



UNIVERSIDADE DA CORUÑA

**Facultad de Ciencias
Área de Edafología y Química Agrícola**

TESIS DOCTORAL

**ANÁLISIS ESTADÍSTICOS Y GEOESTADÍSTICOS EN DIFERENTES
ESTADIOS DE ALGUNAS PROPIEDADES DE UN SUELO BAJO CULTIVO DE
ARROZ**

Presentado por:

Luis Alberto Morales

Directores:

Antonio Paz González

Jorge Dafonte Dafonte

MARZO 2004



**Secretaría General de Ciencia y Técnica Universidad
Nacional del Nordeste.**

Facultad de Ciencias Agrarias Universidad Nacional del
Nordeste Argentina.



Facultad de Ciencias
Área de Edafología y Química Agrícola

Antonio Paz Gonzáles, Catedrático de Edafología y Química Agrícola de la Universidad de la Coruña y Jorge Dafonte Dafonte. Profesor titular de Ingeniería Agroforestal de la Universidad de Santiago de Compostela

CERTIFICAN:

Que la presente memoria titulada “**ANÁLISIS ESTADÍSTICO Y GEOESTADÍSTICO EN DIFERENTES ESTADIOS DE ALGUNAS PROPIEDADES DE UN SUELO BAJO CULTIVO DE ARROZ**”, que presenta el Ingeniero Agrónomo **D. LUIS ALBERTO MORALES**, para optar al grado de Doctor por la Universidad de la Coruña, fue realizada bajo nuestra dirección y con esta fecha autorizamos su defensa en la Facultad de Ciencias de la Universidad de la Coruña.

Y para que así conste, firmamos el presente certificado a los tres días de marzo de 2004.

Antonio Paz González

Jorge Dafonte Dafonte

A mí gran familia

In memoriam al Jefe Galma

AGRADECIMIENTOS

Con estas líneas pretendo hacer mi reconocimiento a todas aquellas personas que me han apoyado para que esta tesis doctoral fuera posible.

A la **Secretaría General de Ciencia y Técnica de la Universidad Nacional del Nordeste** por otorgarme el subsidio (Resol. Nº 425/95) económico para la realización de esta Tesis Doctoral.

A mi familia que ha estado pendiente y dándome fuerzas, momento a momento, para la conclusión de este trabajo.

Al señor Secretario General de Ciencia y Técnica, Jorge R. Avanza

A mis directores, y muy especialmente al Dr. Antonio Paz González, por brindarme todo el apoyo académico como moral para llevar a cabo la realización de este trabajo.

A todos los integrantes de la Cátedra de Edafología de la Facultad de Ciencias Agrarias UNNE, Ingenieros Agrónomos: Sara Vázquez, Juan Prause, Humberto Dalurzo, Carolina Fernández, Arminda Pagliera, por animarme en esta aventura.

A la Ing. Agr. Gloria Martínez por su ayuda, durante largos días, en las determinaciones de los microelementos, datos que son presentados esta tesis doctoral.

Muy pero muy especialmente a mi Cumpa Humberto, por que solo él y solo él sabe de todas las malarías que he pasado por estas tierras gallegas.

A los integrantes del Área de Edafología y Química Agrícola, que me han brindado su afecto y amistad y, en muchas ocasiones, palabras de ánimo cuando las fuerzas flaqueaban: Eva, Monserrat, Mariluz, Raquel, Merche, José Manuel. En fin, a todas las muy buenas personas que he podido conocer durante estos años.

A Ivo, por sus consejos sobre geoestadística y manejo del módulo GSTAT del software PCRASTER.

Para mi querida Jo... que siempre ha estado torciendo para meu êxito

Y para mis grandes amores, Lorena, Nicolás, Daniela, Leandro, Nahuel y Lara Luana.

Y por supuesto A Mi Gran Díos...



ÍNDICE

1.	ANTECEDENTES y JUSTIFICACIÓN	1
2.	INTRODUCCIÓN	5
2.1.	ORIGEN Y DISPERSIÓN DEL ARROZ	5
2.1.1.	<i>Producción mundial de arroz</i>	6
2.1.2.	<i>Sistemas de producción en el cultivo de arroz</i>	10
2.2.	BIOFISICOQUÍMICA Y BIOQUÍMICA DE SUELOS INUNDADOS	13
2.2.1.	<i>La respiración del suelo</i>	13
2.2.2.	<i>Bioquímica de la respiración del suelo</i>	16
	✓ Respiración aeróbica	17
	✓ Efectos producidos por el cambio de respiración aeróbica a anaeróbica.....	18
2.2.3.	<i>Cambios biofísicoquímicos en suelos inundados</i>	23
	✓ Cambios de pH y potencial redox bajo condiciones aeróbicas y anaeróbicas	23
2.2.4.	<i>Cambios bioquímicos en suelos inundados</i>	27
2.2.4.1.	Transformaciones del Nitrógeno	27
	✓ Denitrificación	30
	✓ Acumulación de Amonio	31
2.2.4.2.	Reducción del Manganeseo	33
2.2.4.3.	Reducción del Hierro.....	34
2.2.4.4.	Cambios en la disponibilidad del Fósforo	38
2.2.4.5.	Cambios en la disponibilidad del Potasio	41
2.2.4.6.	Cambios en la disponibilidad del Zinc	42
2.3.	VARIABILIDAD ESPACIAL DEL SUELO	45
2.3.1.	<i>Los avances históricos de la Edafología</i>	46
2.3.2.	<i>La Geoestadística aplicada a las Ciencias del Suelo</i>	50
2.3.3.	<i>Agricultura de Precisión</i>	61
2.3.3.1.	Origen y concepto de la Agricultura de Precisión.....	63
2.3.3.2.	Estado actual y perspectivas	71

2.3.3.3.	Agricultura de Precisión y Edafología	80
2.3.4.	<i>Análisis Geoestadístico</i>	83
2.3.4.1.	Estimación del semivariograma experimental	83
2.3.4.2.	Modelos de semivariograma	89
2.3.4.3.	Ajuste de semivariogramas a modelos teóricos	94
2.3.5.	<i>Estimación y simulación de valores en puntos no muestreados</i>	103
2.3.5.1.	Interpolación de variables individuales	105
✓	Krigeado puntual.....	108
✓	Krigeado por bloques	110
✓	Semivariograma regularizado o promedio	112
✓	Otros tipos de krigeado univariable	113
2.3.5.2.	Interpolación usando información secundaria	114
✓	Cokrigeado	115
✓	Krigeado universal.....	117
✓	Krigeado estratificado.....	117
2.3.5.3.	Evaluación de la incertidumbre local	118
✓	Krigeado indicador	119
2.3.5.4.	Evaluación de la incertidumbre espacial	121
✓	Simulación secuencial gaussiana.....	124
✓	Otros tipos de simulación	126
3.	MATERIAL y MÉTODOS	127
3.1.	ÁREA DE ESTUDIO	127
3.1.1.	<i>Localización del medio físico de las unidades estudiadas</i>	127
3.1.2.	<i>Diseño experimental y obtención de datos</i>	133
3.2.	MUESTREO DE SUELOS	137
3.2.1.	<i>Toma de las muestras</i>	137
3.2.2.	<i>Acondicionamiento de las muestras</i>	138
3.3.	ANÁLISIS DE SUELOS.....	139
3.3.1.	<i>Análisis de la propiedades biofísicoquímicas</i>	139

3.3.1.1.	Determinación del Potencial Redox	139
3.3.1.2.	Determinación de los valores de pH.....	142
3.3.2.	<i>Análisis de la propiedades bioquímicas</i>	143
3.3.2.1.	Determinación de las concentraciones de Nitrógeno-Amonio	143
3.3.2.2.	Determinación de las concentraciones de Fósforo	144
3.3.2.3.	Determinación de las concentraciones de Potasio, Hierro, Manganeso y Zinc	145
3.4.	ÍNDICES DE DISPONIBILIDAD DE DEFICIENCIAS Y/O TOXICIDAD DE LOS ELEMENTOS QUÍMICOS.....	147
3.5.	TRATAMIENTO DE LAS SERIES DE DATOS	150
3.5.1.	<i>Análisis preliminar: Características estadísticas</i>	150
3.5.2.	<i>Análisis geoestadístico</i>	158
3.5.2.1.	Cálculo del semivariograma experimental.....	161
3.5.2.2.	Ajuste y validación de modelos teóricos.....	163
3.5.2.3.	Estimación univariada	169
4.	RESULTADOS y DISCUSIÓN	169
4.1.	ANÁLISIS ESTADÍSTICO UNIVARIADO	169
4.1.1.	<i>Propiedades biofísicoquímicas</i>	171
4.1.1.1.	Variaciones del pH	171
✓	Variable pH con dosis de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	171
✓	Variable pH con dosis de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita	175
✓	Variable pH con dosis de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita	179
4.1.1.2.	Variaciones del potencial redox	183
✓	Variable E_h con dosis de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	183
✓	Variable E_h con dosis de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita	187
✓	Variable E_h con dosis de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita	191
4.1.2.	<i>Propiedades bioquímicas</i>	195
4.1.2.1.	Cambios en las concentraciones de Nitrógeno-Amonio.....	195
✓	Variable Nitrógeno-Amonio con dosis de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	195

✓ Variable Nitrógeno-Amonio con dosis de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita	199
✓ Variable Nitrógeno-Amonio con dosis de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita	203
4.1.2.2. Cambios en las concentraciones de Fósforo	207
✓ Variable Fósforo Olsen con dosis de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita	207
✓ Variable Fósforo Olsen con dosis de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita	211
✓ Variable Fósforo Olsen con dosis de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	215
4.1.2.3. Cambios en las concentraciones de Potasio	220
✓ Variable Potasio Mehlich con dosis de 0 kg·ha ⁻¹ a de dolomita.....	220
✓ Variable Potasio Mehlich con dosis de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	223
✓ Variable Potasio Mehlich con dosis de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita	227
4.1.2.4. Cambios en las concentraciones de Hierro	231
✓ Variable Hierro Mehlich con dosis de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita	231
✓ Variable Hierro Mehlich con dosis de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita	235
✓ Variable Hierro Mehlich con dosis de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita	239
4.1.2.5. Cambios en las concentraciones de Manganeso	244
✓ Variable Manganeso Mehlich con dosis de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita	244
✓ Variable Manganeso Mehlich con dosis de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita	247
✓ Variable Manganeso Mehlich con dosis de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	250
4.1.2.6. Cambios en las concentraciones de Zinc.....	255
✓ Variable Zinc Mehlich con dosis de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita	255
✓ Variable Zinc Mehlich con dosis de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	259
✓ Variable Zinc Mehlich con dosis de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	262

4.2. ANÁLISIS ESTADÍSTICO BIVARIADO.....	268
4.2.1. <i>Propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas</i>	268
4.2.1.1. Relación entre variables en el momento de la siembra	270
4.2.1.2. Relación entre variables en pleno macollamiento	276
4.2.1.3. Relación entre variables en la floración	284
4.2.1.4. Relación de variables entre muestreos	289
4.3. ANÁLISIS GEOESTADÍSTICO	298
4.3.1. <i>Propiedades biofísicoquímicas</i>	308
4.3.1.1. Análisis estructural y estimación del pH.....	308
4.3.1.2. Análisis estructural y estimación del E_h	315
4.3.2. <i>Propiedades bioquímicas</i>	325
4.3.2.1. Análisis estructural y estimación del Nitrógeno-Amonio.....	325
4.3.2.2. Análisis estructural y estimación del Fósforo.....	335
4.3.2.3. Análisis estructural y estimación del Potasio	345
4.3.2.4. Análisis estructural y estimación del Hierro	355
4.3.2.5. Análisis Estructural y estimación del Manganeso	365
4.3.2.6. Análisis estructural y estimación del Zinc.....	375
4.3.3. <i>Análisis geoestadístico de la Producción</i>	385
4.3.3.1. Análisis estructural y estimación de los Rendimientos	385
5. CONCLUSIONES.....	389
6. BIBLIOGRAFIA.....	395
LISTA DE FIGURAS	417
LISTA DE TABLAS.....	423
LISTA DE ECUACIONES	429
7. ANEXOS	435



ANTECEDENTES Y JUSTIFICACIÓN

1. ANTECEDENTES y JUSTIFICACIÓN

¿Por qué el arroz?

Porque... El arroz es el sustento básico para más de 3 mil millones de personas pobres que habitan en los países subdesarrollados.

Porque... El arroz proporciona 715 kcal/capita/día, el 27% del suministro energético diario, el 20% de la dieta proteica y el 3% de grasas. Además, es una buena fuente de carbohidratos, vitamina B, tiamina, riboflavina, niacina y zinc. El inconveniente nutricional que presenta esta en sus bajos aportes o casi nulos de vitaminas C y D o precursores de la vitamina A y cantidades pequeñas de otros micronutrientes (Kennedy *et al.*, 2002).

Porque... El contenido de nutrientes del arroz es influenciado por muchos factores, incluyendo el cultivar, prácticas agrícolas, condiciones de post cosecha (Kennedy *et al.*, 2002).

Porque... El arroz es una planta altamente eficiente ya que la mitad de la materia seca total termina en los granos, dando como resultado un índice de cosecha, relación entre kg de producto cosechado sobre la biomasa total, de 0.5, o sea una relación grano/paja de 1, mucho mayor que la del maíz o trigo con 0.46 y 0.42 respectivamente.

Porque... El arroz es el cultivo número 1 producido en los trópicos, y es cultivado generalmente bajo inigualables condiciones de suelo causado por cambios físicos y químicos resultantes de la inundación, siendo ello posible gracias a su habilidad para oxidar su rizosfera.

Porque... Los rendimientos del arroz por lo general son superiores bajo condiciones de inundación que en los suelos no inundados.

Porque... El suelo inundado es comúnmente un mejor medio para el crecimiento del arroz puesto que:

- i) el stress hídrico es eliminado,
- ii) el control de malezas es más fácil y
- iii) la disponibilidad de determinados elementos, particularmente el fósforo, incrementa cuando el pH se aproxima a la neutralidad.

Estas condiciones ambientales se alcanzan acondicionando el terreno para su inundación mediante riego y típicamente quedan enmarcadas dentro de las tierras encharcadas. La definición para estas tierras que están expuestas a condiciones de exceso hídrico usado por el U.S. Corps of Engineers (CE) el National Resources Conservation Service (NRCS) y la Environmental Protection Agency (EPA) (Sleezer, 2003), es: Aquellas áreas que son inundadas o saturadas por la superficie o napas freáticas a una frecuencia y duración suficiente para soportar, y que bajo circunstancias normales soportan, un predominio de vegetación típicamente adaptada para vivir en condiciones de suelos saturados. Aparte de esta definición existen muchas otras debido principalmente a la diversidad que presentan estos ecosistemas y en ellos son denominados, dependiendo de la disciplina científica y ecosistema, como suelos inundados, encharcados, pantanosos, hídricos y arroceros.

