

Variabilidad espacial de fertilidad química del suelo en un diseño de bloques

Spatial Variability of Soil Fertility in a Block Design

Variabilidade espacial da fertilidade química do solo num delineamento em blocos

AUTHORS

Orden L.¹

Mandolesi M.E.¹

Kiessling R.J.¹

Ron M.M.^{1*}
mmron@criba.
edu.ar

* Corresponding
Author

¹ Departamento de
Agronomía, Universi-
dad Nacional del Sur.
Altos del Palihue. San
Andrés 800. 8000 Ba-
hía Blanca. Argentina.

Received: 20.05.2011 | Revised: 23.07.2011 | Accepted: 01.08.2011

RESUMEN

En la caracterización del estado inicial de un ensayo de larga duración bajo siembra directa, se plantea la hipótesis de que existen -en los horizontes superficiales- gradientes de fertilidad horizontal (interbloques) y vertical (según profundidad de muestreo). El objetivo de este trabajo es describir y cuantificar esas variaciones en un ensayo en el campo experimental de la Universidad Nacional del Sur (UNS), Argentina. En un sector con ligera pendiente se ubicaron 4 bloques en sentido perpendicular a la inclinación del terreno. La profundidad efectiva varió de 80 cm en la posición superior de la ladera a 100 cm. Se clasificó el suelo como un Paleustol Petrocálcico, franco grueso térmico. Se tomaron muestras compuestas de cada bloque en las profundidades 0-6, 0-12 y 0-20 cm. Se secaron al aire y tamizaron por 2 000 μm . Se determinaron: pH; conductividad eléctrica (CE); capacidad de intercambio catiónico (CIC); calcio (Ca_{int}), magnesio (Mg_{int}), potasio (K_{int}) y sodio (Na_{int}) intercambiables; fósforo (P_{BK}), azufre de sulfatos (S-SO_4^{2-}), boro (B_{ext}), hierro (Fe_{ext}), manganeso (Mn_{ext}), cobre (Cu_{ext}) y zinc (Zn_{ext}) extraíbles. En muestras tamizadas por 500 μm se analizaron el carbono y el nitrógeno orgánico total (COT y N_{ot}). Mediante el método de Walkley & Black (W-B) se determinó carbono orgánico fácilmente oxidable (COX_{24}) y se repitieron las determinaciones con concentraciones de H_2SO_4 de 12 y 18 N (COX_{12} y COX_{18}). Los resultados se analizaron mediante estadística descriptiva, prueba t para dos medias apareadas y regresiones. La elección de un suelo con pastoreo poco intensivo de las poáceas nativas, como punto de partida del ensayo de larga duración, se reflejó en las variables de carbono orgánico en sus distintos grados de oxidación y en el factor de recuperación estimado para W-B. El rango de pH (7,3-8,0) reflejó que el complejo de cambio estaba completamente saturado con bases, con porcentajes de Ca_{int} , Mg_{int} y K_{int} encuadrados en el nivel ideal. Se registró muy buena provisión de S-SO_4^{2-} , B_{ext} , Fe_{ext} y Mn_{ext} y valores medios de Cu_{ext} y Zn_{ext} . La media de P_{BK} correspondió a un nivel de baja disponibilidad. Un 50 % de las variables presentó un CV entre 7-11 %. Los parámetros más estables (CV < 7 %) fueron pH, M_{gint} , CIC, C:N y Cu_{ext} . Presentaron variabilidad mayor COX_{12} , N_{ot} , Mn_{ext} y Zn_{ext} (CV 11-20 %) y P_{BK} (CV 33,9 %). El tratamiento estadístico de la variabilidad espacial se adaptó al diseño en bloques y las profundidades de muestreo del suelo. En 12 de 20 parámetros, la profundidad y/o la posición de los bloques explicaron buena parte de las variaciones observadas. Los cambios en profundidad de P_{BK} , K_{int} y los micronutrientes catiónicos (a excepción del Cu_{ext}) pueden asociarse a su escasa movilidad en el suelo. La posición en el terreno, con efectos potenciales sobre el agua disponible y la producción de biomasa, explicaría los gradientes horizontales de CIC, Ca_{int} y carbono orgánico. La tendencia inversa encontrada para P_{BK} se atribuye a su relación negativa - no significativa - con el pH. El estudio de la variabilidad puede enriquecer el monitoreo de propiedades químicas en estudios a largo plazo.

DOI: 10.3232/SJSS.2011.V1.N1.04

ABSTRACT

*In the characterization of the initial state of a long-term experiment (ELD) under no-till, we hypothesized that there are horizontal and vertical fertility gradients in the topsoil. The objective of this paper is to describe and to quantify those variations in a block design wheat fertilization experiment in the field of the National University of the South (UNS), Argentina. In a slightly inclined field 4 blocks were located across the slope. Soil depth was 80 cm at the top and increased downward to 100 cm. The soil was classified as a Petrocalcic Paleustoll, thermic coarse loam. Composite samples of each block were taken at the depths of 0-6, 0-12, and 0-20 cm. They were air-dried and sieved through 2 000 μm . Determinations were: pH; electrical conductivity (CE); cation exchange capacity (CIC); exchangeable cations: calcium (Ca_{int}), magnesium (Mg_{int}), potassium (K_{int}) and sodium (Na_{int}); extractable nutrients: phosphorus (P_{BK}), sulphur (S-SO_4^{2-}), boron (B_{ext}), iron (Fe_{ext}), manganese (Mn_{ext}), copper (Cu_{ext}) and zinc (Zn_{ext}). In samples sieved through 500 μm total organic carbon (COT) and nitrogen (N_{ot}) were determined. Walkley & Black (W-B) was used for analysis of easily oxidizable organic carbon ($\text{COX}_{2\text{d}}$), lower H_2SO_4 concentrations of 12 and 18 N were used for further determinations (COX_{12} and COX_{18}). Results were analyzed using descriptive statistics, *t* test for paired means and regressions. Soil organic carbon variables and oxidation factor for W-B were consistent with low intensity use of native grasses in the plot selected as a starting point for the ELD. The range of pH values (7.3-8.0) reflected base saturation, with ideal levels of Ca_{int} , Mg_{int} and K_{int} . Nutrient availability was high for S-SO_4^{2-} , B_{ext} , Fe_{ext} and Mn_{ext} , moderate for Cu_{ext} and Zn_{ext} and low for P_{BK} . The coefficient of variation (CV) was between 7 and 11 % for ten variables. The most stable were pH, Mg_{int} , CIC, C:N and Cu_{ext} (CV < 7%). Others (COX_{12} , N_{ot} , Mn_{ext} and Zn_{ext}) showed greater variability (CV 11-20 %) and P_{BK} (CV 33.9 %). The statistical treatment of the space variability was adapted to the block design and sampling depths. In 12 out of 20 parameters, sampling depth and/or the position of the blocks explained over 30% of the observed variations. The changes in depth of P_{BK} , K_{int} and cation micronutrients (with the exception of the Cu_{ext}) can be associated to their scarce mobility in the soil. The position in the slope with potential effects on available water and biomass production, would explain the gradients in CIC, Ca_{int} and organic carbon. The opposite trend found for P_{BK} is attributed to its negative non-significant relation with pH. This variability study approach can enhance monitoring of soil chemical properties in the ELD.*

