial de MS-Mazorca, MS-Paja y MS-Total se asemejan mucho a los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente (CE_a-V y CE_a-H) y altura de las plantas de maíz, sin embargo, debemos considerar que éste es un análisis visual. No obstante, los valores de correlación lineal para estas propiedades fueron los más elevados de acuerdo con la Tabla 32. Se comprueba también que el MS-Mazorca y el MS-Total presentan la mayoría de sus valores más elevados en las zonas donde la conductividad eléctrica aparente es menor (CE_a-V y CE_a-H) demostrando que en las zonas donde el contenido de agua es menor ocurre un mayor desarrollo de estructuras vegetales y menor acumulación de agua, hecho que es muy importante para la producción de ensilaje con elevado contenido proteico. NUSSIO (1991) describe que la productividad y calidad de maíz para ensilado son inciertas de año para año porque están muy influidas principalmente por la disponibilidad de agua en el suelo.

El mapa de variabilidad espacial del porcentaje de masa seca de paja (%MS-Paja, Figura 44) presenta un comportamiento semejante al mapa del número de plantas germinadas 10 días después de la siembra (NPG, plantas ha⁻¹), hecho que ya era esperado, dado que cuanto mayor el número de plantas ha⁻¹ mayor es la producción de masa seca de paja (%MS-Paja).

De manera general, los mapas de variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente (CE_a-V y CE_a-H) presentan un aspecto similar a los mapas de las características fenológicas del maíz presentadas en este estudio (NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total y %MS-Paja), a lo contrario de RYŠAN & ŠAŘEC (2008) que no encontraron ninguna relación entre la conductividad eléctrica aparente (CE_a) y la productividad de maíz en los años de 2004 y 2005, justificando de esta manera la necesidad de más estudios con el objetivo de determinar la relación entre la conductividad eléctrica aparente (CEa) y la productividad de los cultivos, y determinar cuales son los factores que más se relacionan con la CE_a y la productividad de los cultivos, utilizando de esta manera los datos de conductividad eléctrica aparente (CE_a) como variable secundaria para la determinación de zonas de manejo especifico del suelo y de los cultivos.

4. CONCLUSIONS

- The spatial variability of apparent soil electrical conductivity (EC_a) in the study area for the vertical dipole (EC_a-V) had a smaller spatial discontinuity according to the nugget effect values (C₀) (EC_a-V_{14/03/2008} = 0.0001; EC_a-V_{03/04/2008} = 0.00; EC_a-V_{23/06/2008} = 0.01), obtaining a more smooth map of spatial variability due to the higher value range (a = 105.00-145.00 m) when compared with the map of apparent soil electrical conductivity measured with the horizontal dipole (EC_a-H, a = 40.00-130.00 m);

- The data of EC_a -V and EC_a -H were influenced by soil water content in the study area mainly for the first of two sampling dates (14/03/2008 and 03/04/2008) when the groundwater level was closer to the ground surface, causing the existence of a drift in the semivariogram data;

- Sampling optimization with the software ESAP 2.35 showed better results than the software SANOS 0.1, being able to estimate more accurately the EC_a measured data from the optimized sampling scheme of 40 points, also has as advantages the combination between the two different measurements of apparent soil electrical conductivity (EC_a -V and EC_a -H) to generate an area of common response and is easy to use by not requiring the previous acknowledgement of semivariogram such as software *SANOS 0.1*

- The use of EC_a data (EC_a -V and EC_a -H) to determine the optimized sampling of the physical, chemical and biological properties of soil was an efficient methodology capable of detecting the spatial pattern of soil properties in most cases;

- It was found weak (|r| = 0.1-0.5) and moderate linear correlation values (|r| = 0.5-0.8) between measurements of EC_a (EC_a-V and EC_a-H) and soil properties (physical, chemical and biological). The correlation values of EC_a measurements with clay (Clay x EC_a-V_{23/06/2008}: r = 0.252; Clay x EC_a-H_{23/06/2008}: r = 0.346) and silt content (Silt x EC_a-V_{23/06/2008}: r = -0.137; Silt x CEa-H_{23/06/2008}: r = -0.228) could increase if the soil water content was more homogeneous at the area at the measurement date. The correlation values between soil water content x EC_a-V (r = 0.685), soil water content x EC_a-H (r = 0.648), MO x EC_a-V (r = -0.627), RP_{Media0.0-0.4} x EC_a-V (r = -0.678) and RP_{Media0.4-0.9} (r = -0.648) are moderate (|r| = 0.5-0.8). The cokriging we with EC_a-V and EC_a-H data as secondary information improves the estimation of soil water content

(gravimetric water content, %), organic matter (OM, g dm⁻³), soil penetration resistance (RP, MPa) compare to kriging.;

- It was found weak linear correlation values between the biological properties of soil (CBM, C-CO₂ and qCO₂), weed density (*Dactylis glomerata* L., *Trifolium sp* L., *Bellis perennis* L., *Plantago lanceolata* L., *Taraxacum officinale* Weber, *Achillea millefolium* L., density of other species, density of individuals and number of species), the phenological properties and maize production (NPG, Height_{10/07/2008}, Height_{07/08/2008}, Height_{27/08/2008}, MS-Grain, MS-Straw, MS-Total, %MS-Grain and %MS-Straw) and measurements of EC_a-V and EC_a-H on 23/06/2008 but the sampling scheme calculated from EC data helped to identify the spatial pattern of the studied properties.

5. CONCLUSIONES

- La variabilidad espacial de la conductividad eléctrica aparente del suelo (CE_a) en el área de estudio medida con el dipolo vertical (CE_a-V) presentó una menor discontinuidad espacial de acuerdo a los valores efecto pepita (C₀) (CE_a-V_{14/03/2008} = 0,0001; CE_a-V_{03/04/2008} = 0,00; CE_a-V_{23/06/2008} = 0,01), obteniéndose un mapa de variabilidad espacial más suave debido al mayor valor de alcance (a = 105,00-145,00 m) cuando se compara con el mapa de la conductividad eléctrica aparente del suelo determinada con el dipolo horizontal (CE_a-H, a = 40,00-130,00 m);

- Los datos de CE_a -V y CE_a -H fueron influidos por el contenido de agua en el suelo en el área de estudio principalmente en las dos primeras fechas de muestreo (14/03/2008 y 03/04/2008) cuando el nivel freático se presentaba más próximo a la superficie del terreno, provocando la existencia de una tendencia en el semivariograma de los datos;

- La optimización del muestreo con el software ESAP 2.35 presentó los mejores resultados, respecto al software SANOS 0.1, siendo capaz de estimar con mayor precisión los datos de los CE_a medidos a partir del esquema de muestreo optimizado de 40 puntos, además presenta como ventajas la combinación entre las distintas lecturas de conductividad eléctrica aparente (CE_a -V y CE_a -H) para generar una superficie de respuesta común, siendo además de fácil manejo al no requerir la obtención previa del semivariograma como en el caso del software SANOS 0.1;

- El uso de datos de CE_a (CE_a -V y CE_a -H) para determinar el muestreo optimizado de las propiedades físicas, químicas y biológicas del suelo demostró ser una metodología eficiente y capaz de detectar la estructura de la variabilidad espacial de las propiedades del suelo en la mayoría de los casos;

- Se encontraron valores de correlación lineal débiles (/r/ = 0,1-0,5) y moderados (/r/ = 0,5-0,8) entre las medidas de CE_a (CE_a-V y CE_a-H) y las propiedades del suelo (físicas, químicas y biológicas). La correlación de las medidas de CE_a con el contenido de arcilla (Arcilla x CE_a-V_{23/06/2008}: r = 0,252; Arcilla x CE_a-H_{23/06/2008}: r = 0,346) y limo (Limo x CE_a-V_{23/06/2008}: r = -0,137; Limo x CE_a-H_{23/06/2008}: r = -0,228) podría aumentar, si el contenido de humedad del suelo fuera más uniforme en el momento de la medida. La correlación entre humedad x CE_a-V (r = 0,685), humedad x CE_a-H (r = 0,648), MO

x CE_a-V (r = -0,627), RP_{Media0,0-0,4} x CE_a-V (r = -0,678) y RP_{Media0,4-0,9} (r = -0.648) presentaron correlaciones moderadas (/r/=0,5-0,8). La utilización del cokrigeado usando como variable secundaria los datos de CE_a-V y CE_a-H ha permitido mejorar la estimación del contenido de agua en el suelo (humedad gravimétrica, %), materia orgánica (MO, g dm⁻³), resistencia del suelo a la penetración (RP, MPa) respecto a la utilización del krigeado;

- Se han encontrado valores débiles de correlación lineal entre las propiedades biológicas del suelo (CBM, C-CO₂ y qCO₂), densidad de malas hierbas (*Dactylis* glomerata L., *Trifolium sp* L., *Bellis perennis* L., *Plantago lanceolata* L., *Taraxacum* officinale Weber, Achillea millefolium L., densidad de otras especies, densidad de individuos y número de especies), las características fenológicas y productividad de maíz (NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Mazorca, MS-Paja, MS-Total, %MS-Mazorca y %MS-Paja) y las medidas de CE_a-V y CE_a-H el 23/06/2008, pero el esquema de muestreo determinado a partir de los datos de CE_a-V y CE_a-H, ha permitido identificar la estructura espacial de las propiedades estudiadas.