Porque... Los mayores avances realizados para incrementar la producción del arroz en todo el mundo, son consecuencia de la adopción

a gran escala de las modernas variedades de arroz de altos rendimientos, perfeccionadas prácticas agrícolas y un más amplio conocimiento de la dinámica de los nutrientes en suelos inundados (Khush y Brar, 2002). Sin embargo, para mantener las demandas mundiales según estimaciones del Instituto Internacional de Investigaciones del Arroz (IRRI, 1989), la producción de arroz debe incrementar de 458 millones de toneladas en 1987 a 556 millones de toneladas en el 2000 y a 758 millones de toneladas para el 2020. Este incremento en la producción de arroz solo será posible si los recursos suelo y agua y los insumos de producción son usados de forma más eficiente en el futuro.

Los rendimientos y calidad de los cultivos tienden a variar en concordancia con la variabilidad espacial de los nutrientes. La cuantificación de la variabilidad espacial de las propiedades del suelo y de los rendimientos del cultivo constituyen el principal objetivo en las investigaciones relacionadas con las ciencias agrícolas, por tanto, esta información puede ser obtenida a nivel de pequeñas áreas aplicando los conceptos enmarcados dentro de la Agricultura de Precisión.

La Geoestadística es una herramienta que ha sido utilizada, especialmente en los cultivos de secano, para estimar la dependencia espacial de las propiedades del terreno a través de los semivariogramas y mapas espaciales patrones mediante el krigado. Por el contrario, son más bien escasos, los estudios realizados para los ecosistemas como en los que se desarrolla el arroz, esto es, un ambiente inicial de secano, en la mayoría de los casos, que pasa a un ambiente inundado a los pocos días de realizada la siembra.

La aplicación de la Agricultura de Precisión implica incrementar los rendimientos y mejorar la calidad de los cultivos por un lado, y por otro, reducir el impacto ambiental de las actividades agrícolas haciendo un uso más eficiente del suministro de los nutrientes para las plantas.

Se ha realizado este estudio teniendo como marco de referencia estos principios a fin de contribuir con la creciente demanda mundial de alimentos.

Los principales objetivos de esta tesis doctoral son:

- Analizar la influencia del encalado sobre algunas propiedades generales y elementos nutritivos de un suelo arrocero ácido a lo largo del periodo vegetativo.
- Llevar a cabo un análisis estadístico de las propiedades antes mencionadas, comparando los tratamientos de enmiendas calizas y un testigo.
- Análisis geoestadístico de las propiedades del suelo, elementos nutritivos y producción mediante krigeado.



INTRODUCCIÓN

2. INTRODUCCIÓN

2.1. Origen y dispersión del arroz

El lugar geográfico de origen y domesticación del arroz no está todavía definitivamente establecido. Diversos historiadores y científicos concuerdan en que el origen del arroz es el sudeste de Asia. La India, una de las regiones de mayor diversidad es donde existen numerosas variedades endémicas. Las provincias de Bengala y Assam, así como Myanmar, han sido indicadas como centros de origen de esa especie (Embrapa, 2004).

El consenso general es que la domesticación del arroz ocurrió independientemente en China, India e Indonesia, otorgándole por consiguiente tres líneas de arroz: Sínica (también conocido como japónica), indica y javánica (también conocido como bulu en Indonesia). Dos formas silvestres, *Oryza rufipogon* y *Oryza barthii* (*Oryza breviligulata*), son citadas en la literatura como precursoras del arroz cultivado, procedentes de Asia y de África Occidental dieron origen a *O. sativa* y *glaberrima*, respectivamente.

Hay indicios de que el arroz fue cultivado en India entre 1500 y 2000 años antes de Cristo y en Indonesia alrededor de 1648 a.C. Descubrimientos arqueológicos han demostrado que el arroz tropical o indica fue cultivado en Ho Mu-Tu, Provincia de Chekiang, en China al menos 7000 años atrás (Chang, 1983). Más recientemente, fueron encontrados los restos del arroz templado o sínica (japónica) de la misma edad en Lou-jia-jiao, (Chang, 1985) también en la Provincia de Chekiang.

El género *Oryza* es el más rico e importante de la tribu *Oryzaceae* y engloba cerca de 23 especies. Fue rápidamente dispersado de sus hábitats tropicales (del sur y sudeste de Asia) y subtropicales (del sudoeste y sur de China) a altitudes y latitudes superiores en Asia, llegando a Japón hace unos 2300 años (Chang, 1983). La especie *O. sativa* es considerada polifilética, resultante del cruzamiento de formas espontáneas variadas.

El arroz fue introducido en lugares tan lejanos como el oeste de África, América del Norte y Australia en los últimos seis siglos. Hasta su introducción por los árabes en el Delta del Nilo, el arroz no era conocido en los países Mediterráneos. El arroz fue cultivado en el siglo VIII en España y Portugal y en el sur de Italia entre el siglo IX y X (Lu y Chang, 1980). Fueron, probablemente, los portugueses quienes introdujeron este cereal en África Occidental, y los españoles, los responsables de su diseminación en América.

2.1.1. Producción mundial de arroz

En la Figura 1 se puede apreciar la producción mundial de cereales entre los años 1997–2001 correspondiendo a los países subdesarrollados una media del 58% para este quinquenio, siendo la contribución del trigo y arroz del 39.6–41.4%. La producción de trigo de los países en desarrollo alcanza el 47% del total de la producción mundial de cereales con una disminución del 2% en el año 2001, en contraste a ello, como se detalla en la Tabla 1, más del 95% de la producción de arroz se realiza en los países subdesarrollados (FAO Stat, 2001) y el 91% de la producción se realiza en Asia, América 5%, África 3%, Europa y Oceanía 1%

(Figura 2). China es el principal productor seguido por India, Indonesia, Bangladesh, Tailandia y Vietnam (Figura 3). De los mayores productores de arroz sólo Pakistán, Estados Unidos y Egipto tienen el 100% de las tierras arroceras irrigadas (IRRI, 1991a). El cultivo de arroz no irrigado predomina en muchos países, tales como Tailandia y Brasil.

Entre los cereales, la producción de arroz usa la mayor proporción de tierras. De las 151,4 millones de hectáreas de tierras dedicadas a la producción de arroz en todo el mundo en 2001, los países subdesarrollados hicieron uso de 147,6 millones de ha, lo que supone un 97,4% de los cuales Asia contribuye con el 89,8 % del área mundial cultivada con arroz, con un total de 136,1 millones de ha usadas por este cultivo (FAO Stat, 2001).

Tabla 1: Producción mundial de cereales en millones de toneladas métricas (Fuentes FAO Stat, 2001).

<i>Años</i>	1997	1998	1999	2000	2001
<i>Cereales</i>					
Mundo	2094.5	2082.8	2084.5	2063.5	2086.0
Países Desarrollados	907.0	858.3	848.4	863.,1	882,9
Países Subdesarrollados	1187.4	1224.5	1236.1	1200.4	1203.3
<i>Trigo</i>					
Mundo	613.2	592.7	588.6	585.0	582.7
Países Desarrollados	326.9	313.8	309.9	313.0	323.0
Países Subdesarrollados	286.3	278.9	278.7	272.1	259.7
<i>Arroz en Cáscara</i>					
Mundo	577.1	579.1	609.9	600.6	592.8
Países Desarrollados	26.0	24.8	25.9	25.9	26.0
Países Subdesarrollados	551.1	554.3	584.0	574.8	566.9

El rendimiento promedio de este cereal en el mundo en 2001 fue de $3912 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$, con las menores producciones en los países subdesarrollados ($3841 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$), mientras que en los países desarrollados es de $6544 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$. De forma grosera, los rendimientos

fueron más altos en Oceanía ($9132 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$), principalmente en Australia, seguido por la Unión Europea ($6379 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) y América del Norte y Central ($6100 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$), y los más bajos en África ($2212 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) y América del Sur ($3837 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$) (FAO Stat, 2001).

Figura 1. Contribución de trigo y arroz a la producción mundial de cereales (millones tm).

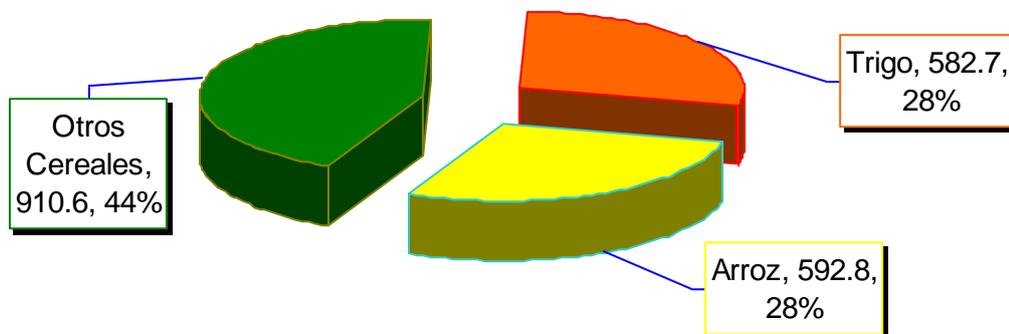


Figura 2. Producción de arroz por continente (millones tm).

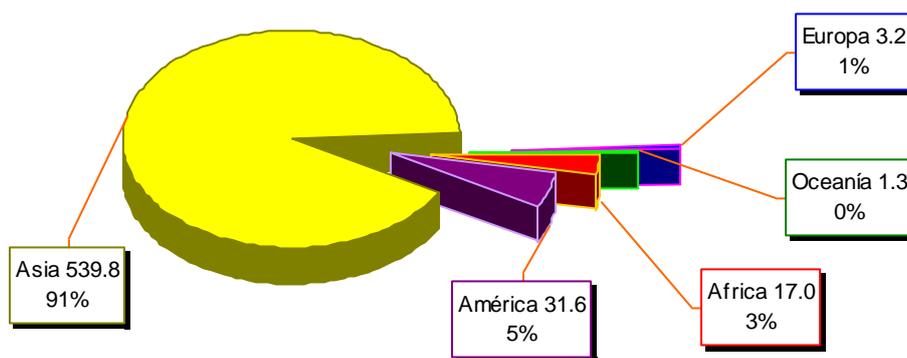
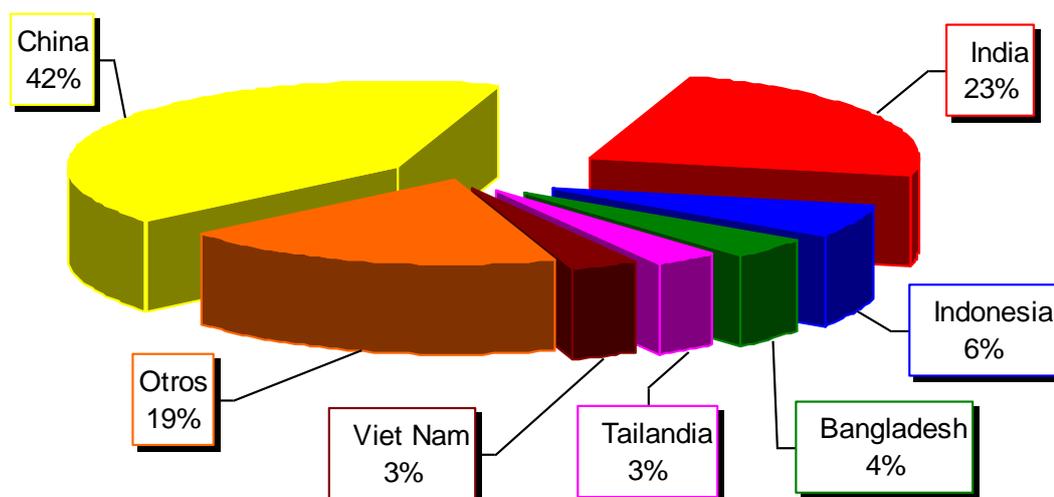


Figura 3. Contribución de los principales países Asiáticos en la producción de arroz (millones tm).



2.1.2. Sistemas de producción en el cultivo de arroz

El arroz se cultiva en una diversidad de condiciones ambientales que van desde los 45 grados de latitud norte a los 40 grados de latitud sur y desde el nivel del mar hasta 2500 metros de altitud. Se considera que es un cultivo especial para zonas húmedas de los trópicos o para climas de temperaturas altas. Estas condiciones permiten que en las áreas arroceras tanto la temperatura, longitud del día como también las condiciones de disponibilidad de agua sean muy diversas (Jennings, 1985; Juliano, 1993).

Altas temperaturas, abundante radiación solar y disponibilidad de agua son requisitos fundamentales en la producción de arroz.

Las variedades de arroz se comportan de manera diferente en los distintos ecosistemas de producción, esto es, en su interacción con el medio ambiente –clima, suelo, prácticas de cultivos y agentes biológicos que la afectan–.

Los métodos de producción de arroz van desde los más primitivos a los altamente mecanizados (Luh, 1980; Yoshida, 1981; De Datta, 1981; 1986), y se destacan aquellos realizados en ecosistemas con riego y los de secano.

Los ecosistemas con riego tienen mayores rendimientos ya que el agua controlada en el riego reduce los factores limitantes del cultivo, siendo estos ecosistemas menos complejos, más estables y uniformes que los de secano. La inundación del suelo crea condiciones físicas, químicas y biológicas diferentes de aquellas existentes en suelos secos o drenados. Diversas fuentes (Patrick y Mahapatra, 1968; Centro

Internacional de Agricultura Tropical, 1983; Jennings, 1985; Ponnamparuma, 1986; De Datta, 1981 1986; Empresa de Pesquisa Agropecuária e Difusão de Santa Catarina, 1992; Juliano, 1993; Reddy *et al.*, 2000) coinciden en señalar que estas condiciones influyen sobre los siguientes aspectos:

- absorción de nutrientes por la planta de arroz,
- disponibilidad y pérdida de nutrientes,
- retardo en el intercambio gaseoso entre el suelo y el aire,
- reducción del suelo,
- cambios electroquímicos y químicos que acompañan a la reducción del suelo, tales como:
 1. incremento del pH en suelos ácidos y disminución en los calcáreos,
 2. pérdidas de nitrógeno por desnitrificación,
 3. acumulo de sustancias resultantes de la actividad de los microorganismos anaeróbicos,
 4. reducción del hierro y manganeso, aumentando así la cantidad aprovechable por el cultivo
 5. aumento en la disponibilidad de nutrientes tales como fósforo y silicio
 6. acumulación de amonio.
- fijación del nitrógeno del aire por bacterias, algas verde-azules y Azolla
- control de malezas
- eliminación del estrés por sequía

- Facilidad en la nivelación del suelo
- Reducción de la intensidad de plagas, enfermedades y desordenes fisiológicos.