RESUMO

Para proceder à caracterização do estado inicial de um ensaio de longa duração sob sementeira directa, partiu-se do pressuposto de que existem nos horizontes de superfície, gradientes de fertilidade horizontal (inter-bloco) e vertical (dependendo da profundidade de amostragem). O objectivo deste trabalho foi descrever e quantificar essas variações num ensaio de campo experimental instalado na Universidade Nacional del Sur (UNS), Argentina. Num local apresentando um ligeiro declive instalaram-se 4 blocos perpendiculares à inclinação do terreno. A profundidade efectiva variou de 80 cm na posição correspondente à inclinação superior até 100 cm. O solo foi classificado como um Paleustol petrocálcico térmico de textura franca grosseira. Retiraram-se amostras compostas de cada bloco às profundidades de 0-6, 0-12 e 0-20 cm, as quais foram secas ao ar e crivadas por crivo de malha 2 000 μm . Procedeu-se às seguintes determinações analíticas: pH; condutividade eléctrica (CE); capacidade de troca catiónica

PALABRAS

CLAVE

Variabilidad horizontal, variabilidad vertical, propiedades químicas, carbono orgánico oxidable, nutrientes disponibles

KEY WORDS

Horizontal variability, vertical variability, chemical properties, oxidizable organic carbon, available nutrients

PALAVRAS-

CHAVE

Variabilidade horizontal, variabilidade vertical, propriedades químicas, carbono orgânico oxidável, nutrientes disponíveis

(CIC); cálcio (Ca_{int}), magnésio (Mg_{int}), potássio (K_{int}) e sódio (Na_{int}); fósforo (P_{BK}), enxofre de sulfatos ($S-SO_4^{2-}$), boro (B_{ext}), ferro (Fe_{ext}), manganês (Mn_{ext}), cobre (Cu_{ext}) e zinco (Zn_{ext}). Em amostras crivadas a $500\mu m$ procedeu-se à análise do carbono e do azoto orgânicos totais (COT e N_{ot}). Recorrendo ao método de Walkley & Black (W-B) determinou-se o carbono orgânico facilmente oxidável (COX_{2d}) repetindo-se as determinações com H_2SO_4 de concentração 12 e 18 N (COX_{12} y COX_{18}). Os resultados foram analisados recorrendo à estatística descritiva, usando o teste t para comparação de médias e regressões. A escolha de um solo com pastagem de baixa intensidade de gramíneas nativas, como ponto de partida para o ensaio de longa duração, reflectiu-se nas variáveis do carbono orgânico nos seus diversos graus de oxidação e no factor de recuperação estimado para W-B. A gama de pH (7,3-8,0) mostrou que o complexo de troca se encontrava completamente saturado com bases, com percentuais de Ca_{int} , K_{int} e Mg_{int} enquadrados nos níveis ideais. Registaram-se valores elevados para o $S-SO_4^{2-}$, B_{ext} , Fe_{ext} e Mn_{ext} e valores médios para o Cu_{ext} e Zn_{ext} . A média para o P_{BK} correspondeu a um nível baixo de disponibilidade. 50% das variáveis apresentaram CV entre 7-11%. Os parâmetros mais estáveis (CV < 7%) foram: pH, Mg_{int} , CIC, C: N e Cu_{ext} . Os parâmetros que apresentaram maior variabilidade foram o COX_{12} , N_{ot} , Mn_{ext} e Zn_{ext} (CV 11-20%) e o P_{BK} (CV 33,9%). O tratamento estatístico da variabilidade espacial foi adaptado ao delineamento em blocos e à profundidade de amostragem do solo. Em 12 dos 20 parâmetros, a profundidade e/ou posição dos blocos explicam grande parte das variações observadas. As variações em profundidade observadas para o P_{BK} , K_{int} e micronutrientes catiões (à excepção do Cu_{ext}) podem ser associadas à sua baixa mobilidade no solo. A posição no terreno, com potenciais efeitos na disponibilidade de água e produção de biomassa, poderão explicar os gradientes horizontais da CIC, Ca_{int} e carbono orgânico. A tendência inversa encontrada para o P_{BK} pode ser atribuída à sua relação inversa - não significativa - com o pH. Os estudos de variabilidade poderão contribuir para enriquecer a monitorização das propriedades químicas do solo em ensaios de longa duração.

1. Introducción

La sustentabilidad de los sistemas productivos se revela como una jerarquía superior al estudio y análisis de sus partes. En ese marco, la calidad de los suelos es una variable destacada del componente ambiental. Para controlar su evolución, son esenciales los experimentos de larga duración (ELD), en cuanto a que proveen la base científica del uso racional de los suelos. En tales estudios los resultados deben ser comparables en el tiempo, asegurando la consistencia y repetibilidad de las mediciones involucradas (Beard et al. 1999). Las evaluaciones prospectivas iniciadas hace más de un siglo en prestigiosos centros de investigación permiten actualmente dilucidar -entre otros- el efecto antrópico sobre la calidad del suelo (Poulton 1995).

Muchos indicadores de calidad edáfica son atributos químicos sensibles al uso y manejo del suelo (Arshad y Martin 2002) y algunos son incluidos en los análisis de rutina solicitados por los productores. Entre ellos se destaca la materia orgánica (MO), determinada en forma directa o estimada a través del carbono o el nitrógeno orgánicos (Casas et al. 2008). Para comprender la dinámica de la MO se estudian distintas fracciones de carbono orgánico (CO), separadas por métodos físicos o químicos (Galantini 2005). Además del fraccionamiento químico tradicional, se utilizan técnicas basadas en el grado de oxidación de los compuestos con permanganato (Tirol-Padre y Ladha 2004) o con dicromato y diferentes concentraciones de ácido sulfúrico (Chan et al. 2001; Loss et al. 2009).

En un monitoreo de la calidad edáfica debe registrarse adecuadamente su estado inicial. Esto implica contar no sólo con una estimación de la media de los indicadores seleccionados, sino también de su variabilidad espacial, horizontal y vertical. En un ensayo de cultivos a campo se recurre al bloqueo para absorber parte de dicha variabilidad (Steel y Torrie 1992). En el sentido horizontal, la ubicación de bloques, en forma perpendicular a una pendiente, a menudo se asocia con diferencias de profundidad interbloques. Esto aporta a un gradiente de fertilidad creciente en muestras superficiales desde las posiciones más altas a las más bajas. Dentro del estrato superior se potencia la variabilidad verti-

cal cuando hay escasa o nula remoción del suelo (James y Wells 1990). La variación espacial de características edáficas se estudia generalmente aplicando la geoestadística (Acuña y Poch 2001). Sin embargo, en un ensayo en bloques se asume homogeneidad intrabloque entre las unidades experimentales y se pueden utilizar métodos estadísticos paramétricos para describir las tendencias generales (Bailey y Gattrel 1995).