6. CONCLUSÕES

- A variabilidade espacial da condutividade elétrica aparente do solo (CE_a) na área de estudo medida com o dipolo vertical (CE_a-V) apresenta uma menor descontinuidade espacial de acordo com os valores de efeito pepita (C₀) (CE_a-V_{14/03/2008} = 0,0001; CE_a-V_{03/04/2008} = 0,00; CE_a-V_{23/06/2008} = 0,01), obtendo um mapa de variabilidade espacial mais homogêneo devido ao mayor valor de alcance (a = 105,00-145,00 m) quando comparado com a condutividade elétrica aparente do solo determinada com o dipolo horizontal (CE_a-H, a = 40,00-130,00 m);

- Os dados de CE_a -V e CE_a -H foram influenciados pelo conteúdo de água no solo na área de estudo principalmente nas dois primeiras datas de amostragem (14/03/2008 e 03/04/2008) quando o nível freático se apresentava mais elevado, provocando a existência de tendência do semivariograma dos dados;

- A otimização da amostragem com o programa ESAP 2.35 apresentou os melhores resultados, quando comparado ao programa SANOS 0.1, sendo capaz de estimar com maior fidelidade os dados de CE_a medidos a partir do esquema de amostragem otimizado com 40 pontos, ademais apresenta como vantagem a combinação entre as distintas leituras de condutividade elétrica aparente (CE_a -V e CE_a -H) para gerar uma superfície de resposta comum, sendo de fácil uso ao no requerer a obtenção previa do semivariograma como no caso do programa SANOS 0.1;

- O uso de dados de CE_a (CE_a -V e CE_a -H) para determinar a amostragem otimizada de propriedades físicas, químicas e biológicas do solo demonstrou ser uma metodologia eficiente e capaz de detectar a estrutura de variabilidade espacial das propriedades do solo na maioria dos casos;

- Foram encontrados valores de correlação linear baixos (/r/ = 0,1-0,5) e moderados (/r/ = 0,5-0,8) entre as medidas de CE_a (CE_a-V y CE_a-H) com as propriedades do solo (físicas, químicas y biológicas). A correlação das medidas de CE_a com o conteúdo de argila (Argila x CE_a-V_{23/06/2008}: r = 0,252; Argila x CE_a-H_{23/06/2008}: r = 0,346) e silte (Silte x CE_a-V_{23/06/2008}: r = -0,137; Silte x CE_a-H_{23/06/2008}: r = -0,228) poderiam aumentar, se o conteúdo de umidade do solo fosse mais uniforme no momento das determinações. A correlação linear entre a umidade x CE_a-V (r = 0,648), MO x CE_a-V (r = -0,627), RP_{Media0,0-0,4} x CE_a-V (r = -

0,678) y RP_{Media0,4-0,9} (r = -0.648) apresentaram moderados valores de correlação (/r/ = 0,5-0,8). A utilização da cokrigagem usando como variável secundaria dados de CE_a-V y CE_a-H permitiu melhorar a estimação do conteúdo de água no solo (umidade gravimétrica, %), matéria orgânica (MO, g dm⁻³), resistência do solo a penetração (RP, MPa) com relação a krigagem;

- Foram encontrados baixos valores de correlação linear entre as propriedades biológicas do solo (CBM, C-CO₂ y qCO₂), densidade de plantas daninhas (*Dactylis* glomerata L., *Trifolium sp* L., *Bellis perennis* L., *Plantago lanceolata* L., *Taraxacum* officinale Weber, Achillea millefolium L., densidade de outras espécies, densidade de indivíduos y número de espécies), as características fenológicas e a produtividade de milho (NPG, Altura_{10/07/2008}, Altura_{07/08/2008}, Altura_{27/08/2008}, MS-Espiga, MS-Palha, MS-Total, %MS-Espiga y %MS-Palha) e as medidas de CE_a-V y CE_a-H em 23/06/2008, todavia o esquema de amostragem utilizado a partir dos dados de CE_a-V y CE_a-H, permitiu identificar a estrutura espacial das propriedades estudadas.

7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AARTS, E.; KORST, J. (1989) Simulated Annealing and Boltzmann Machines. John Wiley & Sons, NewYork.
- ABDU, H.; ROBINSON, D.A.; JONES, S:B. (2007) Comparing bulk soil electrical conductivity determination using the DUALEM-1S and EM38-DD electromagnetic induction instruments. Soil Science Society of American Journal, 71: 189-196.
- Actas (XXI Congreso Nacional de Riegos). Mérida. Mayo 2003.
- ADAMCHUK, J.D.; JASA, A.M. (2003) On-The-Go Vehicle-Based soil sensors. Nebraska: University of Nebraska Cooperative Extension, p.4. (EC 02-178).
- ALLEN, R.G., PEREIRA, L.S., RAES, D., SMITH, M. (1998). Crop evapotranspiration: Guidelines for computing crop water requirements. ROME: FAO, 1998, 300p. (FAO Irrigation and Drainage Paper, 56).
- AMADO, T.J.C., PONTELLI, C.H., SANTI, A.L., VIANA, J.H.M. (2007) Variabilidade especial e temporal da produtividade de culturas sob sistema plantio direto. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 42(8): 1101-1110.
- AMEZKETA, E. (2007) Soil salinity assessment using directed soil sampling from a geophysical survey with electromagnetic technology: a case study. Spanish Journal Agricultural Research, 5(1): 91-101.
- AMIAMA ARES, C. (2003) Siembra sin laboreo de raigrás italiano, influencia de la naturaleza y estado del rastrojo del cultivo precedente y comparación con el laboreo convencional de propiedades físicas del suelo, respuesta del cultivo y aspectos económicos. 2003. Tesis (Doctoral) – Universidad de Santiago de Compostela, 310p.
- ANDERSON, J.P.E. (1982) Soil respiration. In: PAGE, A. L.; MILLER, R. H.; KEENEY, D. R. eds. Method of soil analysis. 2.ed. Part 2. Madison, American Society of Agronomy/Soil Science Society of America, p.831-871.
- ANDRESON, T.H., DOMSCH, K.H. (1982). Ratio of microbial biomass carbon to total organic carbon in arable soils. Soil Biol. Biochem., 21, 471-479.
- ANDRIEU, J. (1989) Ensilage de maïs: viser au moins 35 % de matière sèche. Cultivar 2000. Supplément Élevage n° 12. 1 au 15 mars 1989. p. 42-44.

- ARD, L.L. (2001) Surveying perched water on anthropogenic soils using non-intrusive imagery, Trans. ASAE 44 (2001), pp. 1955–1963.
- ASAE Standards, 49th Ed. 2002. S313.3 Soil cone penetrometer. St. Joseph, Mich.: ASAE.
- AUERSWALD, K.; SIMON, S.; STANJEK, H. (2001) Influence of soil properties on electrical conductivity under humid water regimes. Soil Science, 166 (6): 382-390.
- AYRES M, AYRES JÚNIOR M, AYRES DL, SANTOS AS. (2000) BioEstat 2.0: Aplicações estatísticas nas áreas das ciências biológicas e médicas. Belém/Brasília: Sociedade Civil Mamirauá / CNPq. 272p.
- BALCE, A.E. (1987) Determination of optimum sampling interval in grid digital elevation models (DEM) data acquisition. Photogrammetric Engineering and Remote Sensing, 53:323-330.
- BALDOCK, J.A.; NELSON, P.M. (2000). Soil organic matter. En: SUMMER, M.E.(Ed.). Handbook of Soil Science. Boca Raton: CPC Press. pp. B25-B84.
- BARBIÉRO, L.; CUNNAC, S.; MANÉ, L.; LAPERROUSAZ, C.; HAMMECKER, C.; MAEGHT, J.L. (2001) Salt distribution in the Senegal middle valley Analysis of a saline structure on planned irrigation schemes from N'Galenka creek. Agricultural Water Management, 46, 201-213.
- BARDGET, R.D., SAGGAR, S. (1994) Effect of heavy metal contamination on the short-term decomposition of labeled (¹⁴C) glucose in a pasture soil. Soil Biol. Biochem., 26: 727-733.
- BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. (1971) Soil variability: a review. Soil Fertility, v.31, p.1-15.
- BENNIE, A.T.P.. 1991. Growth and Mechanical Impedance. In Plant roots the hidden half. Marcel Dekker, Inc. New York NY 393-414.
- BENOIST, V. (1989) Les cinq cles du maïs-ensilage. Cultivar nº 248, 1 au 15 mars 1989, p. 56-58.
- BOHN, H.L.; BEM-ASHER, J.; TABBARA, H.S.; MARWA, M. (1982) Theories and tests of electrical conductivity in soils. Soil Science Society America Journal, 46: 1143-1146.
- BRANDSMA, A.S., KETELLAPPER, R.H. (1979) Further evidence on alternative procedures for testing on spatial autocorrelation amongst regression disturbances.
 In: Exploratory and explanatory statistical analysis of spatial data (eds C.P.A. Bartels & R.H. Ketellapper), pp. 113–136. Martinus Nijhoff, Hingham, MA.