La preparación del terreno puede realizarse en seco o mojado. En las áreas donde el arroz se cultiva por el método de siembra directa, la preparación del suelo se realiza en seco y de forma similar que para otros cultivos y las operaciones de labranza consisten en arar, rastrillar y nivelar para luego realizar la siembra. En áreas húmedas, mal drenadas y de difícil drenaje la preparación del suelo se realiza por el método denominado fanguero. En este sistema, las operaciones de labranza se realizan bajo agua y el arroz es trasplantado o bien se realiza la siembra con semillas pregerminadas. En ambos casos el agua de irrigación es mantenida en el campo por medio de camellones o taipas.

En cuanto a los ecosistemas de secano son más difíciles de manejar y son aquellos en que el cultivo de arroz depende de las lluvias para su normal crecimiento, y además carecen de la sistematización para la retención de una lámina de agua sobre su superficie.

La ausencia de una lámina de agua produce interacciones entre las variedades y la nutrición mineral (deficiencias en elementos menores y desbalances en los macroelementos), las sequías, las plagas y enfermedades, dando como resultado un complejo de factores limitantes diferentes a los ecosistemas irrigados.

2.2. Biofísicoquímica y bioquímica de suelos inundados

2.2.1. La respiración del suelo

Se dice que el suelo respira debido a su capacidad para tomar oxígeno y liberar dióxido de carbono. El oxígeno es usado en primer lugar por las bacterias, otros microorganismos y por las raíces de las plantas. Las bacterias, aparte de los autótrofos, utilizan materiales orgánicos como fuentes de energía para su metabolismo, oxidando en dicho proceso los materiales orgánicos a dióxido de carbono. Las raíces de las plantas también utilizan compuestos orgánicos como fuente de energía pero en este caso los compuestos son sintetizados en las hojas de las plantas y transportados a las raíces donde son oxidados a CO_2 , siendo la energía producida utilizada para el crecimiento y absorción de nutrientes por las raíces.

La proporción a la que ocurre la respiración depende de la cantidad de materia orgánica disponible, la fertilidad del suelo, la temperatura, la humedad y concentración de oxígeno en la atmósfera del suelo. Las tasas de respiración permanecen constantes hasta que la concentración de oxígeno alcanza niveles muy bajos, a concentraciones de casi un centésimo de los valores de la atmósfera, la respiración declina rápidamente y finalmente se detiene. Esto es lo que ocurre en los suelos inundados, y es una de las razones por las que un suelo bien drenado es necesario para el normal crecimiento de las plantas.

Ambos gases están presentes en la atmósfera a niveles casi constantes del 21% de O_2 y 0.03% de CO_2 . En los poros del suelo estos

valores varían por el uso del O_2 y producción de CO_2 . Cuando todo el oxígeno ha sido consumido, caso de un suelo anaeróbico, se puede esperar que su nivel descienda a cero y, se podría esperar, que la concentración de dióxido de carbono alcance valores de hasta un 21%. Pero, debido a que este gas es muy soluble en el agua del suelo, no alcanza valores tan altos.

El mayor problema en la aireación del suelo radica en la transferencia de gases a través de la fase sólida-líquida. Como la concentración de oxígeno en el aire del suelo disminuye por la bioactividad, hay necesidad de reemplazarlo por oxígeno que se mueve desde la atmósfera hacia el suelo, y de modo semejante el dióxido de carbono producido necesita salir del suelo. Por lo tanto, la capacidad del suelo para mantenerse aeróbico depende primordialmente de la proporción de poros llenos de aire. Para que el movimiento de los gases no se encuentre restringido se requiere un significativo volumen de poros llenos de aire (casi un 10% de la porosidad total). Esta es la razón por la que los suelos pobremente drenados o inundados se vuelven rápidamente anaeróbicos.

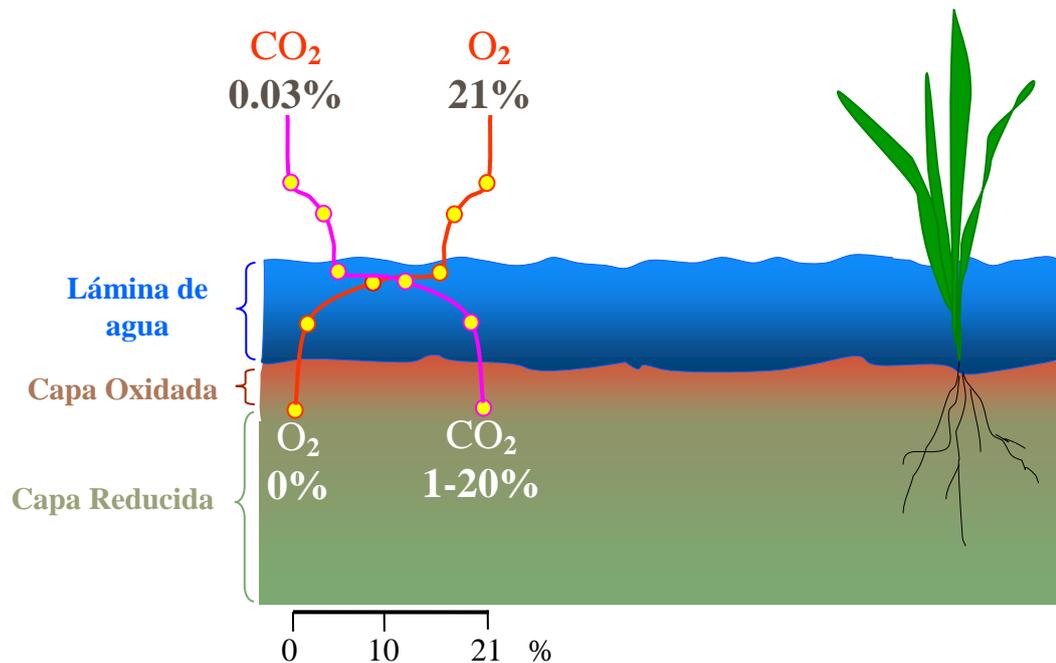
El manejo del suelo tiene un gran efecto sobre la estructura y porosidad del suelo. La compactación puede reducir el tamaño de los poros entre y dentro de los agregados y de esa manera afecta a la distribución de zonas anaeróbicas en el suelo (Cannell, 1977).

Cuando un suelo es inundado, el suministro de O_2 disminuye a cero en menos de un día. La tasa de difusión del oxígeno atmosférico es 10000 veces más lenta a través de láminas de agua o de poros llenos de

agua que a través del aire o poros llenos de aire. Los microorganismos aeróbicos consumen apresuradamente el oxígeno remanente y permanecen luego en estado latente o se mueren. Los microorganismos anaerobios o los anaerobios facultativos se multiplican rápidamente y toman el mando de los procesos de descomposición de la materia orgánica utilizando, en lugar de oxígeno, compuestos oxidados del suelo como aceptores finales de electrones.

El perfil de un suelo inundado (Figura 4) presenta zonas oxidadas y reducidas. Una capa superficial de 1 mm a 1 cm permanece oxidada por

Figura 4. Perfil de suelo inundado mostrándole intercambio de gases entre la atmósfera y el suelo a través de una lámina de agua.



que se encuentra en equilibrio con el oxígeno disuelto en la lámina de agua. Esta capa es fácilmente identificable en suelos arroceros inundados porque presenta el color característico del suelo aeróbico mientras que el resto de la capa labrada es reducida, y cambia a una coloración

grisáceo–azulada o negro, típica de los compuestos reducidos del hierro. La zona de la rizosfera de las raíces activas del arroz se encuentra oxidada debido a la exudación de compuestos oxidados por las raíces. Esto puede ser reconocido visualmente por la presencia de un revestimiento rojo amarillento, causado por la precipitación de compuestos férricos, sobre la superficie de la raíz. El subsuelo puede estar oxidado o reducido dependiendo del contenido de materia orgánica. (Baver *et al.*, 1972; Russell, 1973; Sánchez, 1976).

2.2.2. Bioquímica de la respiración del suelo

Bajo diferentes condiciones de drenaje las variaciones en la distribución de O_2 y CO_2 pueden afectar en mayor o menor medida en el proceso de la respiración.

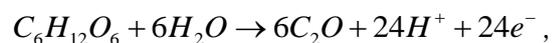
La respiración aeróbica es característica de las bacterias heterotróficas y raíces cuando el oxígeno está presente en el medio ambiente cercano. Si el oxígeno está ausente, o se encuentra a muy bajas concentraciones, la respiración aeróbica no puede continuar. La concentración de oxígeno requerida para mantener la respiración aeróbica no es un valor fijo, y depende de la temperatura entre otros factores, porque ésta afecta a la respiración y a la tasa de difusión. Greenwood (1963) midió la concentración de O_2 requerida para mantener la oxidación de $NO_2^- \uparrow NO_3^-$ y encontró que $10^{-5} \text{ mol}\cdot\text{dm}^{-3}$ es crítico en una suspensión bacteriana. Puede considerarse que el agua del suelo es prácticamente estática en los agregados, alrededor de las raíces y colonias bacterianas y, por tanto se requerirán altas concentraciones de

O₂ en el espacio aéreo en íntimo contacto con las películas líquidas, permitiendo de esa forma que suficiente cantidad de O₂ difunda hacia las zonas activas.

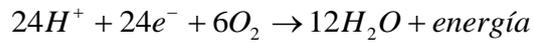
✓ *Respiración aeróbica*

Las plantas superiores mediante el proceso de la fotosíntesis almacenan la energía solar en carbohidratos producidos en las hojas con la participación del CO₂ tomado de la atmósfera y el agua suministrada por el suelo. Los carbohidratos producidos son desplazados a través del floema para utilizarlo como suministro de energía en el metabolismo de las raíces, que incluye crecimiento, absorción de nutrientes y agua. Esto implica una descomposición a CO₂ y agua con la incorporación del oxígeno proveniente del suelo o bien suministrado desde la atmósfera a través de los tejidos de la planta a las raíces.

Las bacterias y otros microorganismos, y la fauna del suelo no sólo utilizan carbohidratos simples como fuente en la producción de energía sino que también pueden utilizar moléculas complejas como proteínas, aminoácidos y grasas, en la llamada fase I, que luego se transforman en la fase II a acetyl coenzima A, ácidos α-cetoglutarico y oxalacético para posteriormente ingresar en la fase III conocida como el ciclo de los ácidos tricarboxilicos o de Krebs, en el cual tiene lugar el estado final de la oxidación. Plantas, bacterias y animales hacen uso de este sistema para descomponer los alimentos. Por ejemplo, en la oxidación de una molécula de glucosa,



se reduce el oxígeno a través de una serie de enzimas y transportadores generando energía

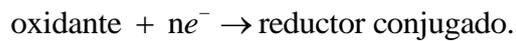


y la energía liberada es almacenada o transferida a ligaduras de alta energía para las reacciones metabólicas del organismo.

En cualquier proceso de oxidación-reducción, un agente reductor pierde electrones y es oxidado a su oxidante conjugado:



y un agente oxidante gana electrones y es reducido a su reductor conjugado:



Cada uno de estos pares es conocido como pareja de oxidación-reducción o redox. Los protones y electrones no se encuentran libres en el sistema durante estas reacciones, sino que son transferidos de un par redox a otro. Durante cualquier proceso de oxidación-reducción siempre operan de forma simultánea dos pares redox, el par de mayor afinidad por electrones asume el papel de oxidante.

✓ **Efectos producidos por el cambio de respiración aeróbica a anaeróbica**

Para que la respiración aeróbica tenga lugar se requiere un suministro de compuestos orgánicos oxidables y de oxígeno molecular y algún medio para eliminar el dióxido de carbono producido. El CO₂ difunde del suelo relativamente rápido cuando la porosidad de aireación de éste es grande, pero su concentración incrementa tanto en el aire

como el agua del suelo si su camino hacia la atmósfera es restringido. En la solución del suelo causará una caída del pH, mínima en suelos ácidos pero de mayor influencia en los suelos calcáreos y sódicos. También decrece el pH por la oxidación de NH_4^+ a NO_3^- .

Cuando el suministro de oxígeno a una zona de respiración activa es suspendido, se producen efectos sobre las bacterias, la fauna del suelo, las plantas y también sobre la parte inorgánica del sistema suelo. Los aerobios estrictos pueden morir o pasan a vida latente. En ausencia de oxígeno los anaerobios facultativos comienzan a multiplicarse y también proliferan los anaerobios estrictos.

La condición anaeróbica es característica de los suelos inundados o pobremente drenados, con una población animal muy baja. La acumulación de materia orgánica en suelos saturados es resultado de la ausencia de la fauna del suelo que está involucrada en los primeros estados de utilización y descomposición de los residuos de las plantas, y también por la disminución de la tasa de descomposición de hongos y bacterias. Las plantas se ven fuertemente afectadas bajo condiciones de inundación; algunas están especialmente adaptadas para vivir bajo estas condiciones como el arroz y las plantas de pantanos, ya que son capaces de transportar el O_2 desde la atmósfera, a través del tejido aerenquimático, a las raíces para mantener la respiración aeróbica de las mismas. Cuando este sistema no funciona, la falta de O_2 en la raíz provoca la producción de compuestos perjudiciales asociados con la incompleta oxidación de la glucosa, y aquellas partes de la raíz en condiciones anaeróbicas o toda la planta puede morir después de un corto periodo sin oxígeno. La respiración anaeróbica de las bacterias en

el suelo también produce compuestos orgánicos que son tóxicos para las raíces.

La parte inorgánica del sistema suelo resulta afectada porque los anaerobios, cuando el oxígeno está ausente, usan otros aceptores de electrones tales como Fe^{3+} , Mn^{4+} , NO_3^- y SO_4^{2-} provocando por ello un incremento del pH, debido a un consumo adicional de protones como se aprecia en la Figura 5.