En la región pampeana (Argentina) se han llevado a cabo ELD para comparar el efecto de rotaciones o secuencias de cultivos y de la fertilización nitrogenada sobre el CO del suelo (Studdert y Echeverría 2000; Mandolesi et al. 2005; Minoldo 2010). No se registran, empero, antecedentes sobre el efecto de la intensificación agrícola en los suelos frágiles del sur de la región, cuyos sistemas de producción tradicionales se basan predominantemente en la ganadería pastoril extensiva.

Por lo expuesto, nuestro grupo de investigación ha emprendido un ELD de fertilización nitrogenada en trigo bajo siembra directa (SD). En la caracterización de su estado inicial se plantea la hipótesis de que existen -en los horizontes superficiales- gradientes de fertilidad horizontal (interbloques) y vertical (según profundidad de muestreo). El objetivo de este trabajo es describir y cuantificar esas variaciones en un ensayo en el campo experimental de la Universidad Nacional del Sur (UNS), Argentina.

2. Material y Métodos

Descripción del sitio y muestreo

En 2009 se inició un ELD, con la finalidad de evaluar la influencia de la fertilización nitrogenada sobre la estabilidad de los rendimientos de un monocultivo de trigo bajo SD y la evolución de parámetros edáficos, que hacen a la integridad del recurso suelo. El trabajo se realizó en un establecimiento perteneciente al Ministerio de Asuntos Agrarios de la provincia de Buenos Aires, ubicado en Colonia Napostá, a 34 km de la ciudad de Bahía Blanca, cabecera del partido homónimo. El usufructo del predio fue cedido en 2006 por convenio a la UNS, que lo utiliza con objetivos educativos y de investigación.

El paisaje característico del partido es plano y constituye mayormente el resultado de episodios eólicos, procesos de erosión/deposición y eventos de origen marino. El edafoclima es ústico-térmico (Amiotti et al. 2010). La precipitación promedio anual en la zona es de 560 mm (media 1 860-2 006), concentrándose dos terceras partes en otoño (pico principal) y primavera. Se registra una estación seca a fines del invierno y una semiseca a mediados de verano (enero y febrero). En esos meses la evapotranspiración potencial más que duplica las precipitaciones (Scian 2010), lo que constituye una limitación difícil de franquear para la producción de cultivos de verano.

En el establecimiento, se seleccionó -para fines experimentales- un lote que registraba al 2008 una historia de más de 20 años de uso ganadero. El sistema de producción era pastoril extensivo de las especies nativas, entre las que predominan poáceas perennes (*Nassella*, *Stipa*, *Amelichloa*, *Pappoforum*). En julio de dicho año se estableció un cultivo de trigo pan (*Triticum aestivum* L.) bajo sistema convencional de labranzas (en base a rastra de discos), que no fue fertilizado. Luego de la cosecha (diciembre de 2008) se inició la producción bajo SD.

En un sector, con pendiente de 2,7 % y coordenadas 38°25' LS, 62°16' LW, se ubicaron 4 bloques en sentido perpendicular a la inclinación del terreno (Figura 1). La profundidad efectiva era de 80 cm en la posición superior de la ladera

(Bloque I) y cercana a 100 cm en los restantes bloques. Se clasificó el suelo como un Paleustol Petrocálcico, franco grueso térmico (Soil Survey Staff 2006). El día 1 de junio de 2009 -en pre-siembra del cultivo- se tomaron muestras compuestas de cada bloque en las profundidades 0-6, 0-12 y 0-20 cm. En total se extrajeron 12 muestras, una por cada bloque y profundidad.

Determinaciones Químicas

En el laboratorio las muestras se secaron al aire y se tamizaron por 2 000 μm . Se determinaron: pH, potenciométrico en suspensión suelo-agua relación 1:2,5; conductividad eléctrica (CE) en extracto de saturación; capacidad de intercambio catiónico (CIC), calcio (Ca_{int}), magnesio (Mg_{int}), potasio (K_{int}) y sodio (Na_{int}) intercambiables, mediante extracción con acetato de amonio 1 N pH 7 (Jackson 1964); fósforo extraíble (P_{BK}) por Bray & Kurtz (Boschetti et al. 2003); azufre de sulfatos (S-SO_4^{2-}) con solución de $\text{Ca}(\text{H}_2\text{PO}_4)_2$, concentración 500 mg P L⁻¹ (Fox et al. 1964); boro extraíble (B_{ext}) con acetato de amonio 1 N, pH 4,8 (Gupta y Stewart 1975) y hierro (Fe_{ext}), manganeso (Mn_{ext}), cobre (Cu_{ext}) y zinc (Zn_{ext}) extraíbles con DTPA (Lindsay y Norvell 1978).

Previo a los análisis para carbono y nitrógeno orgánicos, las muestras se tamizaron por 500 μm . Se determinó el CO total (COT) por combustión seca en un equipo analizador LECO CR-12, con un detector infrarrojo, y el nitrógeno orgánico total (N_{ot}) por el método de Kjeldahl (Bremner y Mulvaney 1982). Se estimó la relación C:N como el cociente entre COT y N_{ot} . Se empleó el método de Walkley & Black estándar (W-B) para la determinación del CO fácilmente oxidable por combustión húmeda (Carreira 2005), sin aplicar el factor de oxidación para la estimación de CO total. Se repitieron las determinaciones variando el volumen del ácido para obtener concentraciones de H_2SO_4 en el digesto de 12 y 18 N, además del 24 N que corresponde al W-B. Esto permitió comparar el CO oxidable (COX) bajo condiciones de oxidación creciente (Chan et al. 2001). Las notaciones empleadas para las determinaciones descritas se resumen en las **Tablas 1 y 2**.