- BRESSAN, G.M., KOENIGKAN, L.V., OLIVEIRA, V.A., CRUVINEL, P.E., KARAM, D. (2008). A classification methodology for the risk of weed infestation using fuzzy logic. Weed Research, 48: 470–479.
- BREVIK, E.C.; FENTON, T.E. (2000) Soil sensing techniques as soil survey tools in lacustre-derived soils, central Iowa (compact disc). In: INTERNATIONAL CEONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 5., Bloomington, Proceedings, Bloomington: ASA-CSSA-SSSA.
- BREVIK, E.C.; FENTON,T.E. (2002) The relative influence of soil water, clay, temperature, and carbonate minerals on soil electrical conductivity readings taken with an EM-38 along a Mollisol catena in central Iowa, Soil Surv. Horizons 43 (2002), pp. 9–13.
- BRUS, D.J.; de GRUIJER, J.J. (1997) Randon sampling or geostatistical modeling? Choosing between design-based and model-based sampling strategies for soil (with discussion). Geoderma, 80:1-59.
- BRUS, D.J.; de GRUIJTER, J.J.; van GROENIGEN, J.W. (2007) Designing spatial coverage samples using thek-means clustering algorithm. In: Lagacherie, P., McBratney, A.B. Voltz, M. (Eds.), Digital Soil Mapping: An Introductory Perspective. Elsevier, 31:183-192.
- BRUS, D.J.; HEUVELINK, G.B.M. (2007) Optimization of sample patterns for universal kriging of environmental variables. Geoderma, 138:86-95.
- BRUS, D.J.; SPATJENS, L.E.E.M.; de GRUIJTER, J.J. (1999) A sampling scheme for estimating the mean extractable phosphorus concentration of fields for environmental regulation. Geoderma, 89: 129–148.
- BUENO LEMA, J. (1997) Siembra sin laboreo de maíz forrajero en condiciones húmedas, comparación con el sistema tradicional de la respuesta del suelo, del cultivo y del balance energético. 1997. Tesis (Doctorado) – Universidad Politécnica de Madrid, 326p.
- BUENO. J., AMIAMA, C. HERNANZ, J.L., PEREIRA, J.M. (2006). Penetration resistence, soil water content and workability of grasslands soils under two tillage systems. American Society of Agricultural and Biological Engineers, 49(4): 875-882.
- BUI, N.E.; SIMON, D.; SCHOKNECHT, N.; PAYNE, A. (2007) Adequate prior sampling is everything: lessons from the Ord River Basin, Australia. In: Lagacherie, P., McBratney, A.B. Voltz, M. (Eds.), Digital Soil Mapping: An

Introductory Perspective. Elsevier, 31:193-204.

- CAHN, M.D.; HUMMEL, J.W.; BROUER, B.H. (1994) Spatial analysis of fertility for site-specific crop management. Soil Science Society of America Journal, v.58, p.1240-1248.
- CALLEGARY, J.B.; LEENHOUTSA, J.M.; PARETTIA, N.V.; JONESA, C.A. (2007) Rapid estimation of recharge potential in ephemeral-stream channels using electromagnetic methods, and measurements of channel and vegetation characteristics. Journal of Hydrology, 344: 17-31.
- CALVO, R.; MACÍAS, F.; RIVEIRO, A. (1992). Aptitud agronómica de los suelos de la provincia de La Coruña. Diputación Provincial de La Coruña. La Coruña. España.
- CAMARGO, O.A., MONIZ, A.C., JORGE, J.A., VALADARES, J.M.A.S. (1986).Métodos de análise química y física de solos do Instituto Agronômico. Campinas: Instituto Agronômico, 94p. (Boletim técnico, 106).
- CAMARGO, O.A.; ALLEONI, L.R.F. (1997) Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas. Piracicaba: Esalq, 132p.
- CAMBARDELLA, C.A.; MOOMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEM,D.L.; TURVO, R.F. & KONOPA, A.E. (1994) Field scale variability of soil properties in central Iowa soil. Soil Science of América Journal, Madison, v.47, p.1501-1511.
- CAMINHA JUNIOR, I.C.; SERAPHIM, O.J.; GABRIEL, L.R.A. (2000) Caracterização de uma área agrícola irrigada com efluente agroindustrial, através de análises químicas e da resistividade do solo. Energia na Agricultura, Botucatu, v.13, n.4, p.40-54.
- CAMPOS, M.C.C., MARQUES JUNIOR, J., PEREIRA, G.T., SOUZA, Z.M., MONTANARI, R. (2009). Planejamento agrícola e implantação de sistema de cultivo de cana-de-açúcar com auxílio de técnicas geoestatísticas. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, 13(3): 297-304.
- CANARACHE, A.P. (1990). A generalit semi-empirical model estimating soil resistence to penetration. Soil & Tillage Research, 16: 51-70.
- CANCELA BARRIO, J (2004). Gestiónn integrada del agua en la cuenca alta del Rio Miño. Tesis Doctoral, Universidade de Santiago de Compostela.
- CARBALLAS, T. (1991). Utilización de residuos ganaderos en Galicia. In: Residuos Ganaderos, Fundación "La Caixa", p.157-169.

- CARROLL, Z.L.; OLIVER, M.A. (2005) Exploring the spatial relations between soil physical properties and apparent electrical conductivity. Geoderma, 128: 354-374.
- CARVALHO, J.R., VIEIRA, S.R., MARINHO, P.R., DECHEN, S.C.F., MARIA, I.C., POTT, C.A., DUFRANC, G. (2001) Avaliação da variabilidade espacial de parâmetros físicos do solo sob semeadura direta em São Paulo, Brasil. Campinas: EMBRAPA, p.1-4. (Comunicado Técnico).
- CARVALHO, J.R.P; SILVEIRA, P.M.; VIEIRA, S.R. (2002) Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 37(8):1151-1159.
- CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. (2003) Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em vitória Brasil (SP). Revista Brasileira de Ciência do Solo, Viçosa, 27: 695-703.
- CASTELAO GEGUNDE, A.; DIAZ-FIERROS, F. (1992). Os solos de Terra Chá. Tipos, xénese e aproveitamento. Publ. Diputación Provincial de Lugo, 166p.
- COLBACH, N., FORCELLA, F., JOHNSON, G. (2000). Temporal trends in spatial variability of weed populations in 3 continuous no-till soybean. Weed Science, 48: 366-377.
- COLLIVER, C.T. MAXWELL, B.D., TYLER, D.A., ROBERTS, D.W., LONG, D.S. (1996). Georeferencing wild oat infestations in small grains: Accuracy and efficiency of three weed survey techniques. In Proceedings of the Third Annual Conference on Precision Agriculture. Madison, WI: American Society of Agronomy. Pp. 453–463.
- COOK, P.G.; WALKER, G.R. (1992) Depth profiles of electrical conductivity from linear combinations of electromagnetic induction measurements. Soil Science Society America Journal, Madison, 56: 1015-1022.
- CORWIN, D.L.; LESCH, S.M. (2003) Application of soil electrical conductivity to precision agriculture: theory, principles, and guidelines. Agronomy Journal, 95: 455-471.
- CORWIN, D.L.; LESCH, S.M. (2005a). Apparent soil electrical conductivity measurements in agriculture. Computers and Electronics in Agriculture, 46: 11-43.
- CORWIN, D.L.; LESCH, S.M. (2005b). Characterizing soil spatial variability with apparent soil electrical conductivity Part II. Case study. Computers and Electronics in Agriculture, 46: 135-152.

- CORWIN, D.L.; LESCH, S.M. (2005c). Characterizing soil spatial variability with apparent soil electrical conductivity Part I. Survey protocols. Computers and Electronics in Agriculture, 46: 103-133.
- COSTA, T.C.C. (1999) Avaliação de estratégias para classificação de imagens orbitais em mapeamento de uso e cobertura da terra. 1999. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa.
- DABAS, M. (2001) Geocarta. Laboratoire d'hydrogéologie et de géophysique appliqués sisyphe, Université Paris VI. <u>http://geocarta.sa.free.fr/eng/eng-2008/mapping.html</u> (en 25 de junio de 2008).
- DABAS, M.; BRISARD, A.; TABBAGH, J.; BOISGONTIER, D. (2000) Use of a New Sub-metric Multidepth Soil Imaging System (MUCEP), Proceedings of the 5th International Conference on precision agriculture and other resource management, Bloomington, Minnesota, USA.
- DABAS, M.; TABBAGH, A. (2003) A comparison of EMI and DC methods in soilmapping – theorical considerations for Precision Agriculture. En: Stafford, J, Werner, A. (Eds.). Precision Agriculture. Wageningen Academic Publishers, Muencheberg, pp. 121-129.
- DAFONTE DAFONTE, J. (1998) Procesos hidrológicos superficiales en cuencas Agrícolas. Tesis de Doctoramiento, Universidad de Santiago de Compostela, 198p.
- DALGAAD, M.; BAVE, H.; NEHMDAHL, H. (2001) Soil clay mapping by measurement of electromagnetic conductivity. In: GRENIER, G.; BLACKMORE, S. (Eds.), Proceedings of Third European Conference on Precision Agriculture, Volume I, Agro, Montpellier, pp.367-372.
- DAVIS, G.; CASADY, W.; MASSEY, R. (1998) Precision agriculture: An introduction. Water quality. University of Missouri-System, 1998. P.8. Disponível na Internet. <u>http://extension.missouri.edu/explorepdf/envqual/wq0450.pdf</u> (en 22 de enero de 2009).
- DÍAS VÁZQUEZ, M. (1993). Aplicación de métodos físicos químicos en arqueología. Espacio, Tiempo y Forma, Serie!, Prehist. yArqueoi., t. 6, págs. 249-262.
- DIGGLE, P.; LOPHAVEN, S. (2006) Bayesian geostatistical design. Scandinavian Journal of Statistics, 33:53-64.
- DIGGLE, P.; RIBEIRO, P.; CHRISTENSEN, O. (2003) Spatial statistics and computational methods, chapter An introduction to model-based geostatistics, pp.43-86. Lecture notes in statistics. Springer, New York.