Yoshida (1978) describe dos caminos del metabolismo microbiano en condiciones de reducción:

- Fermentación, donde otras moléculas orgánicas son reducidas para poder oxidar la glucosa. Ponnamperuma (1972) da una lista de posibles reacciones de fermentación orgánica y establece que los productos finales generados son dióxido de carbono, hidrógeno, metano, etileno, aminas y residuos parcialmente humificados. Si existen sustratos orgánicos frescos en los primeros estadios de la descomposición de la materia orgánica se pueden acumular ácido acético, butírico y láctico. Estos últimos no sólo dan un olor fétido a los suelos anaeróbicos, sino que también junto con el ácido acético y otros compuestos orgánicos pueden afectar el crecimiento de las plantas (Lynch, 1976).
- Respiración anaeróbica, que es estrictamente el uso de aceptores inorgánicos de electrones para la oxidación de compuestos carbonados. Un par orgánico que se oxida puede ligarse a un par inorgánico. Se propusieron tres mecanismos por medio del cual la actividad dentro de la célula bacteriana puede ser

ligada a un par fuera de la célula. Primero, el compuesto puede ser tomado por la célula de la solución del suelo, reducido y luego expulsado a la solución del suelo. Segundo, puede estar involucrado un intermediario por cuyo medio la oxidación de una molécula en la célula reduce una molécula asociada. Esta molécula reducida sale a la solución del suelo y queda directamente ligada a un par inorgánico. Tercero, los protones y electrones producidos durante la oxidación de moléculas orgánicas pueden pasar a través de las células a la solución del suelo donde se liga al par inorgánico

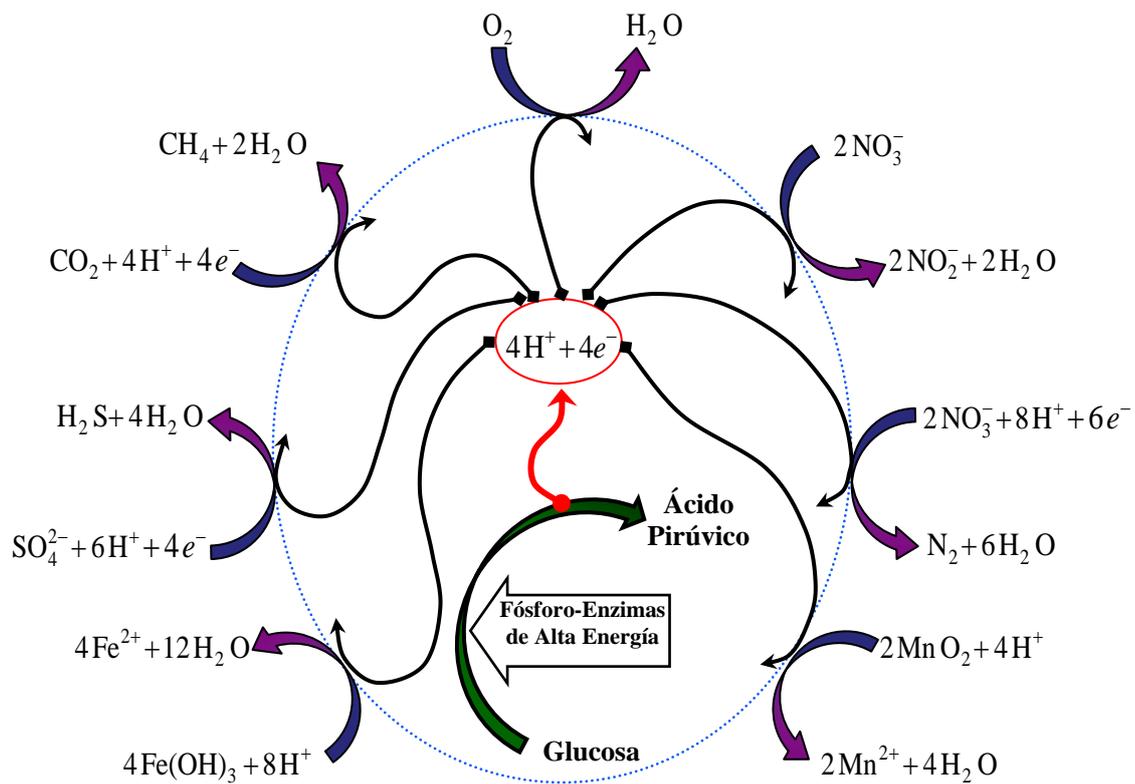
Los cambios de condición de oxidado a reducido en suelos sumergidos pueden ser separados en dos estados:

- (i) La actividad de los microorganismos aerobios y anaerobios facultativos provocan disminución del potencial redox (E_h) con consumo de O_2 y NO_3^- , la reducción de $Fe_2O_3/Fe(OH)_3$ y producción de NH_4^+ e incremento de CO_2 y,
- (ii) El metabolismo de microorganismos estrictamente anaerobios, como son los sulfatos reductores y los reductores de CO_2 en la metanogénesis.

Durante este proceso los compuestos son reducidos en la siguiente secuencia termodinámica: nitratos, compuestos mangánicos, compuestos férricos, productos intermediarios de la descomposición de la materia orgánica, sulfatos y sulfuros. En la Figura 5 se presentan las reacciones bioquímicas que generan el modelo de gradientes redox en suelos arroceros inundados.

(Takai y Kamura, 1966; Ponnampereuma, 1972; Patrick y Reddy, 1978; Kimura, 2000; Morales *et al.*, 2002).

Figura 5. Modelo de gradientes redox en suelos arroceros inundados.



2.2.3. Cambios biofísicoquímicos en suelos inundados

✓ Cambios de pH y potencial redox bajo condiciones aeróbicas y anaeróbicas

El pH de los suelos aeróbicos está gobernado por la naturaleza de la roca madre, el grado de meteorización y lixiviación, y los efectos de cualquier tipo de enmiendas como son el encalado o las fertilizaciones. En los suelos alcalinos se encuentran generalmente carbonatos de calcio (CaCO_3) o sodio (Na_2CO_3) y tienen una capacidad de intercambio de cationes casi saturada con Ca^{2+} , Mg^{2+} , Na^+ y K^+ , mientras que en los suelos ácidos la capacidad de intercambio de cationes está parcialmente saturada con iones H^+ y Al^{3+} . En los suelos aeróbicos el pH no está muy afectado por los procesos redox involucrados en la respiración aeróbica, ya que en las parejas redox glucosa-ácido pirúvico y oxígeno-agua los protones y electrones son producidos y también utilizados en igual número (Figura 5). Durante la respiración aeróbica siempre se produce CO_2 y, por tanto, aumenta su presión parcial reduciendo los valores de pH por medio del sistema $\text{H}_2\text{CO}_3 - \text{HCO}_3^- - \text{CO}_3^{2-}$ en la solución del suelo. Este efecto es más marcado en suelos calcáreos y sódicos donde, en equilibrio con la atmósfera, sus pH están próximos a 8 y 9, respectivamente, pero en presencia de aproximadamente 1% de CO_2 en la atmósfera del suelo puede llegar a descender a valores de 7.5 y 8.0.

La producción de ácidos orgánicos durante la respiración también puede producir un efecto levemente acidificante. La utilización de fertilizantes amoniacales como $(\text{NH}_4)_2\text{SO}_4$ produce una reducción del pH al oxidarse el NH_4^+ a NO_3^- . Los valores de E_h en suelos aeróbicos

fluctúan entre 0.3 y 0.8 voltios, aunque su medida en estos suelos es bastante insegura debido a la heterogeneidad que presentan.

En la secuencia termodinámica de la reducción de algunos compuestos del suelo los protones y electrones no son usados en igual número, como se puede observar en la Figura 5 donde los pares manganoso-mangánico ($\text{MnO}_2/\text{Mn}^{2+}$) y férrico-ferroso ($\text{Fe(OH)}_3/\text{Fe}^{2+}$) utilizan protones adicionales durante la reducción, y por tanto, al ser eliminados más protones del sistema durante el proceso se produce una elevación en los valores del pH. Este proceso provoca que los cambios de pH con los días de inundación presentan un comportamiento similar para la mayoría de los suelos, siendo el resultado global un incremento del pH en suelos ácidos y una disminución en los suelos alcalinos y sódicos, alcanzando en ambos casos valores próximos a la neutralidad entre 6.7 y 7.2 (Ponnamperuma 1972).

Generalmente los valores de E_h en suelos anaeróbicos se encuentran entre 0.2 y -0.4 voltios, esto permite una distinción cuantitativa entre suelos aeróbicos y anaeróbicos.

Los valores de E_h caen rápidamente en los primeros días de inundación y se encuentra correlacionados con la elevación del pH. Esta disminución ocurre en las dos primeras semanas de inundación y luego se estabiliza, debido principalmente a una disminución en las tasas de respiración y al consumo de la materia orgánica fácilmente oxidable.

Dentro de los factores que influyen en el potencial redox final y en el curso de la relación E_h -tiempo se encuentran el tipo y cantidad de materia orgánica, el oxidante presente, la capacidad 'poise' (es una

medida de la capacidad de resistir los cambios de E_h cuando se añaden o eliminan electrones al sistema, presentando similitud con el poder amortiguador del pH) del E_h del suelo, el pH y la temperatura.

La presencia de nitratos previene la caída inicial del E_h y lo mantienen en valores de ≈ 200 mV por varias semanas dependiendo de la cantidad de NO_3^- inicialmente presente. Entre valores de $E_h + 400$ y $+ 300$ los nitratos se vuelven inestables y son desnitrificados. Después de que todos los nitratos son consumidos los microorganismos anaerobios reducen compuestos de manganeso, de Mn^{+4} a Mn^{+2} , esto ocurre a valores de E_h de casi $+200$ mV. Le sigue en esta secuencia termodinámica la reducción del hierro Fe^{+3} a Fe^{+2} , que produce una disminución de E_h de $+120$ mV. Esta es probablemente la más importante reacción de reducción que tiene lugar en suelos inundados porque los compuestos de hierro son normalmente más abundantes en el suelo que los nitratos, hidróxidos mangánicos o sulfatos.

2.2.4. Cambios bioquímicos en suelos inundados

Diversos autores (Patrick y Mahapatra, 1968; Ponnampereuma, 1972; León y Arregocés, 1985; Reddy *et al.*, 2000) admiten que los cambios bioquímicos que suceden en los suelos bajo una lámina permanente de agua son:

- Transformaciones del nitrógeno
- Reducción del manganeso y hierro
- Reducción de sulfatos
- Efectos secundarios de la reducción, tales como incrementos en la solubilidad del fósforo y sílice y desplazamiento de potasio y otros cationes hacia la solución del suelo por los iones ferroso y manganeso

2.2.4.1. Transformaciones del Nitrógeno

En todas las áreas arroceras del mundo el nitrógeno es el nutriente más limitante y que frecuentemente controla la productividad primaria del cultivo. Comprender las transformaciones del nitrógeno en sistemas de tierras inundadas es muy importante para su rehabilitación y para conservar la calidad medioambiental.

La formación de las capas oxidadas y reducidas en un perfil inundado tiene importancia fundamental en la química del nitrógeno y su disponibilidad para los cultivos. El nitrógeno se encuentra en varios estados de valencia de $-3(\text{NH}_3)$ a $+5(\text{NO}_3^-)$, y debido a este amplio rango en el número de oxidación permiten su participación en numerosas reacciones de oxidación-reducción. Estas reacciones redox se ven afectadas por las características fisicoquímicas y biológicas de los

suelos, los sustratos orgánicos y el espesor de la lámina de agua (Patrick y Mahapatra 1968; Nelson y Terry, 1996; Liwang Ma Lindau *et al.*, 1999; Reddy *et al.*, 2000; Bacha, 2002).

El sistema del nitrógeno en el suelo está compuesto por el pool de N orgánico lábil, el pool de N orgánico estabilizado, el pool de N inorgánico y el pool húmico o pasivo de N orgánico. Los tres primeros conforman el sistema de N activo del suelo. El N orgánico humificado es un material muy complejo, muy consolidado y difícilmente atacable por la biomasa del suelo. Aunque este pool pasivo constituye alrededor de un 80 a 90% del contenido de N total del suelo su participación en la nutrición nitrogenada de los cultivos es muy reducida. Sólo una pequeña fracción del N orgánico total es mineralizada a formas disponibles para la planta durante la estación de crecimiento. La utilización de ese nitrógeno por las plantas dependerá de las transformaciones de las formas orgánicas a las formas inorgánicas, de la absorción por las plantas y microorganismos y de los procesos de nitrificación–denitrificación y volatilización de amonio (Rodríguez Sanfuentes, 1993; Reddy *et al.*, 2000; Bacha, 2002).

Los procesos de mineralización y disponibilidad del N mineral en el suelo están afectados por varios factores medioambientales y prácticas de manejo de los cultivos, incluyendo la presencia de las plantas que se encuentran en el mismo (Rodríguez Sanfuentes, 1993; Kundu y Ladha, 1997).

Las variables ambientales como temperatura y humedad, y varias prácticas del cultivo tales como laboreo, adición de estiércol, fertilizantes y fuertes encalados influyen sobre la mineralización del N del suelo. Se

crea que la arquitectura y el sistema de crecimiento de las raíces ejercen considerable efecto sobre la población microbiana del suelo y diversas actividades a través de la exudación de varios sustratos orgánicos y, por consiguiente, afectan a la disponibilidad del N mineral (Alexander, 1977; Newman, 1985; Merckx *et al.*, 1987). Varios estudios con resultados contradictorios fueron realizados sobre la influencia del crecimiento de las plantas en la mineralización del N en suelos no inundados, comparada con la escasa información existente sobre la disponibilidad de N mineral en suelos inundados.

Algunos estudios indican mayores cantidades de N mineral en suelos cultivados con arroz que en los no cultivados (Broadbent y Tusneem, 1971; Fillery y Vlek, 1982). El incremento en el N disponible podría ser el resultado en la disminución de las pérdidas de N mineral (Broadbent, 1979). Kundu y Ladha (1997) observaron que la disponibilidad del N mineral era más alta en suelos cultivados que en los no cultivados y ello no solo fue debido a la disminución en las pérdidas sino que también debido a un suministro incrementado de N mineral en el suelo cultivado con arroz.

Los mecanismos por los que se incrementa la disponibilidad del N mineral en presencia del cultivo de arroz no han sido completamente dilucidados.

La mineralización del nitrógeno bajo condiciones anaeróbicas no puede proseguir más allá del estado de amonio, debido a la ausencia de oxígeno, el cual es necesario para la conversión microbiana del amonio a nitrato, y al estar éste en estado reducido, es estable bajo condiciones de inundación. Por tanto, la neta liberación de $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ en suelos inundados

está determinado por el balance entre amonificación e inmovilización, que por otro lado está controlado por los requerimientos en N de los microorganismos involucrados en el proceso, naturaleza del N orgánico, aparte de otros factores ambientales.