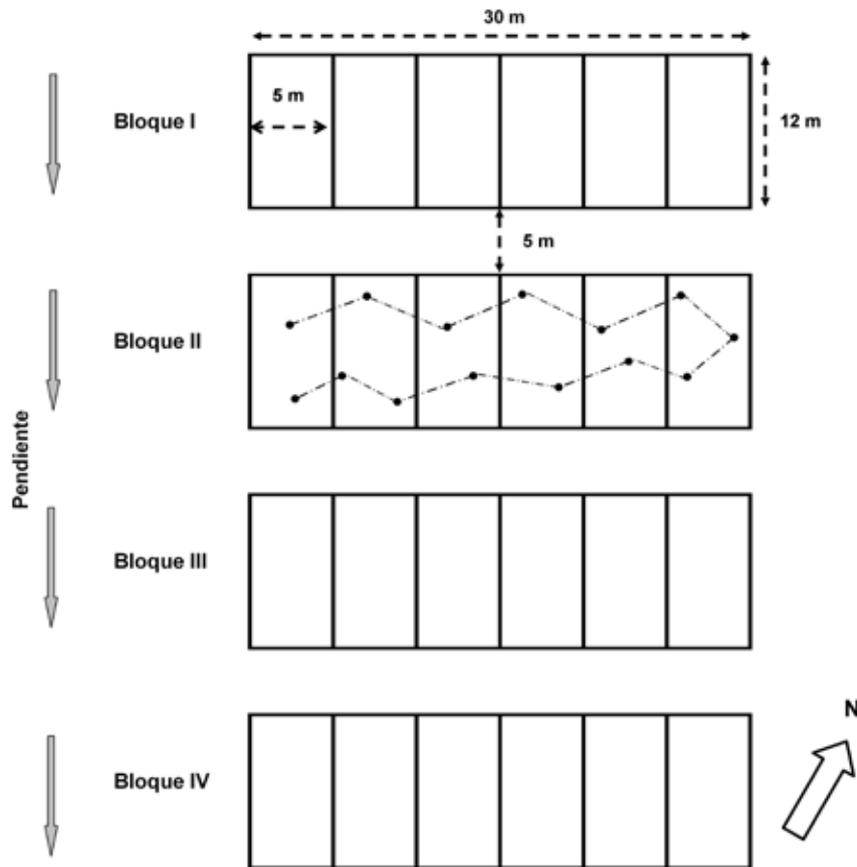


Figura 1. Esquema de la ubicación y dimensiones de los bloques, y ejemplo del diseño de muestreo (Bloque II).

Análisis estadístico

Se aplicaron los siguientes procedimientos:

- Estadística descriptiva para las características básicas de cada variable (rango, media y coeficiente de variación).
- Prueba de hipótesis estadística t de medias apareadas para el efecto a) de la profundidad de muestreo y b) de la posición en el relieve entre los bloques extremos. Se utilizó un test de una cola dado que la hipótesis nula indicaba que la fertilidad era mayor en la menor profundidad de muestreo y en el bloque situado en la posición inferior.

- Regresiones para describir la dependencia entre las variables (descritas en las **Tablas 1 y 2**) y los factores estudiados (profundidad y posición). Se ajustó una función del tipo:

$y = a + b \text{ prof} + c L_b + d Q_b + e C_b$ (Ec. 1)
 donde y es la variable analizada; "prof" es el punto medio de la profundidad de muestreo en cm; L_b : variable categórica para la tendencia lineal entre los bloques, con valores -3, -1, +1, +3 para los bloques I, II, III y IV, respectivamente; Q_b , ídem para la tendencia cuadrática: +1, -1, -1+1; y C_b , ídem para la tendencia cúbica: -1, +3, -3, +1; a, b, c, d y e coeficientes (Colwell 1994). La ecuación sólo considera los efectos aditivos de los factores estudiados, dado que un análisis gráfico

3. Resultados

preliminar de los datos no reveló interacciones cualitativas entre posición y profundidad de muestreo. Con el objetivo de reducir el número de variables predictoras, se obtuvo un modelo reducido para cada variable mediante el método stepwise (SW). Se utilizó un p máximo = 0,15 para retener o eliminar las variables regresoras. Se utilizó el gráfico de residuos estudentizados vs. predichos, para detectar posibles valores extremos y puntos influyentes.

- Regresiones para estimar a) la tasa de oxidación del CO. Se ajustaron modelos lineal y de meseta del COX para cada profundidad, en función de la normalidad del H_2SO_4 y se compararon las pendientes de la fase lineal, y b) el factor de recuperación del W-B, a través de la pendiente de la ecuación lineal de COX_{24} en función del COT.

- Correlación entre variables.

Para los análisis estadísticos se empleó el programa Infostat (Di Rienzo et al. 2008).

Estadística descriptiva

Las características de los índices químicos estudiados se resumen en las **Tablas 1 y 2**. Los valores medios se asimilan a los de la profundidad de muestreo de 0-12 cm. El pH se ubicó en un rango de ligera a moderadamente alcalino. El Na_{int} fue menor a 1,5 % y la CE fue muy baja. El Ca_{int} , Mg_{int} y K_{int} constituyeron un 86 %, 6,3 % y 6,3 %, respectivamente, de la suma de las bases. El COX_{24} y COX_{18} fueron en promedio el 71 % y 65 % del COT, mientras que la fracción más lábil (COX_{12}) alcanzó un 44 %. El N_{ot} totalizó el 4,7 % de la MO, estimada a través del COT. Un 50 % de las variables presentó un CV entre 7-11 %. Las más estables (CV < 7 %) fueron pH, Mg_{int} , CIC, C:N y Cu_{ext} . Presentaron variabilidad mayor COX_{12} , N_{ot} , Mn_{ext} y Zn_{ext} (CV 11-20 %). El P_{BK} fue la determinación química más variable.

Efecto de la profundidad de muestreo y de la posición de los bloques

A excepción de pH, CIC, Na_{int} , C:N, Ca_{int} y $S-SO_4^{2-}$ se registraron valores mayores a la profundidad de 0-6 cm que a la de 0-20 cm (**Tabla 3**), con superioridad significativa para siete variables. Asimismo, los valores tendieron a au-

Tabla 1. Estadística descriptiva para condiciones de fertilidad

Variables (n=12)	Notación	Unidad	Media	Mín.	Máx.	CV %
Reacción del suelo	pH	----	7,61	7,30	8,00	2,6
Conductividad eléctrica	CE	ds m ⁻¹	0,19	0,16	0,22	9,1
Cap. intercambio Catiónico	CIC	cmol kg ⁻¹	14,3	12,8	16,0	6,3
Sodio intercambiable	Na_{int}	mg kg ⁻¹	51	44	57	7,9
Carbono orgánico total	COT	g kg ⁻¹	16	14	19	10,1
Carbono oxidable ácido 24 N	COX_{24}	g kg ⁻¹	11	10	12	7,1
Carbono oxidable ácido 18 N	COX_{18}	g kg ⁻¹	11	8,2	16	11,2
Carbono oxidable ácido 12 N	COX_{12}	g kg ⁻¹	7,0	4,7	8,8	18,7
Nitrógeno orgánico total	N_{ot}	g kg ⁻¹	1,3	1,1	1,7	12,2
Relación carbono:nitrógeno	C:N	----	13	11	14	6,6

mentar desde el Bloque I al IV para el 79 % de las variables. Sin embargo, la comparación entre bloques extremos solo fue significativa para CIC, Ca_{int} , Cu_{ext} y B_{ext} .

Mediante la reducción de la Ec. 1 por el método SW se obtuvieron regresiones significativas para 12 variables (Tabla 4). Del análisis de residuales

se detectaron dos valores erráticos, que fueron descartados para las regresiones y correlaciones. Los coeficientes de determinación oscilaron entre 0,22 y 0,95. La variable "prof" fue seleccionada para COT, COX_{24} , COX_{18} , K_{int} , P_{BK} , Fe_{ext} , Mn_{ext} y Zn_{ext} , con coeficiente negativo en todos los casos, mayormente en concordancia con la comparación de medias de Tabla 3.