- DOBERMAN, A.; SIMBAHAN, G.C. Methodology for using secondary information in sampling optmisation for making fine-resolution maps of soil organic carbon In: LAGACHERIE, P.; McBRATNEY, A..B.; VOLTZ, M. Digital soil mapping: an introductory perspective. Elsevier, 31:167-181.
- DOERGE, T.; KITCHEN, N.R.; LUND, E.D. (2004) Soil electrical conductivity mapping. Site-Specific Management Guidelines. N.30. 2004. <u>http://www.ppi-far.org/ssmg.</u> (en 12 de febrero de 2007).
- DOOLITTLE, J.A.; SUDDUTH, K.A.; KITCHEN, N.R.; INDORANTE, S.J. (1994) Estimating depth to claypans using electromagnetic inductive methods. J. Soil Water Conserv. 49:552–555.
- DORAN, J.W., PARKIN, T.B. (1994) Defining and assessing soil quality. In: J. DORAN, D. COLEMAN, D. BEZDICEK & B. STWART, SSP Spp. Pub. 35, Madson.
- DRUMMOND, P.E., CHRISTY, C.D., LUND, E.D. (2000). Using an automatic penetrometer and soil EC probe to characterize the rooting zone. 5th International Conference on Precision Agriculture, 20–24 July 2000, Bloominghton, MN, USA, ASA-CSSA-SSSA, Madison, WI, USA.
- EHLERS, W.W., KÖPKE, F., HESSE, F., BÖHM, W. (1983). Penetration resistance and root growth of oats tilled and untilled loess soil. Soil & Tillage Research, 3: 261-275.
- FAO-ISRIC (1994) World reference base for soil resources. 161pp. Roma y Wageningen.
- FERNÁNDEZ, S., SEOSANE, S., MERINO, A. 1999. Plant heavy metal concentrations and soil biological properties in agricultural serpentine soils. Comm. Soil Science and Plant Analysis, 30(13-14): 1867-1884.
- FERNÁNDEZ-SIERRA, C. (2001). Efectos en el suelo y en el pasto de la fertilización con lodos de depuradora urbana, solos o complementados con calcio, en un sistema silvopastoral. Proyecto fin de carrera. Escuela Politécnica Superior-Lugo. Universidad de Santiago de Compostela.
- FITZGERALD, G.J.; LESCH, S.M.; BARNES, E.M.; LUCKETT, W.E. (2006) Directed sampling using remote sensing with a response surface sampling design for site-specific agriculture. Computers and Electronics in Agriculture, 53: 98-112.

- FRAISSE, C.W.; SUDDUTH, K.A.; KITCHEN, N.R.; FRIDGEN, J.J. (1999) Use of unsupervised clustering algorithms of delineating within-field management zones. St. Joseph: American Society of Agricultural Enggineers, 121 p.
- FREELAND, R.S. (1989) Review of soil moisture sensing using soil electrical conductivity. Transaction of the ASAE, 32 (6): 2190-2194.

FREELAND, R.S.; BRANSON, J.L.; AMMONS, J.T.; LEON

- FRIDGES, J.J.; FRAISSE, C.W.; KITCHEN, N.R.; SUDDUTH, K.A. (2000) Delineation and analysis of site-specific management zones. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 5., Minneapolis. Proceedings... Minneapolis: ASA/CSSA/SSSA, 2000. 16 p.
- FRIEDMAN, S.P. (2005) Soil properties influencing apparent electrical conductivity: a review, Comp. Electron. Agric. 46: 45–70.
- FUENTES YAGÜE, J.L. (2002). Manual práctico sobre utilización de suelos y fertilizantes. Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación de España. Ediciones Mundi prensa. España. 159 p.
- FUENTES-YAGÜE J. L., (1994). El suelo y los fertilizantes. Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. Instituto Nacional de Reforma y Desarrollo Agrario. Ed. Mundi-Prensa.
- GALLARDO, A. (2003). Spatial Variability of Soil Properties in a Floodplain Forest in Northwest Spain. Ecosystems, 6: 564-576.
- GENRO JÚNIOR, S.A., REINERT, D.J., REICHERT, J.M. (2004). Variabilidade temporal da resistência à penetração de um Latossolo argiloso sob semeadura direta com rotação de culturas. Revista Brasileira de Ciência do Solo, 28: 477-484.
- GEONICS (2005) EMD38-DD Ground Conductivity Meter-Dual Dipole Version. Ontario, 34p.
- GEOPHYSICAL SURVEY SYSTEMS (1998) GEM-300 multifrequency electromagnetic profiler. Operating system version 1.0. MN37–097A. Geophysical Survey Systems, North Salem, NH.
- GESSLER, P.E.; MOORE, I.D.; McKENZIE, N.J.; RYAN, P.J. (1995) Soil-landscape modeling and spatial prediction of soil attributes. International Journal of Geographical Information Systems, 9:421-432.
- GIL SOTRES, F.; DÍAZ-FIERROS, F. (1979). O problema do fósforo na agricultura de Galicia Revista Galega de Estudios Agrarios, 2: 167-184.

- GIL SOTRES, F.; DÍAZ-FIERROS, F. (1980). El fósforo en suelos forestales de la Sierra del Barbanza (Galicia, España), Agrochimica, XXIV, 5-6: 482-491.
- GIL SOTRES, F.; DÍAZ-FIERROS, F. (1982). El fósforo en suelos forestales de la Sierra del Barbanza (Galicia, España), Agrochimica, XXVI, 2-3: 213-221.
- GOLDEN SOFTWARE (1999) Surfer: User's Guide (Versión 7.0). Golden, CO, EEUU. 679 pp.
- GÓMEZ, A., CANCELA, J.J., NEIRA, X.X., CUESTA, T.S.; DAFONTE, J. (2003). Metodología para la propuesta de modernización de la Comunidad de Regantes Río Miño-Río Pequeño, Lugo.
- GOOVAERTS, P. (1997). Geostatistics for natural resources evaluation. Oxford University Press. New York.
- GUTIÉRREZ, C.M.A. 1995. Nutrición vegetal y uso de fertilizantes. Instituto Tecnológico de Sonora, Cd. Obregón, Son. 115 p.
- HANDCOCK, M.; STEIN, M. (1993). A bayesian analysis of kriging. Technometrics, 35:403-410.
- HANESCH, M.; MAIER, G.; SCHOLGER, R. (2003) Mapping heavy metal distribution by measuring the magnetic susceptibility of soils. J. Phys. IV France 107, 605–608.
- HANESCH, M.; SCHOLGER, R. (2002) Mapping of heavy metal loadings in soils by means of magnetic susceptibility measurements. Environ. Geol. 42, 857–870.
- HARSTOCK, N.J.; MUELLER, T.G.; THOMAS, G.W.; BARNHISEL, R.I.; WELLS,
 K.L. (2000) Soil electrical conductivity variability (compact disc). In:
 INTERNATIONAL CEONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 5.,
 Bloomington, Proceedings, Bloomington: ASA-CSSA-SSSA.
- HEINIGER, R.W., McBRIDE, R.G., CLAY, D.E. (2003). Using Soil Electrical Conductivity to Improve Nutrient Management. Agronomy Journal, 95: 508-519.
- HENGL, T.; ROSSITER, D.G.; STEIN, A. (2003) Soil samplingstrategies for spatial prediction by correlation with auxiliarymaps. Australian Journal of Soil Research 41: 1403–1422.
- HENRÍQUEZ, M., VILORIA, J. (1999). Número de observaciones para estimar semivariogramas de algunas propiedades de suelo y distancias de muestreo. Agronomía Tropical, 49(1): 5-17.
- HEUVELINK, G.B.M.; BRUS, D.; de GRUIJTER, J. (2006) Optimization of sample configurations for digital soil mapping with universal kriging. In: Lagacherie, P.,

McBRATNEY, A.B., VOLTZ, M. (Eds.), Digital Soil Mapping: An Introductory Perspective. Elsevier, 31:137-151.

- HUIJBREGTS, C.J. (1975) Regionalized variables and quantitative analysis of spatial dada. In: DAVIS, J. C.; McCULLAGH, M. J. (Ed.). DISPLAY AND ANALYSIS OS SPATIAL DATA. New York: John Wiley, p. 38-53.
- INIA (2005) Metales pesados, materia orgánica y otros parámetros de la capa superficial de los suelos agrícolas y de pastos de la España Peninsular. I Resultados globales. Instituto Nacional de Investigación y Tecnología Agraria y Alimentaría. Ministerio de Educación y Ciencias: 383 pp.
- ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. (1989) An introduction to applied geoestatistics. New York: Oxford University Press, 561p.
- JAYNES, D.B. (1996) Improved soil mapping using electromagnetic induction surveys.In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 3., Minneapolis, 1996. Proceedings Minneapolis: ed., p.169-179.
- JAYNES, D.B., COLVIN, T.B., AMBUEL, J. (1993) Soil type and crop yield determinations from ground conductivity surveys. ASAE, Paper 933552.
- JAYNES, D.B., COLVIN, T.S., AMBUEL, J. (1995) Yield Mapping By Electromagnetic Induction. Proceedings of the 2nd International Conference on Site-Specific Management for Agricultural Systems. 383-394.
- JOHANN, J.A.; OPAZO, M.A.U.; SOUZA, E.G.; ROCHA, J.V. (2004) Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um Latossolo Bruno distrófico da região de Cascavel, PR. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, Campina Grande, 8(2-3): p.212-219.
- JOHNSON, C.K., ESKRIDGE, K.M., CORWIN, D.L. (2003) Apparent soil electrical conductivity: applications for designing and evaluating field-scale experiments. Computers and Electronics in Agriculture, 46: 181-202.
- JOHNSON, C.K.; DORAN, J.W.; DUKE, R.H.; WIENHOLD, B.J.; ESKRIDGE, K.M. SHANAHAN, J.F. (2001) Field-scale electrical conductivity mapping for delineating soil condition. Soil Science Society America Journal, Madison, 65: 1829-1837.
- JOHNSON, M.; MOORE, L.; YLVISAKER, D. (1990) Minimax and maximin distance designs. Journal of Statistical Planning and Inference, 26:131:148.
- JOURNEL, A.G., HUIJBREGTS, C.J. (1978) Mining geoestatistics. London: Academic Press, 600p.