Debido a los bajos requerimientos de N de los microorganismos anaerobios responsables de la descomposición de la materia orgánica, el NH_4^+ -N tiende a acumularse en suelos inundados en formas intercambiables o en la solución del suelo. La magnitud de estos incrementos depende en primer lugar del contenido de materia orgánica del suelo. Altas concentraciones de hierro ferroso intercambiable pueden desplazar considerables cantidades de iones amonio de los sitios de intercambio a la solución del suelo. La acumulación de iones amonio puede ser reducida drásticamente por absorción del cultivo de arroz, pérdidas por lixiviación y volatilización (Ponnamperuma, 1964; Patrick y Mahapatra, 1968; Sánchez, 1976; León y Arregocés 1985; De Datta y Buresh, 1989; Reddy *et al.*, 2000; Bacha, 2002).

✓ **Denitrificación**

La denitrificación en el suelo es el proceso por el cual NO_3^- y NO_2^- son reducidos a gases nitrogenados, principalmente a N_2O y nitrógeno elemental. La reducción de $\text{NO}_3^- \rightarrow \text{NO}_2^-$ a formas de gases ocurre a través de (Kimura, 2000):

- la quimiodenitrificación –denitrificación por agentes abióticos–
- la denitrificación respiratoria –denitrificación biológica acoplada al transporte de electrones a través de fósforo enzimas de alta energía–

- la producción no respiratoria de N_2O –denitrificación biológica no acoplada al transporte de electrones–

Sin embargo, se cree que la quimiodenitrificación y la producción no respiratoria de N_2O , es de poca importancia en campos arroceros inundados.

El proceso de reducción de los compuestos nitrogenados ocurre a niveles de E_h relativamente altos (200 – 300 mV), constituyéndose en el principal mecanismo por el cual el nitrógeno se pierde en ambientes anaeróbicos, y es, quizás, el proceso más importante de los suelos arroceros, puesto que el nitrógeno es el nutriente limitante de la producción de arroz.

Las tasas de pérdidas de NO_3^- publicadas para suelos inundados varían de $0.003-1.02 \text{ g N m}^{-2}\cdot\text{día}^{-1}$. En la mayoría de los suelos anegados los porcentajes de denitrificación están limitados por las concentraciones de NO_3^- y por la velocidad de difusión de este desde sitios aeróbicos a anaeróbicos. Debido a que el proceso de denitrificación es llevado a cabo por microorganismos heterotróficos es de fundamental importancia la disponibilidad de carbono ya que éste actúa como donador de electrones. (Ponnamperuma 1964; Patrick y Mahapatra 1968; Sánchez, 1976; León y Arregocés 1985; De Datta y Buresh 1989; Reddy, *et al.*, 2000; Kimura 2000).

✓ **Acumulación de Amonio**

El proceso de mineralización del nitrógeno orgánico en suelos anegados se detiene en la etapa de amonificación y la liberación de

NH_4^+ -N es determinada por el balance entre amonificación e inmovilización, que a su vez depende de los requerimientos de los microorganismos involucrados en el proceso, de la naturaleza del N orgánico y de otros factores del suelo y ambientales. Como el NH_4^+ se encuentra en estado reducido es, por lo tanto, estable en condiciones anaeróbicas y debido a que los requerimientos de N por los microorganismos anaeróbicos es bajo, los suelos inundados normalmente acumulan iones NH_4^+ , como NH_4^+ intercambiable o en la solución del suelo. (Ponnamperuma 1964, 1976, 1986; Patrick y Mahapatra, 1968; Sánchez, 1976; Craswell y De Datta, 1980; León y. Arregocés. 1985; De Data y Buresh, 1989; Kundu y Ladha, 1997; Reddy *et al.*, 2000).

Los estudios realizados sobre la acumulación de N en el cultivo de arroz mostraron que la misma es más notoria desde el macollamiento a la madurez (Reyes *et al.*, 1962), y sigue un paralelismo con la producción de materia seca (Sims y Place, 1968). Moore *et al.*, (1981) demostraron que la absorción de N sigue patrones similares a la producción de materia seca.

Otros estudios realizados con N marcado muestran incrementos de la acumulación del N-Total durante el periodo del cultivo tanto para adiciones de N fertilizante en una sola aplicación previo a la inundación o bien, en fertilizaciones fraccionadas (Norman *et al.*, 1992; Guindo *et al.*, 1994).

Bufogle *et al.* (1997), en experimentos realizados en Louisiana durante tres años encontraron que se incrementó la materia seca total en las sucesivas estaciones de cultivo, como así también se incrementó la

acumulación del N fertilizante medidos en las hojas y en estados de diferenciación de la panícula, y que el nitrógeno nativo y el nitrógeno removilizado de la paja suministró la cantidad necesaria de N para la madurez del grano.

La ausencia de NO_3^- en los suelos arroceros inundados y la acumulación NH_4^+ se consideran beneficiosas para el cultivo de arroz porque éste utiliza mejor el NH_4^+ que el NO_3^- , porque los compuestos originados por la denitrificación son tóxicos para el arroz y porque la presencia de NO_3^- puede alterar el orden de absorción de los nutrientes, especialmente de manganeso y porque altas acumulaciones de NH_4^+ no son tóxicas para el cultivo (Ponnamperuma 1964).

2.2.4.2.Reducción del Manganeso

Casi concurrente con la disminución de los NO_3^- por el proceso de denitrificación ocurre la reducción de los compuestos insolubles de manganeso (MnO_2 , Mn_2O_3 y Mn_3O_4) a compuestos manganosos (Mn^{2+}) más solubles. Esta reducción ocurre a E_h bastantes altos entre 450 a 150 mV y pH de 5.5 a 6.0 (Bacha, 2002).

Patrick y Jugsujinda (1992) en sistemas redox controlados demostraron que la reducción del Mn^{2+} es secuencial y comienza a aparecer cuando los valores del E_h son de 200 a 250 mV.

Los iones Mn^{2+} pueden ser adsorbidos por el complejo de cambio si el pH es ácido o pueden ser precipitados en pH cercanos a la neutralidad como MnCO_3 o hidróxidos de Mn^{2+} (Ponnamperuma, 1972).

Suelos ácidos con altos contenidos de materia orgánica generan un pico de concentración de Mn^{2+} de $90\text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ en la solución del suelo, seguido por un descenso y estabilización cercano a los $10\text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$; así, tanto la tasa de incremento en la concentración como también el pico de concentración y el estado final estable son determinados principalmente por los contenidos de manganeso y materia orgánica del suelo (Ponnamperuma *et al.*, 1969; Ponnamperuma, 1977).

Elevados niveles de Mn^{2+} pueden ser tóxicos para las plantas, aunque el arroz soporta altos niveles en los tejidos, habiéndose obtenido buenos rendimientos de granos hasta con $3000\text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$. Los niveles críticos se sitúan alrededor de los $7000\text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ (Bacha, 2002).

2.2.4.3.Reducción del Hierro

La reducción del hierro y el incremento que lo acompaña en su solubilidad es, quizás, el cambio químico más importante que tiene lugar en los suelos inundados; ello se debe a que los procesos bioquímicos que ocurren en los suelos anegados son principalmente gobernados por el hierro, más que por cualquier otro elemento, debido a que las cantidades de óxidos de hierro existentes en el suelo que sufren procesos de reducción, son capaces de convertir el Fe^{3+} a Fe^{2+} , liberando fácilmente de 6000 a $8000\text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ de Fe^{2+} (Ponnamperuma, 1964, 1977, 1986; Rowell, 1981; Bacha, 2002).

La reducción secuencial del hierro férrico (Fe^{3+}) a ferroso (Fe^{2+}) y el nivel crítico de potencial redox, al cual este proceso ocurre, es menor

de 100 mV (Gotoh y Patrick, 1974; Patrick y Henderson, 1981; Patrick y Jugsujinda, 1992) y ello es consecuencia del metabolismo de bacterias anaeróbicas (Kumura, *et al.*, 1963; Kimura, 2000) y reducción química de $\text{Fe}_2\text{O}_3/\text{Fe}(\text{OH})_3$ por el S^{2-} (Murase y Kimura, 1997).

Las cantidades de hierro liberadas influyen marcadamente los cambios biofísicoquímicos y bioquímicos en suelos arroceros inundados y en la nutrición de las plantas de arroz. La cinética del Fe^{2+} hidrosoluble es semejante a los cambios en la conductividad específica y a la cinética de los cationes intercambiable (Ca^{2+} , Mg^{2+} , NH_4^+ , Na^+ y K^+) con los cuales produciría reacciones de intercambio (Ponnamperuma, 1972). Esta situación es deseable para la nutrición de las plantas de arroz en suelos con alta capacidad de intercambio de cationes, pero una seria desventaja para aquellos suelos que no la tienen.

La distribución del hierro reducido entre la fase sólida y la fase solución está controlado por el pH, el contenido de materia orgánica, la capacidad de intercambio catiónico del suelo y la duración de la sumersión. El pico de concentración del Fe^{2+} intercambiable o hidrosoluble ocurre normalmente en el primer mes después de la inundación y es seguido por una gradual disminución hasta alcanzar un equilibrio que siempre es un nivel de mayor concentración respecto al que tenía después de la inundación. La magnitud y la intensidad de estos picos varían sustancialmente con las propiedades del suelo; así en suelos con pH bajos y altos contenidos de materia orgánica los picos son más pronunciados, por el contrario suelos con pH altos muestran bajos incrementos del Fe^{2+} debido principalmente a su bajo contenido de hierro

reducible. (Ponnamperuma, 1964, 1977, 1986; Rowell, 1981; León y Arregocés, 1985; Bacha, 2002).

El manejo del riego puede aumentar las concentraciones de Fe^{2+} en la solución. Cuando la inundación es constante la concentración de Fe^{2+} aumenta durante las primeras semanas y luego disminuye. Cuando se alternan inundación y secado del terreno, el incremento en la cantidad de hierro del suelo es menor y se mantiene en niveles bajos después de los 30 días de inundación; en cambio cuando el suelo tiene drenaje interno y se inunda, la concentración de hierro aumenta poco y de forma muy lenta, alcanzando el máximo después de las diez semanas.

Las cantidades de hierro que se solubiliza durante el primer cultivo son mucho mayores que durante los siguientes, debido probablemente al efecto del drenaje sobre el Fe^{2+} soluble, siendo ésta quizás una de las razones por lo que las plantas no sufren daños fisiológicos por excesos de hierro a partir de la primera siembra (León y Arregocés, 1985).

La reducción del hierro es considerada la más importante reacción que ocurre en los suelos inundados debido a que aumenta el pH de los ácidos a valores próximos a la neutralidad, incrementa la disponibilidad de fósforo y provoca desplazamientos de cationes de los sitios de intercambio.

El incremento en la concentración de Fe^{2+} es beneficioso para el arroz que crece en suelos alcalinos ya que evita las deficiencias en estos ambientes.

Por otro lado, el incremento en la concentración de Fe^{2+} en suelos ácidos, como son Oxisoles y Ultisoles, puede alcanzar niveles de casi

350 mg·kg⁻¹ que pueden causar toxicidad a las plantas de arroz (Sánchez, 1976).

A medida que el suelo es anegado, la zona radicular queda desprovista de oxígeno. El arroz, para evitar la muerte de las raíces, desarrolla un sistema de cámara de transporte de aire que es el aerénquima de las hojas, tallos, nudos y raíces que se constituyen en un excelente sistema de conducción de gases. El aire que penetra por los estomas de las hojas se mueve hacia las raíces; también el oxígeno del aire y el producido por la fotosíntesis difunden hacia la rizosfera, suelo y solución del suelo. El oxígeno excretado por las raíces se constituye en parte de la capacidad oxidativa de la raíz. Este poder oxidante es mayor en los puntos de crecimiento de las raíces que en la parte basal. La extremidad radicular con alto poder oxidante, oxida el hierro a distancia, evitando de esa forma la deposición del hierro alrededor de los puntos en crecimiento (Bacha, 2002). El acumulo de óxidos de hierro sobre el sistema radicular varía con el cultivar y puede afectar sensiblemente al desarrollo de las plantas, produciendo la llamada toxicidad indirecta.

La toxicidad indirecta induce deficiencia de N, P, K Ca y Mg y es provocada por la precipitación de Fe en la superficie de las raíces que impide la absorción de estos elementos. También el arroz puede absorber hierro en cantidades tóxicas, por encima de 300 mg·kg⁻¹, considerado como el límite inferior que determina la toxicidad, y es la denominada toxicidad directa que se manifiesta por la presencia de pequeñas manchas marrones en las extremidades de las hojas inferiores, que luego

se tornan cenicientas y eventualmente pueden morir. La concentración crítica en la solución del suelo varía bastante, habiéndose observado síntomas de toxicidad con $45 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, en cambio con 500 y $1680 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ de Fe^{2+} en el suelo las plantas no sufrieron daños (Bacha, 2002).

Ni el hierro ni el manganeso pueden ser considerados como micronutrientes en el cultivo de arroz inundado. Las plantas de arroz asimilan grandes cantidades de ambos elementos $12 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de Fe o Mn, cantidades levemente más bajas que la absorción de fósforo (Tanaka *et al.*, 1964).

2.2.4.4. Cambios en la disponibilidad del Fósforo

Es el fósforo el segundo nutriente del suelo más limitante para los cultivos, y juega un importante rol en la producción de materia seca.

El sistema del P en el suelo está compuesto, desde el punto de vista de la nutrición de los cultivos, por el P en solución, el P lábil y el P no lábil.

El P lábil es el fósforo adsorbido a la superficie de la fase sólida en equilibrio con el de la solución del suelo, y se encuentra formando unión de ligando con el aluminio estructural de las arcillas compartiendo un oxígeno, especialmente en el caso de arcillas amorfas como el alofán. En el caso de suelos rojos, esta unión de ligando está vinculada también a los óxidos de hierro. En el caso de suelos con altos contenidos de calcio, y en algunos casos carbonatos, parecen no diferir marcadamente de los anteriores, puesto que la adsorción de P en suelos calcáreos es similar a la de los suelos no calcáreos ya que la relación entre el P sorbido y la

concentración del P en solución presenta la misma forma típica de la curva. El P no lábil corresponde al anión fosfato que ha penetrado y ha quedado adsorbido en el interior de las partículas de arcillas o de los óxidos de hierro. Este pool de P no lábil se encuentra en equilibrio con el pool de P lábil, pero no con el P de la solución del suelo (Rodríguez Sanfuentes, 1993).