Tabla 2. Estadística descriptiva para nutrientes disponibles

Variables (n=12)	Notación	Unidad	Media	Mín.	Máx.	CV %
Bases intercambiables	Ca_{int}	mg kg ⁻¹	2 868	2 430	3 573	11,3
	Mg_{int}	mg kg ⁻¹	129	117	134	3,5
	K_{int}	mg kg ⁻¹	406	367	461	7,4
P extraíble	P_{BK}	mg kg ⁻¹	9	4	14	33,9
S de sulfatos	$S-SO_4^{2-}$	mg kg ⁻¹	12,7	10,4	14,6	8,2
Microelementos	B_{ext}	mg kg ⁻¹	1,8	1,6	2,1	7,8
	Fe_{ext}	mg kg ⁻¹	12	9,8	14	10,4
	Mn_{ext}	mg kg ⁻¹	8,0	6,6	10	14,3
	Cu_{ext}	mg kg ⁻¹	0,66	0,59	0,72	6,8
	Zn_{ext}	mg kg ⁻¹	0,45	0,32	0,60	19,9

Valores expresados en mg kg⁻¹.

Tabla 3. Comparación de las determinaciones en muestras de dos profundidades diferentes, mediante prueba t de medias apareadas (unilateral)

Variable	Profundidad (cm)		P (T<t) una cola	Variable	Profundidad (cm)		P (T<t) una cola
	0-6	0- 20			0-6	0- 20	
pH	7,53	7,75	0,99	Ca_{int}	2 830	3 035	0,09
CE	0,20	0,19	0,26	Mg_{int}	131	126	0,13
CIC	14,2	14,9	0,83	K_{int}	440	375	0,00
Na_{int}	50	54	0,10	P_{BK}	13	6	0,00
COT	17	15	0,10	$S-SO_4^{2-}$	12,8	13,0	0,43
COX_{24}	12	11	0,03	B_{ext}	1,8	1,7	0,17
COX_{18}	11	9,5	0,01	Fe_{ext}	12	11	0,06
COX_{12}	7,6	6,5	0,28	Mn_{ext}	9,1	6,9	0,01
N_{ot}	1,3	1,2	0,10	Cu_{ext}	0,67	0,64	0,01
C:N	13	13	0,82	Zn_{ext}	0,55	0,36	0,01

(Variables ver Tablas 1 y 2, Medias de 4 observaciones).

En las ecuaciones de CIC, COT, COX₂₄, COX₁₂, Ca_{int}, P_{BK} y Cu_{ext} se incluyó L_b, indicando variabilidad horizontal, también anticipada, en algunos casos, por la comparación entre los Bloques I y IV. Los efectos cúbicos y cuadráticos entre los bloques no fueron seleccionados.

En las regresiones simples en función de la profundidad, la constante representa el promedio de los bloques, mientras que la pendiente describe la disminución, por aumento de dos cm en el espesor muestreado. Inversamente, en las regresiones simples en función de L_b, la constante indica el promedio de las profundidades y el coeficiente de regresión corresponde a la mitad de las diferencias entre bloques sucesivos.

Del análisis de correlación lineal entre variables se destacan algunos resultados. El pH se asoció en forma positiva con Ca_{int} (p < 0,001) y ambos negativamente con el Mg_{int} y Fe_{ext} (p < 0,01). Las distintas determinaciones de CO y el N_{ot} se correlacionaron positivamente entre sí. La

C:N se relacionó negativamente con el N_{ot} (p < 0,001). Los nutrientes K_{int}, P_{BK}, B_{ext}, Mn_{ext} y Cu_{ext} se asociaron en forma directa con algunas de las determinaciones de CO. Hubo correlación positiva entre P_{BK} y K_{int} (p < 0,001). A excepción del Fe_{ext} los micronutrientes también se relacionaron significativamente entre sí.

Tasas y factores de oxidación

Las regresiones de COX, en función de la concentración del ácido, fueron todas altamente significativas (**Figura 2**). La oxidación del CO aumentó en forma lineal con la concentración de H₂SO₄ hasta aproximadamente 19 N. La tasa de oxidación para las profundidades 0-6 y 0-12 cm fue de 0,63 g de COX kg⁻¹ suelo por equivalente de ácido en solución, aproximadamente un 20 % mayor que para 0-20 cm.

La pendiente de la ecuación lineal de COX₂₄ en función del COT estimó un 71 % de recuperación de CO por el método de W-B.

Tabla 4. Descripción de la variabilidad espacial de los índices de fertilidad química mediante ecuaciones simplificadas por SW

Ecuación	R ²	n
CIC = 14,3 + 0,24 L _b	0,39*	12
COT = 17,6 - 0,20 prof + 0,56 L _b	0,82***	11
COX ₂₄ = 12,4 - 0,17 prof + 0,17 L _b	0,61**	12
COX ₁₈ = 12,19 - 0,26 prof	0,60**	12
COX ₁₂ = 6,73 + 0,46 L _b	0,64**	11
Ca _{int} = 2 868 + 83 L _b	0,36*	12
K _{int} = 463 - 9,09 prof	0,81***	12
P _{BK} = 15,4 - 0,99 prof - 0,23 L _b	0,95***	12
Fe _{ext} = 13,1 - 0,19 prof	0,22*	12
Mn _{ext} = 10,0 - 0,31 prof	0,67**	12
Cu _{ext} = 0,66 + 0,01 L _b	0,57**	12
Zn _{ext} = 0,62 - 0,03 prof	0,82***	12

Abreviaturas y unidades ver Tablas 1 y 2. Variables independientes en Ec. 1.
*, ** y ***, significativo al nivel de 0,05, 0,01 y 0,001, respectivamente.

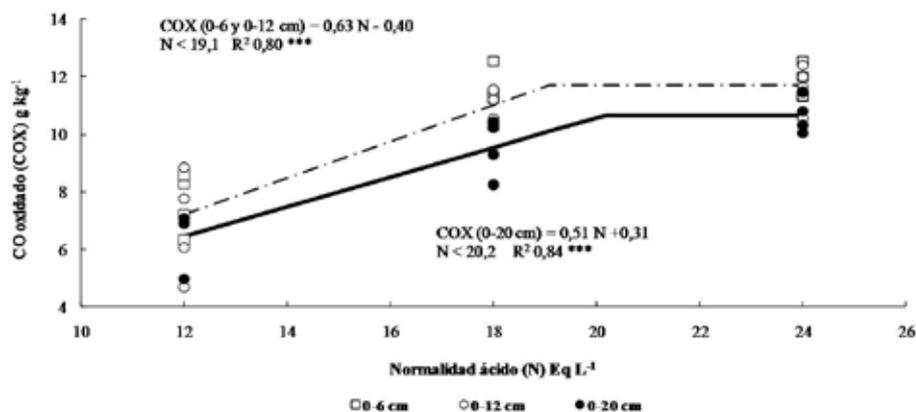


Figura 2. Tasas de oxidación de carbono según concentración de ácido.