- JUNG, W.K., KITCHEN, N.R., SUDDUTH, K.A., ANDERSON, S.H. (2006) Spatial Characteristics of Claypan Soil Properties in an Agricultural Field. Soil Science Society of America Journal, 70: 1387–1397.
- JUNG, W.K., KITCHEN, N.R., SUDDUTH, K.A., KREMER, R:J., MOTAVALLI, P.P. (2005) Relationship of apparent soil electrical conductivity to claypan soil properties. Soil Science Society of America Journal, 69: 883-892.
- JURADO-EXPÓSITO, M., LÓPES-GRANDOS, F., GONZÁLEZ-ANDÚJAR, L., GARCIA-TORRES, L. (2004) Spatial and temporal analysis of *Convolvulus arvensis* L. populations over four growing seasons. European Journal of Agronomy, 21: 287-296.
- JURADO-EXPÓSITO, M., LÓPES-GRANDOS, F., PEÑA-BARRAGÁN, J.M., GARCIA-TORRES, L. (2009) A digital elevation model to aid geostatistical mapping of weeds in sunflower crops. Agronomy for Sustainable Development, 29: 391–400.
- KACHANOSKI, R.G.; DE JONG, E.; van WESENBEECK, I.J. (1990) Field scale petterns of soil water storage from non-contacting measurements of bulk electrical conductivity. Canadian Journal Soil Science, Ottawa, 70: 537-541.
- KACHANOSKI, R.G.; GREGORICH, E.G.; van WESENBEECK, I.J. (1988). Estimating spatial cariations of soil water content using noncontacting electromagnetic inductive methods. Canadian Journal Soil Science, 68: 715-722.
- KAFFKA, S.R.; LESCH, S.M.; BALI, K.M.; CORWIN, D.L. (2005) Site-specific management in salt-affected sugar beet fields using electromagnetic induction, Comput. Electron. Agric. 46 (2005), pp. 329–350
- KENNEDY, A.C., SMITH, K.L. (1995) Soil microbial diversity and the sustainability of agricultural soils. Plant Soil, 170: 75-86.
- KIRKPATRICK, S., GELATT, C.D.; VECCHI, M.P. (1983). Optimization by simulated annealing: Science, 220:671-680.
- KITCHEN, N.R., DRUMMOND, S.T., LUND, E.D., SUDDUTH, K.A., BUCHLEITER, G.W. (2003). Soil Electrical Conductivity and Topography Related to Yield for Three Contrasting Soil–Crop Systems. Agronomy Journal, 95: 483-495.
- KITCHEN, N.R., SUDDUTH, K.A., DRUMOND, S.T. (1999). Soil electrical conductivity as a crop productivity measure for claypan soils. J. Prod. Agric., 12: 607-617.

- KITCHEN, N.R.; SUDDUTH, K.A.; DRUMMONT, S.T. (1996) Mapping of sand deposits from 1993 Midwest floots with electromagnetic induction measurements. J. Soil Water Conservation, 51: 336-340.
- KORSAETH, A. (2005). Soil apparent electrical conductivity (EC_a) as a means of monitoring changes in soil inorganic N on heterogeneous morainic soils in SE Norway during two growing seasons. Nutrient Cycling in Agroecosystems, 72: 213–227.
- KRAVCHENKO, A.N.; BULLOCK, D.G. (2000) Correlation of corn and soybean yield with topography and soil properties. Agronomy Journal, Madson, 75(1):75-83.
- KÜHN, J., BRENNING, A., WEHRHAN, M., KOSZINSKI, S., SOMMER, M. Interpretation of electrical conductivity patterns by soil properties and geological maps for precision agriculture. Precision Agriculture. doi: 10.1007/s11119-008-9103-z.
- KUZYAKOVA, I.F.; KUZYAKOV, Y.V.; THOMAS, E. (1997) Effect of microrelief on the spatial variability of carbon content of a Podzoluvisol in a long term field trial. Journal of Plant Nutrition and Soil Science, v.160, p.555-561.
- LANDIVISER Inc. (2004) LandMapperTM ERM-01. Astro group, Rússia. <u>www.lanviser.com</u> (em 25 de junio de 2008).
- LARK, R.M. (2002) Optmized spatial sampling of soil estimation of the variogram by maximum likelihood. Geoderma, 105:49-80.
- LASS, L.W., CALLIHAN, R.H. (1993). GPS and GIS for weed surveys and managetment. Weed Technology, 7(1): 249-254.
- LE, N.; ZIDEK, J. (1992) Interpolation with uncertain covariances: A bayesian alternative to kriging. Journal of Multivariate Analysis, 43:351-374.
- LEIRÓS, M.C., TRASAR-CEPEDA, C., SEOSANE, S., GIL-SOTRES, F. (2000). Biochemical properties of acid soils under clímax vegetation (Atlantic oakwood) in na área of the European Temperate-humid zone (Galicia, NW Spain): general parameters. Soil Biology & Biochemistry, 32: 733-745.
- LEMA, M.L. (1998). El análisis de suelos como herramienta de diagnóstico para el abonado racional. Estación Fitopatolóxica do Areeiro, Serviço Agrrio, Diputación Provincial de Pontevedra. 4p. (Deposito Legal: PO-215/98).
- LESCH, S.M. (2005) Sensor-directed response surface sampling designs for characterizing spatial variation in soil properties. Computers and Electronics in

Agriculture 46, 153–179.

- LESCH, S.M.; CORWIN, D.L.; ROBINSON, D.A. (2005) Apparent soil electrical conductivity mapping as an agricultural management tool in arid zone soils. Computers and Electronics in Agriculture, 46: 351-378.
- LESCH, S.M.; RHOADES, J.D.; CORWIN. D.L. (2000) The ESAP Version 2.01r user manual and tutorial guide. Research Report v.146. George E. Brown Jr., Salinity Laboratory, Riverside, CA, 153pp. (currently under review).
- LESCH, S.M.; STRAUSS, D.J.; RHOADES, J.D. (1995a) Spatial prediction of soil salinity using electromagnetic induction techniques. 1. Statistical prediction models: a comparison of multiple linear regression and cokriging. Water Resources Research, 3:373–386.
- LESCH, S.M.; STRAUSS, D.J.; RHOADES, J.D. (1995b) Spatial prediction of soil salinity using electromagnetic induction techniques 2. An efficient spatial sampling algorithm suitable for multiple linear regression model identification and estimation, Water Resources Research 31: 387–398.
- LETEY, J. (1985). Relationship between soil physical properties and crop production. Advances in soil Science, 1: 277-294.
- LLOYD, C.D.; ATKINSON, P.M. (1998) Sacale and the spatial structure of landform: optimizing sampling strategies with geostatistics. In: Proceedings of the 3rd International Conference on GeoComputing, University of Bristol, 17th-19th September 1998. GeoComputation CD-ROM, Manchester. http://www.geocomputation.org/1998/15/gc_15.htm (en 19 de enero de 2009).
- LLOYD, C.D.; ATKINSON, P.M. (1999) Designing optimal sampling configurations with ordinary and indicator kriging. In: Proceedings of the 4th International Conference on GeoComputation, Mary Washington College Fredericksburg; GeoComputation CD-ROM, <u>http://www.geovista.psu.edu/sites/geocomp99/Gc99/065/gc_065.htm</u> (en 19 de enero de 2009).
- LLOYD, C.D.; ATKINSON, P.M. (2001) Assessing uncertainty in estimates with ordinary and indicator kriging. Computers & Geosciences, 27(8):929-937.
- LÓPEZ MATEO, C., ÁLVAREZ, E., FERNÁNDEZ MARCOS, M.L. (2002). Potasio en suelos de Galicia y su relación con la mineralogía. Edafología, 9(3): 305-312.

- LOPHAVEN, S. (2004) Design and analysis of environmental monitoring programs. Tesis Informatics and Mathematical Modelling - Technical University of Denmark, 190p.
- LOUREIRO, D.C. (2008). Biomassa Microbiana e Constituintes Lábeis da Matéria Orgânica do Solo sob Diferentes Sistemas de Manejo Fitotécnico e Cobertura Vegetal. Dissertação de Mestrado, Depto de Fitotecnica, UFRRJ, 50p.
- LÜCK, E.; EISENREICH, M. (2001): Electrical Conductivity mapping for precision agriculture. Third European Conference on Precision Agriculture, France, 425-429.
- LUND, E.D.; CHRISTY, D.; DRUMMOND, P.E. (1998) Applying soil electrical conductivity technology to precision agriculture (compact disc). In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISON AGRICULTURE, 4. St. Paul, 1998, Proceedings. St. Paul: ASA;CSSA;SSSA, 1998. p.1089-1100.
- LUND, E.D.; CHRISTY, D.; DRUMMOND, P.E. (2000) Using yield and soil electrical conductivity (EC) maps to derive crop production performance information. In:
 P.C. ROBERT, R.H. RUST, W.E. LARSON, eds. Proceedings of the 5th International Conference of Site-Specific Management for Agricultural Systems. Minneapolis, MN American Society of Agronomy, Crops Science Society of America, and Soils Science Society of America. 10.
- LUTMAN, P.J.W., PERRY, N.H. (1999) Methods of weed patch detection in cereal crops. In: The 1999 Brighton Conference Weeds, Brighton 1999. Proceedings. Brighton: BCPC, 1999. P.627-634.
- MACEDO, J.R.; OTONNI FILHO, T.B.; MENEGUELLI, N.A (1998) Variabilidade de características físicas, químicas e físico-hídricas em solo Podzólico Vermelho-Amarelo de Seropédica, RJ. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, v.33, n.12, p.2043-2053.
- MACHADO, P.L.O., BERNARDI, A.C.C., VALENCIA, L.I.O., MOLIN, J.P., GIMENEZ, C.A., ANDRADE, A.G., MADARI, B.E., MEIRELLES, M.S.P. (2006). Mapeamento da condutividade elétrica e relação com a argila de Latossolo sob plantio direto. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 41(6): 1023-1031.
- MACHADO, R.V. (1994) Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos em uma hidrosseqüência de solos bem a muito mal drenados. Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas, UFLA, 88 p.