El comportamiento de los fosfatos en suelos inundados es notablemente diferente al de las tierras altas. La dinámica del P en suelos anegados involucra procesos complejos, y por lo tanto, las evaluaciones concernientes a la disponibilidad P para las plantas así como también las pérdidas que ocurren en los ecosistemas inundados se tornan difíciles de realizar. Frecuentemente se observa un marcado incremento en la disponibilidad de P nativo y agregado, seguido por un decrecimiento después del anegamiento (Patrick y Mahapatra, 1968; Ponnampetuma 1972; Patrick y Khalid 1974; De Datta, 1978). Este comportamiento ha sido asociado con los cambios en los compuestos de hierro, particularmente óxidos e hidróxidos de Fe pobremente cristalizados (Shukla *et al.*, 1971; Kuo y Lotse, 1974; Kuo y Mikkelsen, 1979; Sah *et al.*, 1989 a, b).

El P soluble en soluciones reductoras constituye una importante fracción de P para los suelos anegados, pues éste libera cantidades apreciables de P a la solución del suelo debido a la inestabilidad de los óxidos de hierro hidratados en condiciones reductoras (Patrick y Mahapatra, 1968; Bacha 2002).

Willet y Higgins (1978) atribuyen el incremento en la disponibilidad del P en suelos arroceros a la disolución por reducción del Fe^{3+} a Fe^{2+} , incrementando la solubilidad de los compuestos del P ligados al Fe. Holford y Patrick, (1979) consideran que este proceso de reducción–disolución es controlado por el potencial redox, mientras que la disolución–precipitación esta gobernada por el pH y, consecuentemente, por la adsorción desorción del P en suelos encharcados.

El incremento de la concentración de P en la solución del suelo es debido a: (Ponnamperuma, 1972)

1. la reducción de fosfatos férricos a fosfatos ferrosos, más solubles,
2. la disponibilidad de compuestos fosfatados solubles en soluciones reductoras (P ocluido), provocado por la disolución de capas previamente oxidadas alrededor de las partículas de fosfatos,
3. la hidrólisis en suelos ácidos de fosfatos ligados al hierro y aluminio,
4. el incremento en la mineralización del P orgánico en suelos ácidos provocado por el incremento del pH en suelos inundados a valores próximos a la neutralidad y
5. el aumento de la solubilidad de la apatita en suelos calcáreos, provocado por el descenso del pH a consecuencia del incremento de la presión parcial del CO_2 .

2.2.4.5. Cambios en la disponibilidad del Potasio

Debido a que los cationes K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} , y Na^+ están ya en estado reducido, ellos no están directamente afectados por la reducción del suelo. Por esta razón podría esperarse un comportamiento similar de los mismos al que presentan en condiciones de suelo aeróbico. Las grandes cantidades de iones NH_4^+ , Fe^{2+} y Mn^{2+} liberados después de la inundación pueden desplazar cantidades considerables de K^+ , Ca^{2+} y Mg^{2+} de los sitios de intercambio hacia la solución del suelo. Este hecho es indicado por un aumento en la conductividad eléctrica del suelo (Ponnamperuma, 1964; Sánchez, 1976; León y Arregocés, 1985; Bacha, 2002).

El desplazamiento del K^+ intercambiable puede hasta duplicar la concentración del K^+ en la solución del suelo. Este hecho fue observado en suelos inundados siendo más manifiesto en suelos arenosos, ricos en materia orgánica y, posiblemente, asociado a los contenidos de Fe^{2+} y Mn^{2+} solubles (Ponnamperuma, 1964). Por el contrario, parece que el aprovechamiento del potasio tiende a disminuir en condiciones de inundación, pues forma compuestos insolubles con el aluminio y el hierro reducido (León y Arregocés, 1985).

El potencial redox del suelo puede influir en la liberación de K^+ de las micas. Se ha constatado que el K^+ es retenido con mayor tenacidad por la biotita después de la oxidación de su Fe estructural. Parece que, a igualdad de otros factores, el alcance de la liberación de K^+ de la biotita debe ser menor en ambientes oxidados que en los reducidos. Al

presentar, el K^+ retenido en los feldespatos, un solo estado de valencia el potencial redox prevaleciente no puede afectar directamente a la meteorización de los feldespatos. Sin embargo, la meteorización de los feldespatos puede verse afectada por la complejación de ácidos orgánicos que son vulnerables a la oxidación. Por lo tanto, la estabilidad de los feldespatos puede estar indirectamente relacionada a las condiciones predominantes de potencial redox del suelo (Sparks, 2000).

2.2.4.6. Cambios en la disponibilidad del Zinc

Cuando un suelo está sumergido la concentración de la mayoría de los elementos nutrientes para las plantas se incrementa, la excepción a esto la constituye el zinc. La concentración del Zn hidrosoluble decrece y alcanza valores tan bajos como $0.03 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, a pesar de que existe la posibilidad de desorción de los óxidos de Fe^{3+} y Mn^{4+} (Ponnamperuma, 1977).

En suelos ácidos, la disminución en la disponibilidad del Zn después de la inundación puede ser debida parcialmente al aumento en el pH, provocado por la reducción del suelo, y precipitación de $\text{Zn}(\text{OH})_2$. Otra prueba que justifica este hecho fue aportada por Trierweiler y Lindsay (1969) al establecer que la solubilidad del zinc en agua decrece 100 veces por cada unidad de incremento en el pH. En suelos calcáreos y sódicos, a pesar del decrecimiento en el pH ocasionado por la acumulación de CO_2 durante la inundación, la concentración de zinc decrece, siendo esto atribuido a la precipitación como ZnS

(Ponnamperuma, 1977). También puede bajar el nivel de disponibilidad del Zn, al ser fuertemente adsorbido en CaCO_3 o MgCO_3 (Castro, 1977; Ice *et al.*, 1981).

La actividad biológica es también un factor importante que afecta a la biodisponibilidad del Zn a través de la descomposición de compuestos orgánicos de Zn o por formación de quelatos de Zn (Hamilton *et al.*, 1993). Las adiciones de P pueden inducir o agravar las deficiencias de zinc, causado posiblemente por procesos de precipitación/adsorción del P-Zn en las raíces (Neue *et al.*, 1998).

En consecuencia, este marco de referencia ubica al Zn como un factor limitante de la productividad en muchas zonas. Se reconoce como un desorden nutricional ampliamente generalizado del arroz en suelos sódicos y calcáreos y se ha constituido en un serio obstáculo para el crecimiento del arroz en suelos permanentemente saturados (Ponnamperuma, 1976).

2.3. Variabilidad espacial del suelo

Actualmente existe amplia evidencia acerca de la importante variabilidad espacial que pueden presentar las propiedades del suelo y la producción vegetal, incluso a pequeñas distancias, lo que es consecuencia tanto de los factores y procesos de formación como del manejo del mismo. Los modelos de dependencia espacial de diversas propiedades del suelo, en particular el contenido en elementos nutritivos, encuentran una importante aplicación para llevar a cabo un manejo por zonas diferenciadas, según los criterios de la Agricultura de Precisión. La Agricultura de Precisión supone una mayor intensidad de toma de datos de distintas variables del suelo y la planta que la que se requiere para un diagnóstico efectuado tomando como base los criterios tradicionales.

En este apartado se revisa, en primer lugar, la utilización de los conceptos de Geoestadística en Ciencias del Suelo, que permitieron caracterizar la variabilidad espacial. A continuación, se analizan los hitos principales en el desarrollo de la Agricultura de Precisión, indicando como ha sido determinante para modificar los sistemas de manejo tradicionales el desarrollo experimentado por las tecnologías de la información, los sistemas de información geográficos (SIG) y los sistemas de posicionamiento (GPS). Con ello, se ha abierto un camino para que se produzcan cambios significativos en el manejo de los cultivos y en la toma de decisiones agrícolas que supongan una mejora en la eficacia económica y ambiental.

2.3.1. Los avances históricos de la Edafología

Desde finales del pasado siglo XX así como en el actual siglo XXI, las perspectivas de futuro de las Ciencias del Suelo, están cambiando debido a factores muy diversos como la coyuntura económica, que obliga a dejar de cultivar ciertas tierras, y la sensibilización creciente por la calidad ambiental (Porta *et al.*, 1999; Ulloa Guitián, 2002).

Así, algunos de los aspectos que han despertado más recientemente un interés creciente, además de las cuestiones relativas a la producción y a la tecnología de los fertilizantes, son: el uso de residuos en la agricultura y el papel del suelo como medio de inmovilizar contaminantes, el potencial contaminante de fertilizantes y enmiendas, el desarrollo de sistemas de control de aguas superficiales y subterráneas, la mejora de los ensayos de suelos y plantas y su interpretación, o el desarrollo de cultivos tolerantes a condiciones desfavorables del suelo. Más recientemente, se ha comenzado a analizar la fertilidad del suelo a la luz de su papel dentro de los ecosistemas agrarios y naturales, lo que dio lugar al desarrollo de la Agricultura de Precisión.

En cuanto a la Geografía y Cartografía de Suelos, en los últimos años se ha asistido a impulsos importantes gracias a la incorporación de nuevas tecnologías como la teledetección, la aplicación de métodos informáticos de cartografía, los sistemas de información geográfica (SIG), la aplicación de la Geoestadística al estudio de la distribución espacial de los suelos o las interconexiones de las bases de datos.

La Edafología está proporcionando la base para el estudio de múltiples temas relacionados con la degradación del medio ambiente,

tales como la pérdida de suelo por erosión, la contaminación, la salinización, la utilización del suelo como receptor de residuos, etc.

El significado de la palabra *suelo* (deriva del latín *solum* = piso) dependerá de la disciplina que lo estudie, es decir, será diferente en función de la ocupación del territorio y los intereses y perspectivas desde los que se lleve a cabo el análisis. Así, el concepto de suelo cambiará, según el criterio que se adopte, en lo que respecta a su utilización, formación, origen, constitución o función (Murphy, 2000; Navarro Blaya y Navarro García, 2000).

Para los edafólogos, geomorfólogos y geólogos, los suelos son esencialmente los materiales no consolidados de la superficie terrestre, que han derivado desde materiales de partida particulares y, subsiguientemente, han estado influenciados en mayor o menor escala por procesos de meteorización, formación de nuevos minerales, lixiviado, acumulación de materia orgánica, erosión, deposición, etc. Muchas veces diferencian entre regolito y suelo, considerando al primero como el conjunto de materiales no cohesivos que forma la superficie del terreno, y son resultado directo de la meteorización; mientras que con el segundo término, se engloba al conjunto de capas regolíticas cuando aparecen estructuradas como resultado de la edafogénesis, es decir, dividido en bandas como consecuencia de la evolución geológica y biológica; otros consideran el regolito como el material meteorizado en la superficie de la Tierra, del que sólo una fina capa de pocos centímetros puede llamarse suelo –hasta donde la materia orgánica fue incorporada–, luego estaría el subsuelo que presenta mayor déficit de material orgánica (Chapman y Atkinson, 2000; White, 1997).

Los agricultores y jardineros ven el suelo como un medio para el crecimiento de las plantas, y están interesados en obtener el mejor desarrollo de las mismas.

Los ingenieros de caminos o ingenieros civiles y constructores consideran al suelo como material de construcción y base de cimentaciones. Están interesados, principalmente, en las propiedades del material del suelo que contribuyan a una estructura estable y duradera.

A los hidrólogos les interesa la cantidad de agua del suelo, así como la rapidez y el modo en que se transmite a través del terreno. La interacción entre terreno, lluvia y vegetación es la que proporciona el suministro de agua; además, los suelos determinan en gran parte la cantidad y calidad del agua de arroyos, ríos y lagos.

Para los autores preocupados por la conservación del medio ambiente, el suelo es un recurso frágil que, con frecuencia, está sujeto a degradación cuando se usa más allá de su capacidad, con prácticas abusivas como el sobrepastoreo, el sobrecultivo, la tala de árboles, la irrigación, etc.

Otros autores están interesados en los suelos porque determinados tipos particulares de ellos, en combinación con climas o ambientes geomorfológicos también particulares, forman ecosistemas únicos y especiales tales como áreas alpinas, bosques costeros, humedales y praderas, que deberían ser conservados por su flora y fauna característica. Así, el estudio de ecosistemas incluye la investigación de los ciclos de energía y materia, su estructura y dinámica, así como los mecanismos de regulación y estabilidad de los mismos. Los ecosistemas

están basados en combinaciones de influencia abiótica, biótica y antropogénica, y los suelos son importantes compartimentos regulativos de los mismos, éstos son sistema abiertos y autorregulables, con diferentes heterogeneidades temporales y espaciales (Scheleuß y Müller, 2001).

Las principales formas de degradación del suelo incluyen: erosión por agua y viento, reducción de la fertilidad por el agotamiento de nutrientes, descomposición física de la estructura, acidificación, disminución de la actividad biológica, salinización y contaminación del suelo. Desafortunadamente, la degradación del suelo puede también provocar la degradación de recursos de agua y vegetales. Uno de los principales objetivos del manejo ecológico debería ser prevenir la degradación de los recursos edáficos, o su recuperación donde ésta ya se haya producido.

Por tanto, y a pesar de lo reciente de las concepciones edafológicas, a lo largo de la historia se han sostenido diversos conceptos sobre la naturaleza y propiedades del suelo. Probablemente, el más antiguo haya sido el de soporte físico, fijo e inmutable, sobre el que tiene lugar la vida, y que sirve al hombre como fuente de aprovisionamiento de materiales. No obstante, en todas las épocas se ha dado una mayor o menor simultaneidad de ideas diferentes sobre el suelo considerado como recurso, muchas de las cuales se pueden reconocer actualmente en mayor o menor medida.

Como se infiere de lo anterior, en la evolución histórica de la Edafología a lo largo del tiempo se han ido planteando una serie de

interpretaciones de lo que el suelo fue suponiendo para los científicos de las diferentes épocas, desde las interpretaciones más inconscientes y empíricas, hasta las más elaboradas, conceptual y experimentalmente. Se destacan así las siguientes interpretaciones sobre el concepto del suelo:

- El suelo como medio de crecimiento para las plantas.
- El suelo como producto de la interacción de los componentes del medio.
- El suelo como entidad natural que evoluciona.
- El suelo como componente del ecosistema.
- El suelo como complejo dinámico.
- El suelo como sistema termodinámico abierto.
- El suelo como roca alterada.
- El suelo como manto estructural.

2.3.2. La Geoestadística aplicada a las Ciencias del Suelo

Muchos atributos de la corteza terrestre, incluidas las propiedades generales del suelo, presentan una variación continua en el espacio. De hecho, la definición de suelo efectuada por Dokuchaev en 1883 como "*cuerpo natural que se desarrolla bajo la influencia de los factores de formación*", lleva a reconocer implícitamente que las propiedades del suelo varían de tal modo que tienden a estar correlacionadas en el espacio tanto horizontal como verticalmente. Es decir, dos valores de una propiedad en dos muestras tomadas en

horizontes o perfiles próximos tienden a ser más semejantes que los de dos muestras alejadas espacial o verticalmente.