4. Discusión

Características de las variables determinadas

La CIC y el COT presentaron valores frecuentes en los ustoles de la zona y coherentes con la textura (Krüger et al. 2006). Dos terceras partes del COT fueron recuperadas por la concentración intermedia de ácido sulfúrico (COX_{18}) y corresponderían al CO más activo. Si bien no se ha verificado que las fracciones de CO basadas en el grado de oxidabilidad se correspondan con reservorios existentes en el suelo, las cantidades de CO más fácilmente oxidables aumentan cuando el disturbio mecánico del suelo es escaso o nulo (von Lützow et al. 2007). La historia de uso del lote explica que las fracciones más lábiles dupliquen en cantidad a las más resilientes, representadas por la diferencia entre el COT y COX_{18} (Chan et al. 2001).

El rango de pH refleja que el complejo de cambio está completamente saturado con bases, siendo la suma ligeramente mayor que el valor de la CIC. Esto puede atribuirse a la acumulación de pequeñas desviaciones en los análisis individuales. Los porcentajes de saturación de Ca_{int} , Mg_{int} y K_{int} se encuadran en el nivel ideal

(McLean 1977). Sin embargo, la relación Ca:Mg de 13,7 constituye un factor que podría reducir la disponibilidad del Mg_{int} , clasificada como media, de acuerdo con los niveles reportados por Haby et al. (1990). En cuanto al K_{int} los valores son muy buenos, condición inherente de la fertilidad de los suelos de la zona (Loewy y Puricelli 1984). La provisión de S-SO_4^{2-} (25 kg ha⁻¹ en 0-12 cm) supera ampliamente los requerimientos para los rendimientos medios de trigo en la zona (1 500-2 000 kg grano ha⁻¹). En cambio, el rango de P_{BK} se ubica entre valores muy bajos y moderados, correspondiendo la media a un nivel de baja disponibilidad (Fixen y Grove 1990).

En lo que respecta a los micronutrientes catiónicos se registra muy buena provisión de Fe_{ext} y Mn_{ext} y valores intermedios de Cu_{ext} y Zn_{ext} (Martens y Lindsay 1990). Este panorama coincide con el descrito por Darwich (1998) para la región pampeana y por Ron y Loewy (2006) en suelos del sudoeste bonaerense. El suministro de B_{ext} es muy abundante (Gupta y Stewart 1975), cuatro veces el promedio informado para los ustoles de la zona (Ron et al. 1999).

La asociación negativa de pH y Ca_{int} con el Mg_{int} y Fe_{ext} , muestra la competencia entre los cationes por los sitios de cambio y el efecto del pH sobre la disponibilidad del microelemento. La relación del CO con K_{int} , P_{BK} , B_{ext} , Mn_{ext} y Cu_{ext} confirma su potencial como indicador de las condiciones generales de la fertilidad. La estrecha asociación entre COT y N_{ot} se traduce en una relación C:N estable, con valores característicos de un suelo con uso poco intensivo (Tan 2003).

Efecto de la posición de los bloques y de la profundidad de muestreo

Los efectos debidos a distintas condiciones de crecimiento de los bloques en un sitio experimental pueden considerarse como tratamientos de un experimento, representados por L_b , Q_b y C_b (Ec.1). En su carácter de variables categóricas corresponden a rasgos descriptivos e indican tendencias en cuanto a la variabilidad horizontal. Las regresiones de la **Tabla 4** proveen, además, información útil sobre las variaciones lineales en sentido vertical, cuantificadas a través del coeficiente de la variable continua "prof". En ambos casos, los resultados deben tratarse con precaución, dado que los supuestos estadísticos frecuentemente no se cumplen, cuando se trabaja con datos espaciales (Bailey y Gatrell 1995). No obstante, las ecuaciones con mayor coeficiente de determinación describieron exitosamente la variación de COT, K_{int} , P_{BK} , y Zn_{ext} (**Figura 3**).

Los cambios en profundidad de P_{BK} , K_{int} y los micronutrientes catiónicos (a excepción del Cu_{ext}) pueden asociarse a su escasa movilidad en el suelo y consiguiente estratificación en los horizontes superficiales. El P_{BK} constituye un ejemplo paradigmático. La posición en el terreno tiene efectos potenciales sobre el agua disponible y la producción de cultivos naturales y perennes (Thelemann et al. 2010). Los modelos conceptuales habitualmente empleados para los procesos de escurrimiento y erosión deben adaptarse cuando se trata de superficies pequeñas en zonas semiáridas (Yair y Raz-Yassif 2004). No obstante, se puede asumir que, en la parte inferior de la pendiente, existe deposición de material fino y un incremento en el potencial

productivo de biomasa natural. Por este motivo, aumentarían las tasas de retorno de residuos en el tiempo (Magdoff 1996) y el reciclado de elementos desde horizontes subsuperficiales (Urricarriet y Lavado 1999). Esto explicaría los gradientes de CIC, Ca_{int} , CO y Cu_{ext} . La diferencia entre este último y los restantes micronutrientes catiónicos es esperable, dado que su disponibilidad depende en mayor medida de la naturaleza de las distintas sustancias orgánicas en el suelo (Inaba y Takenaka 2005). La disminución de P_{BK} en el sentido de la pendiente se atribuye a su relación negativa –no significativa– con el pH, que coincide con las observaciones de otros autores (Loewy y Puricelli 1982; Buschiazzi et al. 1990).

Tasas y factores de oxidación

El modelo lineal y de meseta ajustado en la **Figura 2** indica que concentraciones del ácido superiores a la de quiebre no incrementarían la cantidad de COX, consistente con el exceso de ácido utilizado en W-B. La mayor tasa de oxidación para las profundidades de 0-6 y 0-12 cm es coherente con un mayor contenido de CO lábil (COX_{12}) en las muestras más superficiales.

El factor de recuperación para W-B es inferior al informado por otros autores y puede atribuirse a la mayor estabilidad de los compuestos derivados del residuo de una pastura perenne, en comparación con aquellos provenientes de los cultivos (Carreira 2005, Vancampenhout et al. 2009).