- MACÍAS VÁSQUEZ, F., CALVO de ANTA, R.M. (1992). Aptitudes Agronómicas de Galicia según criterios edáficos y climaticos. In: 100 anos de investigación agrária 1888-1988. Xunta de Galicia, PP.139-167.
- MAIER, G.; SCHOLGER, R.; SCHÖN, J. (2006) The influence of soil moisture on magnetic susceptibility measurements. Journal of applied Goephysics, 59: 162-175.
- MARTÍNEZ, G., VANDERLINDEN, K. (2007). Análisis de la relación espacial entre la humedad gravimétrica del suelo y la conductividad eléctrica aparente. Bellinfante, N. y Jordán, A. (Eds). Tendencias actuales de la ciencia del suelo, pp 29-36. Sevilla.
- MATHERON, G. (1962) Traité de géostattistique appliquée. Memóries du Bureau de recherches Géologiques et Miniéres. 1962.tome I, 333p.tome II,172p.
- MATHERON, G. (1971) The theory of regionalized variables and its applications. Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique de Fountoinebleau. v5.
- McBRATNEY, A.B.; MENDONÇA-SANTOS, M.L.; MINASNY, B. (2003) On digital soil mapping. Geoderma 117, 3–52.
- McBRATNEY, A.B.; PRINGLE, M.J. (1997) Spatial variability in soil, implications for precision agriculture. In: SATAFFORD, J.V., ed. Spatial variability in soil and crop. Warwick, Bios Scientific Publishers, 1997. p.3-31. (Precision Agriculture, 97, v.1)
- McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. (1981) The design of optimal sampling schemes for local estimation and mapping of regionalized variables. Computers & Geosciences, 7:331-334.
- McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. (1981) The design of optimal sampling schemes for local estimation and mapping of regionalized variables. Computers & Geosciences, 7:331–334.
- McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. (1986) Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. Journal of Soil Science, 37:617-639.
- McBRATNEY, A.B.; WHELAN, B.M.; WALVOORT, D.J.J. MINASNY, B. (1999) A pupositive sampling scheme for precision agriculture. In: STAFFORD, J.J. (Ed.), Precision Agriculture `99. Sheffield Academic Press, Sheffield, pp.101-110.
- McBRIDE, R.A.; GORDON, A.M.; SHRIVE, S.C. (1990) Estimating Forest soil quality from terrain measurements of apparent electrical conductivity. Soil Science Society of American Journal, 54: 255-260.

- McKENZIE, N.J.; RYAN, P.J. (1999). Spatial prediction of soil properties using environmental correlation. Geoderma 89, 67–94.
- McNEILL, J.D. (1980a) Electrical conductivity of soils and rocks. Technical Note, TN-5, Geonics Ltda, Ontario, 22p.
- McNEILL, J.D. (1980b) Electromagnetic terrain conductivity measurements at low induction numbers. Technical Note, TN-6, Geonics Ltda, Ontario, 15p.
- McNEILL, J.D. (1992) Rapid, accurate mapping of soil salinity by electromagnetic ground conductivity meters. P.201-229. In Advances in Measurements of Soil Physical Properties: Bringing Theory Into Practice. SSSA Special Publication 30, ASA, CSSA, and SSSA, Madison, WI.
- MEHLICH, A. (1984). MEHLICH-3 soil test extractant. A modification of Mehlich-2 extractant. Comm. Soil Sci. Plant Anal., 15:1409-1416.
- MIGUEL AYANZ, A.S. (2007). Leguminosas de interés para la implantación de praderas. Ecología y pautas básicas de utilización. Universidad Politécnica de Madrid, 25p.
- MIGUEL AYANZ, A.S. (2008). Gramíneas de interés para la implantación de praderas y la revegetación de zonas degradadas. Ecología y pautas básicas de utilización. Universidad Politécnica de Madrid, 25p.
- MINASNY, B.; McBRATNEY, A.B. (2002) FuzME version 3.0. Australian Centre for Precision Agriculture. The University of Sydney, Australia. /http://www.usyd.edu.au/su/agric/acpaS.
- MINASNY, B.; McBRATNEY, A.B. (2006) A conditioned Latin hypercube method for sampling in the presence of ancillary information. Computers & Geosciences 32(9), 1378-1388.
- MINASNY, B.; McBRATNEY, A.B. (2007) Lantin hypercube sampling as tool for digital soil mapping. In: LAGACHERIE, P.; McBRATNEY, A..B.; VOLTZ, M. Digital soil mapping: an introductory perspective. Elsevier, 31:153-165.
- MINASNY, B.; McBRATNEY, A.B. (2007) The variance quad-tree algorithm: use for spatial sampling design. Computers & Geosciences 33, 383-392.
- MIRÁS AVALOS, J.M. (2003) Estimación y simulación de la precipitación en Galicia a escala mensual. Tesis de doctoramiento, Universidad de A Coruña, 264p.
- MOLIN, J.P., GIMENEZ, L.M., PAULETTI, V., SCHMIDHALTER, U., HAMMER, J. (2005). Mensuração da condutividade elétrica do solo por indução e sua correlação com fatores de produção. Engenharia Agrícola, 25(2): 420-426.

- MONTANARI, R.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; SOUZA, Z.M. (2005) Forma da paisagem como critério para otimização amostral de latossolos sob cultivo de cana-de-açucar. Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília, 40(1):69-77.
- MORGAN, C.L.S.; NORMAN, J.M.; WOLKOWSKI, R.P.; LOWERY, B.; MORGAN, G.D.; SCHULER, R. (2000) Two approaches to mapping plant available water:
 EM-38 measurements and inverse yield modeling. In: P.C. Roberts, R.H. Rust and W.E. Larson, Editors, Proceedings of the Fifth International Conference on Precision Agriculture (CD-ROM) Minneapolis, MN, July 16–19, 2000, ASA-CSSA-SSSA, Madison, WI, USA (2000), p. 14.
- MOSQUERA LOSADA, M.A., GONZÁLEZ RODRIGUEZ, A., RIGUEIRO RODRÍGUEZ, A. (1999) Ecología y manejo de praderas. Instituto Nacional de Investigación y Tecnología Agraria y Alimentaria. 214p.
- MOTAVALLI, P.P., ANDERSON, S.H., PENGTHAMKEERATI, P., GANTZER, C.J. (2003). Use of soil cone penetrometers to detect the effects of compaction and organic amendments in claypan soil. Soil & Tillage Research, 74: 103-114.
- MUELLER-DOMBOIS, D., ELLENBERG, H. A. (1974). Aims and methods of vegetation ecology. New York: John Wiley, 547 p.
- MUÑOZ TABOADELA, M. (1965). Suelos de Galicia: análisis y necesidades de fertilizantes con especial referencia al fósforo Monografías Ecológicas y Agrarias 1. G.S.I.C.
- NADLER, A.; FRENKEL, H. (1980) Determination of soil solution electrical conductivity from bulk soil electrical conductivity measurements by the from electrode method. Soil Science Society America Journal, Madison, 44: (5) 1216-1221.
- NAVARRO BAYA, S., NAVARRO GARCIA, G. 2000. Química agrícola. Ediciones Mundi-Prensa: Madrid, 488p.
- NEIRA SEIJO, X.X. (1993) Desenrolo de técnicas de manexo de auga axeitadas a um uso racional de regadíos. 1993, 259p. Universidade de Santiago de Compostela, Escola Politécnica Superior.
- NESMITH, D.S., RADCLIFFE, D.E., HARGROVE, R.L., CLARK, R.L., TOLLNER, E.W. (1987). Soil compaction in double-cropped wheat and soybeans on an Ultissol. Soil Science Society of America Journal, 51: 183-186.