Por otra parte, a partir de la obra de Jenny (1941), cuya influencia en el desarrollo actual de la Edafología reconocen muchos autores, se puso particular énfasis en la importancia de los factores de formación; de un modo más explícito, se admitía que en aquellas condiciones donde los factores de formación eran idénticos, el perfil del suelo debería de ser similar. Dicho de otro modo, del trabajo de Jenny (1941) se desprende un tipo de determinismo similar al que se encuentra en la Física y la Mecánica desarrolladas por Newton en el siglo XIX. Por tanto, si hipotéticamente se pudiesen medir con precisión las fuerzas que actúan sobre el suelo, se debería de poder predecir el desarrollo y la evolución del perfil. No obstante, Jenny (1941) también reconocía que la variación en condiciones naturales era inabarcable y la consideraba como un error, si bien de magnitud importante, con lo que preservaba la naturaleza determinística del desarrollo y evolución del suelo.

Sin embargo, el análisis estadístico clásico de las propiedades del suelo admite que existe una independencia total entre los datos tomados entre puntos vecinos.

Como resultado de los factores y procesos de formación, actualmente se admite que las propiedades del suelo pueden presentar una importante variabilidad espacial, incluso a pequeñas distancias (Trangmar *et al.*, 1985; Warrick *et al.*, 1986; Paz González *et al.*, 1996 b). Una serie de datos puntuales, medidos a lo largo de un transecto o en una superficie determinada, suelen presentar al mismo tiempo, una componente aleatoria y otra estructurada. La estructura espacial de las

propiedades del suelo dependerá de diversos procesos físicos, químicos y biológicos que ejercen su influencia a distintas escalas espaciales. También está bien establecido actualmente que, la caracterización de la variabilidad espacial de las propiedades del suelo es fundamental para comprender mejor la dependencia que las mismas presentan de distintos factores medioambientales. Además, los modelos de dependencia espacial de datos puntuales de diferentes propiedades del suelo encuentran una importante aplicación para estimar una propiedad determinada en aquellos puntos en que no han sido muestreados; la estimación o la predicción se puede utilizar, por ejemplo, para recomendar dosis de fertilizantes o pesticidas.

En la Tabla 2 se presenta el desarrollo reciente de diferentes herramientas geoestadísticas en relación con su aplicación a las Ciencias del Suelo.

La utilización de los conceptos de Geoestadística en Ciencias del Suelo fue presentada por McBratney (1994) como un ejemplo paradigmático de la transmisión de ideas y herramientas originarias de otras disciplinas, en el XV Congreso Mundial de la Ciencia del Suelo celebrado en Tokio (Japón). De acuerdo con este autor, se pone en evidencia que la incorporación de métodos geoestadísticos al estudio de la Física, Química y Biología del Suelo, constituye un caso típico en lo relativo al origen, transmisión, adopción y adaptación de ideas procedentes de otras ciencias. De hecho, la Geoestadística proporciona un marco para analizar cómo se desarrollan en el campo de la Edafología ideas procedentes de otras ramas de la Ciencia (Ulloa Guitián, 2002).

La aparente contradicción entre un modelo de variabilidad aleatorio y los conceptos puramente deterministas, que subyacen a los factores de formación, ha sido puesta en evidencia por diversos autores

La Geoestadística y su aplicación a las Ciencias del Suelo	
1951	Krige desarrolla métodos de interpolación que tienen en cuenta el análisis de la dependencia espacial
1963	Matheron presenta la Teoría de la variable regionalizada
1971	Matheron publica la Teoría del kriging universal
1975	Webster y Cuanalo presentan un análisis geoestadístico a partir de muestras tomadas en transectos de suelos
1977	David aplica la Geoestadística a la estimación de reservas minerales
1978	Campbell presenta el primer estudio cartográfico de una propiedad del suelo utilizando conceptos geoestadísticos
1980	Burgess y Webster utilizan la Geoestadística Clásica para analizar la dependencia espacial de propiedades del suelo a partir de muestras tomadas en rejilla
1981	Vieira <i>et al.</i> utilizan la Geoestadística Clásica para analizar la estructura y la variabilidad de algunas propiedades físicas del suelo
1982	Myers presenta la teoría del cokriging generalizado
1983	McBratney y Webster aplican el cokriging a la cartografía de propiedades del suelo
1987	Davis presenta la teoría de la simulación
1988	Wackernagel utiliza el kriging factorial por primera vez en Ciencias del Suelo
1993	Gómez-Hernández y Journel desarrollan la simulación secuencial de campos multigaussianos

(Webster, 2000) en el marco de una revisión del estudio de la variabilidad espacial mediante técnicas geoestadísticas.

Tabla 2. Principales hitos en el desarrollo de la Geoestadística y su aplicación a las Ciencias del Suelo de acuerdo con Ulloa Guitián, 2002).

El desarrollo de la Geoestadística tuvo lugar a partir de los años sesenta, por Matheron y sus colegas en la Escuela de Minas de París, y sus antecedentes se encuentran en estudios de campos aleatorios de Kolmogorov en 1940 y Von Neumann y Schoenberg en 1941 (Samper y Carrera, 1990; Balairón Ruiz, 1995; Goovaerts, 1997; Vieira, 2000).

La Estadística Clásica fue la herramienta utilizada hasta los años 60 para el análisis de los datos de una propiedad del suelo a través de parámetros como la media, la varianza y el coeficiente de variación que representaban el fenómeno. Esta estadística se basaba en la hipótesis de independencia de las muestras y en que las variaciones de una característica de un lugar a otro son aleatorias (Harradine, 1949); en la Estadística Clásica también se asume que la distribución de frecuencias de los datos experimentales se acerca a una distribución normal (Eisenhart, 1947; Cochran, 1947), lo cual no siempre es verdadero. Además, la distribución normal de los datos no garantiza la independencia de los mismos –porque la distribución de frecuencias no tiene en cuenta la distancia a la que se recogieron las muestras–, esto hay que verificarlo a través de la autocorrelación, que permite el estudio de la dependencia espacial entre unas muestras y sus vecinas.

Por tanto, debido a la variación continua de las propiedades del suelo, las determinaciones efectuadas en muestras tomadas en puntos vecinos no son independientes en el sentido estadístico. Como consecuencia, la presencia de autocorrelación, es decir, de dependencia espacial, hace fracasar la hipótesis de independencia y requiere el uso de un tipo de estadística llamada, por ello, *Geoestadística*.

Desde el punto de vista matemático, el valor de una propiedad en un lugar determinado de la corteza es función de su posición; en estas condiciones, parece lógico buscar expresiones matemáticas que describan la variación de un lugar a otro. Sin embargo, en la práctica, la variación de muchos atributos, incluyendo las propiedades del suelo, es muy irregular y no son operativas expresiones matemáticas que relacionen los valores de una propiedad y la posición de la misma. Aunque no sea factible una descripción matemática completa, en muchos casos la variación de los valores de una propiedad no es errática; además, pueden existir tendencias de largo alcance que a su vez pueden ser o no determinísticas. Estas consideraciones fueron las que llevaron a desarrollar la *Teoría de la Variable Regionalizada*.

La Geoestadística puede considerarse como una metodología de naturaleza topoprobabilística adaptada a la cuantificación de variables. Su objetivo es la resolución práctica de problemas relacionados con la estimación y/o simulación de recursos; éstos están caracterizados por variables o parámetros espaciales/temporales cuya distribución es impredecible. El análisis de los datos experimentales de estas variables es la fuente que se tiene para realizar inferencia estadística en localizaciones o sectores no muestreados (Chica Olmo *et al.*, 1995; Gómez Suárez, 1998).

Journel (1986) definió la Geoestadística como la rama de la Estadística destinada al análisis de los procesos distribuidos espacialmente. La Geoestadística tiene su campo idóneo de aplicación en el análisis de los datos distribuidos en el espacio de forma irregular

(Samper y Carrera, 1990) y permite la estimación de valores en un punto a partir de los datos observados y la realización de cartografía automática (Balairón Ruiz, 1995).

Matheron (1963, 1971) desarrolló la Teoría de la Variable Regionalizada en la que se fundamenta la Geoestadística. Matheron (1963) define una variable regionalizada como una función espacial numérica, que varía de un lugar a otro, con una continuidad aparente, y cuya variación no puede ser representada por una función matemática simple. Esa continuidad o dependencia espacial puede ser estimada a través del semivariograma y cartografiada por medio del krigado.

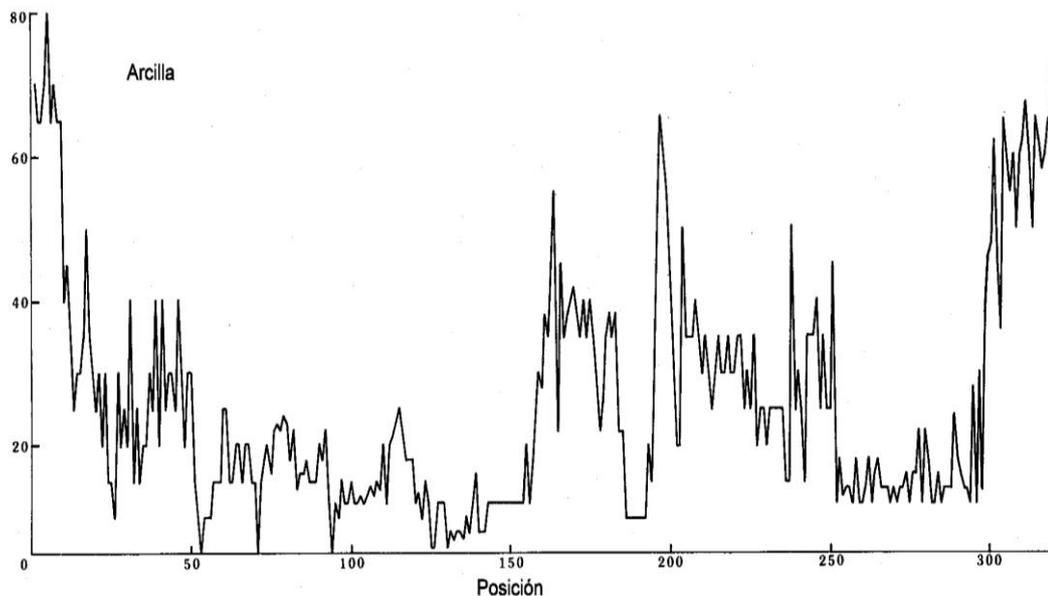
Las herramientas geoestadísticas se desarrollaron posteriormente a la Estadística, incluyendo la estadística multivariante. La importancia económica de las nuevas teorías en la minería, prospección minera y evaluación de las reservas, hizo posible el avance de las mismas. Posteriormente, la Geoestadística se aplicó en Hidrología, Climatología, Ciencias del Suelo, Ciencias Medioambientales, etc.

Por tanto, intuitivamente, una variable regionalizada es una variable distribuida en el espacio que se puede utilizar para describir fenómenos naturales. Un ejemplo del tipo de datos que se pueden analizar mediante la teoría de la variable regionalizada se presenta en la Figura 6, en la que se pueden observar el contenido de arcilla medido cada 10 m a lo largo de un transecto de 3.2 km. En esta figura se puede constatar que las variables regionalizadas tienen 2 características o aspectos diferentes: el *carácter aleatorio*, asociado con las variaciones erráticas e impredecibles de la variable, que induce a la

noción de variable aleatoria. Así, en un entorno determinado (por ejemplo: entre 50–100 m o entre 200–250 m), el contenido en arcilla parece fluctuar de modo aleatorio; el *carácter estructurado*, propio de cada fenómeno estudiado o regionalización, caracterizado por la función variograma.

En la Figura 6, se aprecian zonas en donde el contenido en arcilla de una serie de puntos contiguos supera determinados umbrales, como por ejemplo el del 60 %, o está por debajo de otros umbrales, como por ejemplo el 20 %. Este segundo tipo de variabilidad no es errática sino que está asociado a unas posiciones determinadas.

Figura 6. Contenido en arcilla en el horizonte superior de un suelo a lo largo de un transecto de 3.2 km de longitud (de acuerdo con Webster y Oliver, 1990)



La Geoestadística mediante su método de interpolación, denominado *krigeado*, permite también estimar valores de la propiedad estudiada en puntos que no fueron muestreados, con varianza mínima y

de manera no sesgada; lo que hace del kriging un interpolador óptimo (Burgess y Webster, 1980, Paz González *et al.*, 2000, 2001). Es el mejor estimador lineal entre los no sesgados (BLUE= Best Lineal Unbiased Estimator). La minimización del error se realiza sobre la base de que se conoce el semivariograma con exactitud.

Otra de las aplicaciones de la Geoestadística es que permite el estudio de la dependencia espacial entre dos propiedades (si están correlacionadas), mediante el *semivariograma cruzado*, y si éste existe, se puede estimar con el método llamado *cokriging* el valor de una propiedad en función de la otra (generalmente se estima la más difícil o más cara de medir).

A partir de los datos estimados se pueden construir mapas de isolíneas con gran precisión, la densidad espacial de los datos será mayor que antes; además, también se puede determinar los límites de confianza de los mapas a través de la varianza de estimación (Vieira, 2000).

Por tanto, el análisis geoestadístico y los realizados por la Estadística Clásica no son excluyentes sino que se pueden complementar (González García, 1998). Así, para el estudio espacial de cualquier propiedad del suelo primero se puede realizar un estudio estadístico preliminar y, posteriormente, el estudio estructural y la interpolación de datos en puntos no medidos.

Gómez Suárez (1998) y Vieira (2000) realizan una revisión de los trabajos sobre el estudio de la variabilidad espacial donde se puede constatar el interés, ya desde principios de siglo, por el comportamiento de las propiedades del suelo y su variabilidad en el espacio.