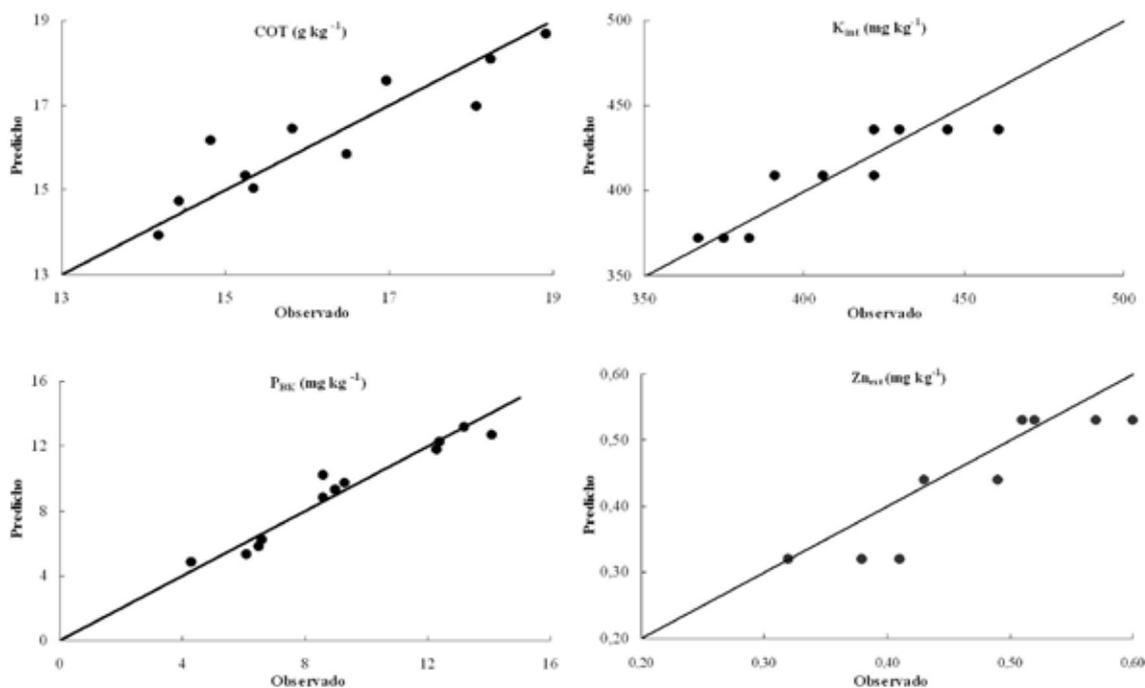


Figura 3. Valores predichos para 4 variables (a partir de las ecuaciones de la Tabla 4) versus valores observados. La diagonal corresponde a la línea de predicciones perfectas.

5. Conclusiones

Las características inherentes de un Paleustol Petrocálcico imponen condiciones generales a la fertilidad química del sitio de ensayo: pH ligeramente alcalino y buena provisión de bases. El pH condiciona la disponibilidad de fósforo y micronutrientes en niveles medios (Cu_{ext} y Zn_{ext}) a bien provistos (Fe_{ext} , Mn_{ext} , B_{ext}).

La elección de un suelo con uso poco intensivo como punto de partida del ensayo de larga duración se reflejó en las variables de carbono orgánico en sus distintos grados de oxidación y en el factor de recuperación estimado para el método de Walkley y Black.

El tratamiento estadístico de la variabilidad espacial se adaptó al diseño en bloques y las profundidades de muestreo de suelos empleadas. En 12 de 20 parámetros, la profundidad y/o la posición de los bloques explicaron buena parte de las variaciones observadas. La variabilidad vertical predominó para el carbono orgánico oxidable con sulfúrico 18 N, el potasio intercambiable y los micronutrientes catiónicos disponibles (excepto el cobre). Para este último, la capacidad de intercambio catiónico y el calcio intercambiable, hubo predominancia de la variabilidad horizontal. El fósforo disponible, el carbono orgánico total y el fácilmente oxidable (Walkley y Black) variaron en ambos sentidos.

6. Agradecimientos

Las pendientes de las regresiones podrán ser comparadas estadísticamente con las obtenidas en el futuro para detectar diferencias de la variabilidad en el tiempo. Este enfoque enriquece el monitoreo de propiedades químicas para el estudio del impacto de la fertilización nitrogenada, en un monocultivo de trigo, sobre la dinámica de los procesos edáficos.

El presente trabajo se realizó en el marco de un Convenio de Cooperación de Investigación y Desarrollo entre la Fundación de la Universidad Nacional del Sur y PROFERTIL S.A. La investigación fue parcialmente financiada por la Universidad Nacional del Sur. Los autores reconocen el aporte del Laboratorio de Análisis de Suelos SUELO FÉRTIL (Pergamino, Argentina) en la ejecución de algunas determinaciones químicas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acuña E, Poch RM. 2001. Variabilidad de propiedades físicas de suelos forestales. Aplicación a la cuenca Rasa de Cogulers (El Solsonès, Prepirineo Catalán). *Edafología* 8(3):11-23.
- Amiotti NM, Blanco MC, Schmidt ES, Díaz S. 2010. Variabilidad espacial de los suelos y su relación con el paisaje. In: Paoloni JD, editor. *Ambiente y recursos naturales del partido de Bahía Blanca*. Bahía Blanca (Argentina): EdiUNS. p. 129-173.
- Arshad M, Martin S. 2002. Identifying critical limits for soil quality indicators in agroecosystems. *Agr Ecosyst Environ*. 88:153-160.
- Bailey TC, Gatrell AC. 1995. *Interactive spatial data analysis*. Harlow (UK): Longman.
- Beard GR, Scott WA, Adamson JK. 1999. The value of consistent methodology in long-term environmental monitoring. *Environ Monit Assess*. 54(3):239-258.
- Boschetti G, Quintero C, Diaz-Zorita M, Barraco M. 2003. Determinación del fósforo disponible en el suelo por el método de Bray. *Informaciones Agronómicas del Cono Sur* 17:6-9.
- Bremner JM, Mulvaney CS. 1982. Nitrogen-total. In: Page AL, editor. *Methods of soil analysis: Part 2. Chemical and microbiological properties*. Madison, Wisconsin (USA): American Society of Agronomy Inc. p. 595-624.
- Buschiazzi DE, Hevia GG, Hepper EN. 1990. Variación de la adsorción de fósforo en suelos de la región semiárida pampeana central. *Ciencia del Suelo* 8(2):119-127.
- Carreira D. 2005. Carbono oxidable: Una forma de medir la materia orgánica del suelo. In: Marbán L, Ratto SE, editors. *Tecnologías en análisis de suelos*. Alcance a laboratorios agropecuarios, Buenos Aires (Argentina): Asociación Argentina de la Ciencia del Suelo. p. 91-98.
- Casas R, Ligier D, Lupi AM, Mórtoia NA, Da Veiga A. 2008. *Primer Documento Base de Trabajo para el taller: Indicadores de la calidad ambiental para el manejo sustentable de los agroecosistemas*. Instituto de Suelos. Programa Nacional Ecorregiones. Argentina: Publicación especial INTA.
- Chan K, Bowman A, Oates A. 2001. Oxidizable organic carbon fractions and soil quality changes in an Oxic Paleustalf under different pasture leys. *Soil Sci*. 166(1):61-67.
- Colwell JD. 1994. *Estimating fertilizer requirements. A quantitative approach*. Oxon (UK): CAB International.
- Darwich N. 1998. *Manual de fertilidad de suelos y uso de fertilizantes*. Mar del Plata (Argentina): INTA.
- Di Rienzo JA, Casanoves F, Balzarini MG, Gonzalez L, Tablada M, Robledo CW. 2008. *InfoStat, versión 2008*, Grupo InfoStat, FCA. Universidad Nacional de Córdoba (Argentina).
- Fixen PE, Grove JH. 1990. Testing soils for phosphorus. In: Westerman RL, editor. *Soil Testing and Plant Analysis*. Madison, Wisconsin (USA): Soil Science Society of America Inc. p. 141-180.
- Fox RL, Olson RA, Rhoades HF. 1964. Evaluating the sulphur status of soils by plants and soil tests. *Soil Sci. Soc. Am. Pro.* 28(2):243-246.
- Galantini JA. 2005. Separación y análisis de las fracciones orgánicas. In: Marbán L, Ratto SE, editors. *Tecnologías en análisis de suelos*. Alcance a laboratorios agropecuarios, Buenos Aires (Argentina): Asociación Argentina de la Ciencia del Suelo. p. 103-114.
- Gupta SK, Stewart JWB. 1975. The extraction and determination of plant-available boron in soils. *Schweiz Landw Forsch*. 14(2/3):153-169.
- Haby VA, Russell MP, Skogley EO. 1990. Testing soils for potassium, calcium and magnesium. In: Westerman RL, editor. *Soil Testing and Plant Analysis*. Madison, Wisconsin (USA): Soil Science Society of America Inc. p. 181-227.
- Inaba S, Takenaka C. 2005. Effects of dissolved organic matter on toxicity and bioavailability of copper for lettuce sprouts. *Environment International* 31(4):603-608.
- Jackson ML. 1964. *Análisis químico de suelos*. Barcelona (España): Ediciones Omega.
- James DW, Wells KL. 1990. Soil sample collection and handling: technique based on source and degree of field variability. In: Westerman RL, editor. *Soil Testing and Plant Analysis*. 3rd ed. Madison, Wisconsin (USA): Soil Science Society of America Inc. p. 25-44.