- NUSSIO, L.G. (1991) Cultura de milho para produção de silagem de alto valor alimentício. In: SIMPÓSIO SOBRE NUTRIÇÃO DE BOVINOS, 4. Piracicaba: FEALQ, p.59-168.
- OLEA, R.A. (1975) Optimum mapping techniques using regionalized variable theory. Lawrence, university of Kansas, 137p. (Series on Spatial Analysis, 2)
- OLIVEIRA, C. (2006) Caracterização Geofísica do Solo para uso em Agricultura de Precisão. Dissertação (Mestrado). Universidade de São Paulo, 139p.
- ORTIZ, J.L. (2003) Emprego do geoprocessamento no estudo da relação entre potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. 2003. Dissertação (Mestrado em Recursos Florestais) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"-ESALQ/USP. Piracicaba.
- ORTIZ, J.L. (2005) Geoestatística. Disponível na Internet no endereço www.gpsglobal.com.br/Artigos/Geoestat.html (Acessado em 20 de dezembro de 2005).
- PANISSOD, C.; DABAS, M.; HESSE, A.; JOLIVET, A.; TABBAGH, J.; TABBAGH,A. (1998) Recent development in shallow-depth electrical and electrostact prospecting using mobile arrays. Geophysics, 5(5): 1542-1550.
- PARKINSON, D., COLEMAN, D.C. (1991) Methods for assessing soil microbial populations, activity and biomass microbial communities, activity and biomass. Agric. Ecosyst. Environm., 34: 3-33.
- 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.
- PAZ GONZÁLEZ, A.; GÓMEZ, M.J.; TABOADA, M.T. (1996a) Análisis geoestadístico de las propiedades generales de un suelo de cultivo. Invest. Agr. Prod. Veg., 11(1): 133-160.
- PAZ GONZÁLEZ, A.; NEIRA SEIJO, X.; BENITO RUEDA, E. (1997) Compacidad de los suelos desarrollados sobre sedimentos Terciario-Cuaternarios en Terra Cha (Lugo). Caderno Lababoratorio Xeolóxico de Laxe, 22: 15-28.
- PAZ GONZÁLEZ, A.; NEIRA, A.; CASTELAO, A. (1996b) Soil water regime under pasture in the humid zone of Spain: validation of an empirical model and prediction of irrigation requirements. Agricultural Water Management, 29: 147-161.

- PEÑA, W., LEIRÓS de la PEÑA, M.C., BRICEÑO, J.A. (2005) Propiedades generales y bioquímicas de suelos forestales en áreas serpentinizadas de Galicia. Agronomia Costarricense, 29(3): 71-78.
- PINCELLI, A.L.S. (2004) Desenvolvimento e ensaios de um sistema de mensuração de condutividade elétrica do solo. Dissertação (Mestrado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 96p.
- POCAY, V.G. (2000) Relações entre pedoforma e variabilidade espacial de atributos de Latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar. Jaboticabal, Dissertação (Mestrado) – UNESP, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias.
- PREVEDELLO, B.M.S. (1987) Variabilidade espacial de parâmetros de solo e planta. Piracicaba, Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- RAIJ, B. van, ANDRADE, J.C., CANTARELLA, H., QUAGGIO, J.A. (2001). Análise química para avaliação da fertilidade de solo tropicais. Campinas: Instituto Agronômico, 285p.
- RAIJ, B. van, CANTARELLA, H., QUAGGIO, J.A., FURLANI, A.M.C. Recomendações de adubação e calagem para o estado de São Paulo. 2.ed. Campinas: Instituto Agronômico e Fundação IAC, 1997. 285 p. (Boletim técnico, 100).
- RAMÍREZ, A.A.; LÓPEZ, R.G. (1993) El água em el Suelo. In: MAÑAS, F.M.S.O.; VALERO, J.A. Agronomia del riego. Mundi-Prensa: Ediciones Madrid. p.19-69.
- REEDY, R.C.; SCANLON, B.R. (2003) Soil water content monitoring using electromagnetic induction. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering 129, 1028–1039.
- REICHARDT, K.; TIMM, L.C. (2004) Solo, planta e atmosfera: conceitos, processos e aplicações. Barueri. Manole, 478p.
- RHOADES, J.D. (1993) Electrical conductivity methods for measuring and mapping soil salinity. Advances in Agronomy, 49: 232-242.
- RHOADES, J.D.; CHAUDUVI, F.; LESCH, S.M. (1999) Soil salinity assessment: methods and interpretation of electrical conductivity measurements. FAO Irrigation and Drainege Paper #57. Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome, Italy, 1-150.

- RHOADES, J.D.; CORWIN, D.L. (1984) Measurement of inverted electrical conductivity profiles using electromagnetic induction. Soil Science of American Journal, 44: 288-291.
- RHOADES, J.D.; CORWIN, D.L. (1990) Soil electrical conductivity: effects of soil properties and application to soil salinity appraisal. Communications in Soil Science Plant Analysis. 21: 837-860.
- RHOADES, J.D.; CORWIN, D.L. (1991) Determining soil electrical conductivity-depth relations using an inductive electromagnetic soil conductivity meter. Soil Science Society America Journal, 45: 255-260.
- RHOADES, J.D.; RAATS; P.C.A.; PRATHER, R.J. (1976) Effects of liquid-phase electrical conductivity, water content, and surface conductivity on bulk soil electrical conductivity. Soil Science Society of American Journal, 40: 652-655.
- RIBON, A.A., CENTURION, J.F. CENTURION, M.P.A.C., PEREIRA, G.T. 2003. Densidade e resistência à penetração de solos cultivados com seringueira dob diferentes manejos. Acta Scientarum: Agronomy, 25(1): 13-17.
- ROYLE, J.A.; NYCHKA, D. (1998) An algorithm for the construction of spatial coverage designs with implementation in SPLUS. Computers & Geosciences 24, 479–488.
- RYŠAN, L., ŠAŘEC, O. (2008). Research of correlation between electric soil conductivity and yield based on the use of GPS technology. Research in Agricultural Engineering, 54(3): 136-147.
- SAMOUËLIAN, A.; COUSIN, I.; TABBAGH, A.; BRUAND, A.; RICHARD, G. (2005) Electrical resistivity survey in soil science: A review. Soil & Tillage Research 83, no. 2: 173–193.
- SANTOS, A.O.; PALLONE FILHO, W.J.; UNGARO, M.R.G.; LINO, A.C.L.; RANDIN, B. (2003) Prospecção de zonas potenciais para manejo diferenciado em agricultura de precisão utilizando-se padrões de solo-planta-clima. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, 7(3): 463-468.
- SANTOS, C.M.A., (2007), Estatística Descritiva Manual de Auto-aprendizagem, Lisboa, Edições Sílabo, 261p.
- SANTOS, T.E.B., NAKAYAMA, F.T., ARF, O., CASSIOLATO, A.M.R. (2007) variáveis microbiológicas e produtividade do arroz sob diferentes manejos de solo e água. Acta Sci. Agron., 29(3): 355-366.

- SANTOS, T.E.B., NAKAYAMA, F.T., ARF, O., CASSIOLATO, A.M.R. (2008) Alterações microbiológicas, de fertilidade e de produtividade do arroz de terras altas em diferentes manejos de solo e água. Acta Sci. Agron., 30(2): 203-209.
- SCHAFFRATH, V.R., TORMENA, C.A., GONÇALVES, A.C.A., OLIVEIRA JUNIOR, R.S. (2007). Variabilidade espacial de plantas daninhas em dois sistemas de manejo de solo. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, 11(1): 53-60.
- SCHEPERS, A.R., SHANAHAN, J.F., LIEBIG, M.A., SCHEPERS, J.S., JOHNSON, S.H., LUCHIARI JUNIOR, A. (2004) Appropriateness of Management Zones for Characterizing Spatial Variability of Soil Properties and Irrigated Corn Yields across Years. Agronomy Journal, 96: 195-203.
- SCHUELLER, J.K. (2000) A Agricultura de precisão: visão externa. O estado-da-arte da agricultura de Precisão nos Estados Unidos. In: BALASTREIRE, L. A. (Ed.) O estudo da arte da agricultura de precisão no Brasil. ESAQ-USP. Piracicaba, p. 8-16.
- SHARMA, D.P., GUPTA, S.K. (2000). Application of em38 for soil salinity appraisal: an Indian experience. In: EM38 Workshop, New Delhi, India, 15p.
- SHEETS, K.R.; HENDRICKX, J.M.H. (1995). Noninvasive soil water content measurements using electromagnetic induction. Water Resources Research, Washington, DC, 31: 2401-2409.
- SHERLOCK M.D.; McDONNELL, J.J. (2003) A new tool for hillslope hydrologists: spatially distributed groundwater level and soilwater content measured using electromagnetic induction. Hydrological Processes 17: 1965–1977.
- SILVA, J.R.M., ALEXANDRE, C. (2005) Spatial Variability of Irrigated Corn Yield in Relation to Field Topography and Soil Chemical Characteristics, Precision Agriculture, 6: 453–466.
- SILVA, V.R., REICHERT, J,M., STORCK, L., FEIJÓ, S. (2003) Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho-amarelo distrófico arênico. Revista Brasileira de Ciência do Solo, 27: 1013-1020.
- SIQUEIRA, G. M., VIEIRA, S.R.; CAMARGO, M.B.P. (2008a) Variabilidade espacial do armazenamento e da perda média diária de água pelo solo no sistema de semeadura direta em Campinas, SP. Bragantia, 67(1): 213-223.
- SIQUEIRA, G.M., VIEIRA, S.R.; SOUZA, Z.M., DAFONTE DAFONTE, J. and PAZ GONZÁLEZ, A. (2007) Utilización de herramientas estadísticas y geoestadísticas

para optimización del muestreo de propiedades físicas del suelo. In: Cervera, J.V.G. and Hornero, F.J.J. (eds) VIII Estudios de la Zona No Saturada del Suelo, p. 173-178.