- Krüger H, Vergara MF, Venanzi S, Marini F. 2006. Variación espacial y temporal de propiedades químicas en suelos del sudoeste bonaerense. In: Ortega AE, Díez J, Aguirre EN, editors. XX Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. 2006 Sept 19-22. Salta. Buenos Aires (Argentina): Asociación Argentina de la Ciencia del Suelo. Publicado en CD ROM.
- Lindsay WL, Norvell WA. 1978. Development of a DTPA soil test for zinc, iron, manganese, and copper. *Soil Sci Soc Am J.* 42(3):421-428.
- Loewy T, Puricelli CA. 1982. Disponibilidad de fósforo en suelos del sudoeste bonaerense. Informe Técnico N° 28. Bordenave (Argentina): INTA.
- Loewy T, Puricelli CA. 1984. Disponibilidad de potasio en suelos del sudoeste bonaerense. Informe Técnico N° 35. Bordenave (Argentina): INTA.
- Loss A, Pereira MG, Ferreira EP, Lopes dos Santos L, Beutler SJ, Ferraz ASD. 2009. Oxidizable organic carbon fractions of an ultisol under an alley cropping system. *Rev Bras Cienc Solo* 33(4):867-874.
- Magdoff FR. 1996. Soil organic matter fractions and implications for interpreting organic matter tests. In: Magdoff FR, Tabatabai MA, Hanlon EA, editors. *Soil organic matter. Analysis and interpretation.* Madison, Wisconsin (USA): Soil Science Society of America Inc. p. 11-20.
- Mandolesi ME, Ron MM, Vidal PE, Forjan HJ. 2005. Efecto de las rotaciones en siembra directa sobre el carbono orgánico en un suelo del centro sur bonaerense. In: Jornadas Nacionales de Materia húmica y sustancias húmicas del suelo. Asociación Argentina de la Ciencia del Suelo; 2-3 junio 2005; Bahía Blanca (Argentina). Publicado en CD ROM.
- Martens DC, Lindsay WL. 1990. Testing soils for copper, iron, manganese and zinc. In: Westerman RL, editor. *Soil Testing and Plant Analysis.* Madison, Wisconsin (USA): Soil Science Society of America Inc. p. 229-264.
- McLean EO. 1977. Contrasting concepts in soil test interpretation: Sufficiency levels of available nutrients versus basic cation saturation ratios. In: Peck TR, Cope JT, Whitney DA, editors. *Soil testing: Correlating and interpreting the analytical results.* Madison, Wisconsin (USA): American Society of Agronomy Inc. p. 39-54.
- Minoldo GV. 2010. Impacto de largo plazo de diferentes secuencias de cultivos del sudoeste bonaerense sobre algunas propiedades químicas del suelo y la productividad del trigo. Tesis de Magíster. Universidad Nacional del Sur. Bahía Blanca, Argentina.
- Poulton PR. 1995. The importance of long-term trials in understanding sustainable farming systems: the Rothamsted Experience. *Aust J Exp Agr.* 35(7):825-834.
- Ron MM, Bussetti SG de, Loewy T. 1999. Boro extraíble en suelos del sudoeste bonaerense. *Ciencia del Suelo* 17(1):54-57.
- Ron MM, Loewy T. 2006. Micronutrientes del sudoeste bonaerense y cereales de invierno. Primera parte: trigo y cebada cervecera. In: Vázquez M, editor. *Micronutrientes en la agricultura: diagnóstico y fertilización en la Argentina –la experiencia brasilera.* Buenos Aires (Argentina): Asociación Argentina de la Ciencia del Suelo. p. 147-156.
- Scian B. 2010. Clima - Bahía Blanca y sudoeste bonaerense. In: Paoloni JD, editor. *Ambiente y recursos naturales del partido de Bahía Blanca.* Bahía Blanca (Argentina): EdiUNS. p. 29-97.
- Soil Survey Staff. 2006. *Keys to Soil Taxonomy,* 10th ed. Washington, DC: USDA-Natural Resources Conservation Service.
- Steel RGD, Torrie JA. 1992. *Bioestadística: Principios y procedimientos.* 2nd ed. México: McGraw-Hill.
- Studdert GA, Echeverría HE. 2000. Crop rotations and nitrogen fertilization to manage soil organic carbon dynamics. *Soil Sci Soc Am J.* 64(4):1496-1503.
- Tan KH. 2003. *Humic matter in soil and the environment: principles and controversies.* New York, (USA): Marcel Dekker Inc.
- Thelemann R, Johnson G, Sheaffer C, Banerjee S, Cai H, Wyse D. 2010. The effect of landscape position on biomass crop yield. *Agron J.* 102(2):513-522.
- Tirol-Padre A, Ladha JK. 2004. Assessing the reliability of permanganate-oxidizable carbon as an index of soil labile carbon. *Soil Sci Soc Am J.* 68(3):969-978.
- Urricarriet S, Lavado R. 1999. Indicadores de deterioro en suelos de la pampa ondulada. *Ciencia del Suelo* 17(1):37-44.

- Vancampenhout K, Wouters K, De Vos B, Burman P, Swennen R, Deckers J. 2009. Differences in chemical composition of soil organic matter in natural ecosystems from different climatic regions. A pyrolysis-GC/MS study. *Soil Biol Biochem.* 41(3):568–579.
- von Lützow M, Kögel-Knabner I, Ekschmitt K, Flessa H., Guggenberger G, Matzner E, Marschner B. 2007. SOM fractionation methods: Relevance to functional pools and to stabilization mechanisms. *Soil Biol Biochem.* 39(9):2183-2207.
- Yair A, Raz-Yassif N. 2004. Hydrological processes in a small arid catchment: scale effects of rainfall and slope length. *Geomorphology* 61(1/2):155-169.