- SIQUEIRA, G.M.; VIEIRA, S.R.; CEDDIA, M.B. (2008b) Variabilidade de atributos físicos do solo determinados por métodos diversos. Bragantia, 67(1): 203-211.
- SIQUEIRA, J.O. (1991) Significance of phenolic compounds in plant-soil-microbial systems. Crit. Rev. Plant Sci., 10(1): 63-121.
- SIRATSUCHI, L.S., MOLIN, J.P., CRISTOFFOLETI, P.J. (2004). Mapeamento da distribuição especial da infestação de *Panicum maximum* durante a colheita da cultura do milho. Planta Daninha, 22(2): 269-274.
- SLAVICH, P.G. (1990) Determining EC_a-Depth profiles from electromagnetic induction measurements. Australian Journal Soil Research, 28: 443-452.
- SLAVICH, P.G., PETTERSON, G.H. (1990). Estimating Average Rootzone Salinity from Electromagnetic Induction (EM-38) Measurements. Aust. J. Soil Res., 28, 453-463.
- SOUZA, E.D., CARNEIRO, M.A.C., PAULINO, H.B., SILVA, C.A., BUZETTI, S. (2006). Alterações nas frações do carbon em um neosolo quartzarênico submetido a diferentes sistemas de uso do solo. Acta Sci. Agron., 28(3): 305-311.
- SOUZA, Z.M., MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; BARBIERI, D.M. (2004a) Variabilidade espacial da textura de um latossolo vermelho eutroférrico sob cultivo de cana-de-açúcar. Engenharia Agrícola, 24(2): 309-319.
- SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. (2004b) Variabilidade espacial de atributos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-deaçúcar. Revista Brasileira de Ciência do Solo, 28: 937-944.
- SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; MONTANARI, R. (2006) Otimização amostral de atributos de latossolos considerando aspectos solo-relevo. Ciência Rural, Santa Maria, 36(3):829-836.
- STOYAN, H., DE-POLLI, H., BOHM, S., ROBERTSON, G.P., PAUL, E.A. (2000) Spatial heterogeneity of soil respiration and related properties at the plant scale. Plant and Soil, 222: 203-214.
- STRECK, C.A.; REINERT, D.J.; REICHERT, J.M.; KAISER, D.R. (2004) Modificações em propriedades físicas com a compactação do solo causada pelo tráfego induzido de um trator em plantio direto, Revista Ciência Rural, 34(3): 755-760.

- STRZYSCZ, Z.; MAGIERA, T. (1998) Magnetic susceptibility and heavy metals contamination in soils of southern Poland. Physical Chemical Earth, 26: 859-866.
- STURARO, J.R. (1993) Mapeamento geoestatístico de propriedades geológicogeotécnicas obtidas de sondagens de simples reconhecimento. Tese (Doutorado) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos.
- SUDDUTH, K.A., HUMMEL, J.W., DRUMMOND, S.T. (2004). Comparison of the Veris Profiler 3000 to an ASAE-Standard penetrometer. Applied Engineering in Agriculture, 20(5): 535-541.
- SUDDUTH, K.A., HUMMEL, J.W., KITCHEN, N.R., DRUMOND, S.T. (2000). Evaluation of a soil conductivity sensing penetrometer. In: Proceedings of the 2000 American Society of Agricultural Engineers Annual International Meeting, 9-12 July 2000. Paper N^o. 001043. American Society of Agricultural Engineers, St. Joseph, MI.
- SUDDUTH, K.A., KITCHEN, N.R.; WIEBOLD, W.J. (2005) Relating apparent electrical conductivity to soil properties across the north-central USA. Computers and Eletronics in Agriculture, 43: 263-283.
- SUDDUTH, K.A.; DRUMMOND, S.T.; KITCHEN, N.R. (2001) Accuracy issues in electromagnetic induction sensing of soil electrical conductivity for precision agriculture, Computers and Electronics in Agriculture, 31: 239-264.
- SUDDUTH, K.A.; KITCHEN, N.R.; DRUMMOND, S.T. (1999) Soil conductivity sensing on claypan soils: comparision of electromagnetic induction and direct methods, Proceedings of the Fourth International Precision Agriculture Conference, 19-22 Jyly 1998, St paul, Minnesota (American Society of Agronomy, 677 South Segoe Road, Madison, Wisconsin), pp.979-990.
- TAYLOR, H.M., BURNETT, E., 1964. Influence of soil strength on the root-growth habits of plants. Soil Science, 98: 174-180.
- TAYLOR, H.M., GARDNER, H.R. (1963). Penetration of cotton seedling taproots as influenced by bulk density and, moisture content, and strength of soil. Soil Sci. 96(3): 153:156.
- TAYLOR, H.M., ROBERTSON, G.M., PARKER, J.J. 1966. Soil strength root penetration relations for medium to coarse textured soil materials. Soil Science, 102: 18-22.
- TAYLOR, R.; LEE, B.; DOOLITTLE, J. (2003) Ground conductivity survey of aseptic system during and after failure. The Leading Edge, June 2003.

- TRAGSA (2009) Terra Chá. 5p. Aceso en 20 de junio de 2009: http://redrural.tragsatec.es/redrural/fichas/GA11.pdf
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. (1985) Application of geoestatistics to spatial studies of soil properties. Advances in Agronomy, 38: 45-93.
- TRASAR M.C., LEIRÓS M.C., GARCÍA F., GIL F. 2000. Propiedades bioquímicas de los suelos gallegos: su utilización como indicadores de la calidad del suelo. pp. 147-273. In: C. García y M. T. Hernández (eds). Investigación y perspectivas de la enzimología de suelos en España. CSIC, Murcia.
- TRIANTAFILIS, J.; ODEH, I.O.A.; McBRATNEY, A.B. (2001) Five geostatistical models to predict soil salinity from electromagnetic induction data across irrigated cotton. Soil Science Society of America Journal, 65: 869-878.
- ULLOA GUITIÁN, M. (2002) Aplicación de la geoestadística al estudio de la fertilidad del suelo. Tesis Doctoral Universidade Da Coruña, Facultad de Ciencias, 440p.
- USDA (1999). Guia para evaluación y calidad y salud del suelo. Washington, 88p.
- UTSET, A.; CID, G. (2001) Soil penetrometer resistance spatial variability in a Ferralsol at several soil moisture conditions. Soil & Tillage Research, 61: 193-202.
- van GROENIGEN, J.W.; SIDERIUS, W.; STEIN, A. (1999) Contrained optimisation of soil sampling for minimization of the kriging variance. Geoderma, 87:239-259.
- VANCE, E.D., BROOKES, P.C., JENKINSON, D.S. (1978). An extraction method for measuring soil microbial biomas. C.Soil Biol. Biochem., Oxford, 19, 773-777.
- VAUGHAN, P.J., LESCH, M.P., CORWIN, D.L., CONE, D.G. (1995) Water content effect on soil salinity prediction: a geostatistical study using cokriging. Soil Science Society of America Journal, 59(4): 1146-1156.
- VIEIRA, S.R. (2000) Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F., ALVAREZ, V.H., SCHAEFER, G.R. (ed.) Tópicos em Ciência do solo. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v.1, p.1-54.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. (1983) Geoestatitical theory and application to variability of some agronomical properties. Hilgardia, 51(3): 1-75.
- VIEIRA, S.R.; MILLETE, J.; TOPP, G.C.; REYNOLDS, W.D. (2002) Handbook for geoestatistical analysis of variability in soil and climate data. In: ALVAREZ, V.V.H.; SCHAEFER, C.E.G.R.; BARROS, N.F.; MELLO, J.W.V.; COSTA, J.M. Tópicos em Ciência do solo. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v.2, 2002. p.1-45.
VILLARÍAS, J.L. (2000). Atlas de Malas Hierbas. Madrid: Grupo Mundi-Prensa, 536p.

- VITHARANA, U.W.A.; SAEY, T.; COCKX, L.; SIMPSON, D.; VERMEERSCH, H.; van MEIRVENNE, M. (2008) Upgrading a 1/20,000 soil map with an apparent electrical conductivity survey. Geoderma, 148: 107-112.
- von PINHO, R.G., VASCONCELOS, R.C., BORGES, I.D., RESENDE, A.V. (2007). Produtividade e qualidade da silagem de milho e sorgo em função da época de semeadura. Bragantia, 66(2): 235-245.
- WACKERNAGEL, H. (1995). Multivariate Geostatistic, an Introduction with applications, Berlin: Springer, 256 p.
- WAIT, J.R. (1962) A note on the electromagnetic response of a stratifi ed earth. Geophysics 27:382–385.
- WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. (1980) Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. Applications of soil physics. New York: Academic Press.
- WEBSTER, R. (1985) Quantitative spatial analysis of soil in the field. Advances in Soil Science, New York, p. 1-70.
- WEBSTER, R.; OLIVER, M.A. (1990) Statistical methods in soil and land resource survey. Spatial Information Systems, New York: Oxford University Press, p. 316.
- XUNTA DE GALICIA (2001) Diario Oficial de Galicia de 19 de Julio de 2001, Consellería de Medio Ambiente, Resolución de 6 de julio de 2001 por la que se acuerda la publicación del Plan de Gestión de Residuos Agrarios de Galicia. Aceso en 23 de abril de 2009: http://www.xunta.es/Doc/Dog2001.nsf/FichaContenido/9DEE?OpenDocument
- XUNTA DE GALICIA (2002) Plan espacial de protección civil ante o risco de inundación en Galicia. Consellería de Xustiza, Interior e Administración Local. 219p.
- YASIN, M., GRISSO, R.D., BASHFORD, L.L., JONES, A.J., MIELKE, L.N., (1993). Normalizing cone resistence values by covariance analysis. Transactions of the American Engineering Society of Agricultural Engineers. 36(5): 1267-1270.
- ZHU, Z.; STEIN, M.L. (2006) Spatial sampling design for prediction with estimated parameters. Journal of Agricultural, Biological & Environmental Statistics, 11: 24–44.