La motivación para la aplicación de los modernos conceptos geoestadísticos a la Ciencia del Suelo surge a comienzos de la década de los 70 como ya se indicó anteriormente (Tabla 2). Los análisis pioneros de la variabilidad espacial del suelo surgieron desde diferentes perspectivas, y en particular, tomaron impulso por parte de los edafólogos dedicados al estudio de la cartografía y de la fertilidad mineral. Así, en 1971 Beckett y Webster ya habían hecho una síntesis sobre los estudios dedicados a este tema, en el que se reconocía que los usuarios de los mapas de suelos querían saber hasta donde éstos podían ser fiables; estos autores también señalaron el interés de los agrónomos y químicos del suelo por saber el número de muestras necesario para caracterizar correctamente las propiedades de una zona. Burrough (1993) realizó un nuevo estudio sintetizando la evolución del conocimiento acerca de la variabilidad del suelo, y reconoce en el mismo que, hasta el año 1971, existían pocas herramientas para el cálculo y el almacenamiento de los datos observados (tarjetas perforadas, algún tipo de regresión, análisis de varianza y ajuste de superficies de tendencia). Sin embargo, también reconoce que ya se habían hecho algunas generalizaciones útiles, en las que se basó el desarrollo posterior de la Geoestadística y su aplicación a las Ciencias del Suelo. Entre los primeros conceptos que catalizarán la aplicación de la Geoestadística a las Ciencias del Suelo se pueden mencionar: la cantidad de variabilidad del suelo (medida con el coeficiente de variación) aumenta con el tamaño del área de estudio; mucha de la variación total observada a grandes distancias puede estar ya presente dentro de los primeros metros; el concepto de “pureza” de las unidades cartografiadas, que muchos

institutos geográficos especifican como 70-80 %, no tiene fundamento, de este modo, fueron mal definidos y ciertamente no siempre justificados por observaciones independientes.

2.3.3. Agricultura de Precisión

Desde mediados del siglo XIX la evolución de la agricultura ha sido continua, conforme se ha ido avanzando y profundizando en el conocimiento de aquellas áreas básicas de la ciencia y la técnica relacionadas como son la Física, Biología, Geología, Química, Tecnología, etc, y sobre todo debido a los avances en otras disciplinas que encuentran aplicación inmediata en agronomía como son la Genética, Botánica Agrícola, Climatología, Edafología, etc.

En esta evolución un hito importante ha sido el cambio en el enfoque desde una agricultura de subsistencia (producir para consumir) de tipo familiar caracterizada por el cultivo de parcelas pequeñas a una agricultura de producción para proporcionar alimentos a una población ocupada mayoritariamente en la industria y el sector servicios; este cambio de enfoque se produce esencialmente a mediados del siglo XX.

Otro aspecto a destacar es la evolución en el concepto de suelo, ya mencionado al principio del trabajo, que actualmente es considerado como un recurso que se puede degradar irreversiblemente por el manejo ineficiente del mismo, por lo que se debe conservar y mantener dentro de unos estándares ambientales.

Por tanto, la producción mundial de alimentos ha sufrido un cambio para encontrar el modo de alimentar a una población con crecimiento exponencial sin provocar daños, en el marco de sistemas de desarrollo sostenibles.

En este marco, una característica que también se debe tener en cuenta es la toma en consideración y aprovechamiento de la

heterogeneidad existente en el suelo para el manejo racional del mismo. Con el desarrollo de los sistemas de producción intensiva, en principio las unidades de manejo se consideraban homogéneas, es decir, las prácticas de manejo tradicional implicaban que las dosis de fertilizantes u otros insumos necesarios para lograr un rendimiento óptimo eran aplicados uniformemente en toda la parcela (Bouma, 1997). Sin embargo, en las últimas décadas del siglo XX, en estudios a diferentes escalas, se ha ido demostrando la importancia de tener en cuenta la variabilidad de las características del suelo dentro de cada unidad de producción para optimizar los sistemas de manejo desde el punto de vista medioambiental, lo que además podía reportar beneficios económicos. El desarrollo de los sistemas de manejo por zonas diferenciadas dentro de una unidad de producción se ha basado con frecuencia, en el uso de conceptos y técnicas de la Geoestadística, por lo que requieren una mayor intensidad de toma de datos de distintas variables del suelo y la planta que los utilizados rutinariamente para un diagnóstico efectuado siguiendo los criterios tradicionales.

Teniendo en cuenta lo anterior, ha sido determinante para modificar los sistemas de manejo tradicionales el desarrollo experimentado por las tecnologías de la información, es decir, el uso en agronomía de ordenadores, sistemas de información geográficos (SIG), sistemas de posicionamiento (GPS). Con ello, se ha abierto un camino para que se produzcan cambios significativos en el manejo de los cultivos y en la toma de decisiones agrícolas que supongan una mejora en la eficacia económica y ambiental (Bouma, 1997).

2.3.3.1. Origen y concepto de la Agricultura de Precisión

La idea de aplicar un tratamiento diferenciado a pequeñas áreas, o lo que es lo mismo, efectuar un manejo singular en diferentes unidades dentro de una misma parcela, no es nueva. La menor unidad que hipotéticamente podría ser tenida en cuenta para un manejo específico es cada una de las plantas individuales de una parcela o bien el volumen de suelo sobre el que la misma se desarrolla. Se suele admitir que en una agricultura primitiva, en la que únicamente se efectúan labores manuales, existía de hecho una gran heterogeneidad espacial debido al tratamiento individual de cada planta.

Por el contrario, conforme se fue avanzando en la mecanización de las tareas agrícolas, cada una de las parcelas individuales de una explotación comenzó a ser tratada como la menor unidad de manejo. El progresivo aumento del tamaño de las parcelas, debido a medidas estructurales como la concentración parcelaria y la disminución de la población agrícola, junto a la cada vez mayor capacidad, eficacia y velocidad de los aperos agrícolas mecanizados, hizo que no se tomase en consideración o se considerase como no pertinente la idea de llevar a cabo el manejo de la superficie agrícola partiendo de unidades con dimensiones inferiores a las de una parcela con una rotación y un sistema de laboreo uniformes. Esto se debe a que al aplicar un tratamiento homogéneo a áreas de grandes dimensiones, obviamente se ahorra tiempo, con lo que aumenta el rendimiento y la eficacia de las labores.

El desarrollo de la Agricultura de Precisión a finales del siglo XX, debe de ser analizado en el marco de los avances de los sistemas de

producción agrícola durante el mismo, que han sido caracterizados en base a lo siguiente:

- aumento de la productividad del terreno y de la mano de obra;
- uso creciente de fuentes de energía y otros insumos externos al sistema agrícola, que cada vez tienden a ser más eficientes;
- estimulación de la uniformidad en las áreas agrícolas, en particular en las unidades productivas;
- reconocimiento de los efectos negativos que el aumento de la producción mediante sistemas de manejo intensivos pueden llegar a causar en el medio ambiente.

El aumento de la productividad, sobre todo durante la segunda mitad del siglo XX, ha sido explicado como consecuencia de la sinergia entre el uso de dosis elevadas de fertilizantes, los avances en la mecanización, la mejora genética de las variedades empleadas y la aplicación práctica de nuevos conocimientos en agronomía.

Así, a lo largo del siglo XX la producción media de trigo en Europa occidental pasó de 1500 kg/ha/año a cifras del orden 7000-9000 kg/ha/año, lo que supone un aumento de aproximadamente seis veces, en menos de 100 años. Sin embargo resulta más impresionante todavía el incremento de la productividad de la mano de obra, ya que el cultivo de una hectárea de terreno requería a comienzos del siglo XX del orden de 370 a 400 horas, mientras que 100 años después en algunas regiones la

misma superficie se cultiva con 6 horas de trabajo, lo que supone un aumento del orden de 70 a 80 en la eficacia (Rabbinge, 1997).

Este aumento de productividad se debe sobre todo al uso de insumos externos y a la aplicación de los conocimientos agronómicos y los avances tecnológicos a la producción agrícola. La producción primaria viene influenciada, en gran medida, por productos industriales como son los fertilizantes artificiales, la mecanización, y la tecnología usada para el manejo del agua. La interdependencia entre los sectores agrícola e industrial, por tanto, es la responsable del considerable aumento en la productividad a lo largo del siglo XX.

En segundo lugar, la eficacia y eficiencia del uso de fuentes de energía ajenas al sistema agrícola ha sido otra de las consecuencias del desarrollo de la agricultura a lo largo del siglo XX. El aumento de los rendimientos no es ilimitado; sin embargo, mientras la producción real se mantenga por debajo de los niveles estimados de producción potencial, cabe admitir que todavía existen uno o más factores limitantes. En definitiva, la eficacia puede ser incrementada a través de la transferencia de conocimientos o de la investigación.

En tercer lugar, particularmente en las etapas finales del siglo XX, a partir de la década de los años 80, se ha ido despertando cada vez una mayor conciencia acerca de los efectos negativos sobre el medio ambiente de algunas prácticas agrícolas causada por un uso excesivo de fertilizantes (nitratos y fosfatos) y pesticidas. Como resultado de la adopción de esta tendencia por un colectivo cada vez más numeroso, se puede decir que los objetivos de la producción agrícola se vieron ampliados, y comenzaron a ser tomados en consideración otros

elementos de la producción primaria, además del rendimiento de los cultivos. Una vez más fue necesario poner a punto o modificar las tecnologías previamente utilizadas para adaptar los sistemas de producción agrícola a los nuevos requerimientos.

En cuarto lugar, otra tendencia importante de la agricultura durante la mayor parte del siglo XX fue la estimulación de la uniformidad del terreno. De hecho, se promovió la eliminación de la heterogeneidad tanto en el seno de parcelas individuales, que cada vez tenían mayores dimensiones, como a escala de la explotación agrícola e incluso regional; el motivo hay que buscarlo en el hecho de que la uniformidad favorece la aplicación de reglas sencillas y universales para manejar la explotación agrícola y, en particular, la aplicación de insumos externos. Sin embargo, con ello se prescindió de la posibilidad de utilizar la heterogeneidad del terreno en el diseño de sistemas de manejo.

En todo caso, el principio básico de adaptación del manejo de suelos y cultivos a las condiciones específicas de cada parcela o fragmento de la misma no es nada nuevo; sin embargo, el continuo incremento tanto del tamaño de las parcelas y explotaciones como de la intensidad de mecanización de las labores agrícolas motivaron la falta de interés de los productores por la variabilidad a escala pequeña (más centrados en el intento de homogeneización de las parcelas), ya que se esperaba que presumiblemente iba a aumentar la eficacia (Burrough, 1993). Esto no significa que los agricultores y los científicos no conocieran y estuviesen preocupados por la variabilidad de las condiciones del suelo dentro cada parcela (Robert, 1999).

Actualmente, como consecuencia del reconocimiento de la importancia de llevar a cabo un tratamiento específico, por zonas diferenciadas, el manejo del suelo y los cultivos se encuentra una etapa en la que coexisten conceptos tradicionales al tiempo que se asiste al desarrollo de nuevas perspectivas (Rabbinge, 1997; Viscarra Rossel y McBratney, 1998) y en cierto modo, se puede decir que se asiste a un cambio de paradigma (Bouma *et al.*, 1999). Así, por ejemplo, uno de los conceptos clásicos que se desarrolló a partir de la ley del mínimo y las experiencias en que se basan los conocimientos modernos de nutrición vegetal, debidas a Liebig, es el de funciones de producción, que expresa la relación entre un factor individual (dosis de nitrógeno, lámina de agua de riego, etc.) y el rendimiento; sin embargo, en general, se considera que un manejo eficiente no debe de basarse ya en dichas funciones, sino que más bien conviene analizar como puede ser alcanzado un nivel dado de productividad en cada situación específica mediante la combinación óptima de diferentes insumos externos al sistema agrícola que interactúan entre si, lo que obviamente requiere una gran cantidad de información.

La heterogeneidad observada, desde la escala de parcela hasta la regional, ha sido considerada con frecuencia como una desventaja para el manejo de la explotación agrícola. Sin embargo, de acuerdo con las nuevas tendencias, la heterogeneidad puede ser considerada o representar una ventaja, siempre y cuando se comprenda su naturaleza, ya que la caracterización y posterior toma en consideración de la misma puede ser utilizada para diseñar medidas agronómicas que tengan en cuenta las necesidades específicas de distintas zonas en el interior de

una misma parcela o en el conjunto de parcelas que forman una explotación, lo que en definitiva debe de facilitar un uso más eficiente de los insumos y un aumento de la productividad.

La tecnología actual ha alcanzado un nivel que permite ya a los productores medir, analizar y caracterizar la variabilidad en el seno de cada parcela. ¿Hasta que punto se puede utilizar la heterogeneidad para aumentar la eficacia y la eficiencia de la producción agrícola? Esta cuestión vino motivada por el hecho, constatado por diversos autores, de que con frecuencia la producción actual se encuentra por debajo del potencial (Rabbinge, 1997); desde una perspectiva integrada, se postuló que el uso de un manejo diferencial por zonas de diferentes tareas agronómicas (siembra, fertilización, etc.) podría contribuir a crear sistemas agrícolas no sólo más productivos, sino también más racionales desde el punto de vista biológico, lo que redundaría en beneficio del medio ambiente y de la sostenibilidad de los sistemas agrícolas.

La Agricultura de Precisión parte de la constatación de que, con frecuencia, en la práctica existe una importante variabilidad espacial en función de la distancia y con la profundidad, que se pone de manifiesto tanto sobre el rendimiento del cultivo o las poblaciones de organismos beneficiosos o perjudiciales que pueden interaccionar con el mismo, como sobre diversas propiedades del suelo, entre ellas textura, topografía, contenido hídrico o fertilidad. Las características del suelo y los cultivos no sólo pueden variar con la distancia y la profundidad, sino también a lo largo del tiempo; así por ejemplo, la textura se considera estable, mientras que el contenido en nitrógeno o la humedad del suelo pueden fluctuar rápidamente. Esta variabilidad es lo que permite la

adopción de tecnologías para la aplicación de dosis variables de diferentes insumos en una parcela y, en general, el manejo diferente de zonas con distintas características dentro de la misma.

Por el contrario, el manejo según las técnicas tradicionales, ignora la variabilidad del suelo y tiende a la aplicación de dosis constantes de diferentes insumos, considerando sin ningún fundamento una parcela o unidad de producción como uniforme. Las dosis utilizadas para llevar a cabo aplicaciones uniformes de fertilizantes, con frecuencia, se basaban en el análisis de una muestra compuesta que representa las características “media” de una parcela; con ello, obviamente, era muy probable la aplicación de dosis por exceso o por defecto en una misma parcela.

Es necesario tener en cuenta la importancia de las perspectivas económicas como uno de los principales factores que determinaron el impulso de las técnicas de Agricultura de Precisión. Las nuevas técnicas afectan tanto a los costes de la producción como a los rendimientos, de modo que si se utilizan adecuadamente pueden originar alguna de las siguientes situaciones beneficiosas:

- aumento del rendimiento con los mismos costes, debido sencillamente a la redistribución de los insumos.
- la misma producción con menos costes, reduciendo los insumos en algunas zonas.
- mayor producción y al mismo tiempo menores costes.

La adopción de técnicas de Agricultura de Precisión también puede aumentar la calidad de las cosechas. Actualmente, se admite que la

fertilización excesiva de zonas determinadas, que con frecuencia es inherente a los sistemas tradicionales de manejo, reduce la calidad. Así, por ejemplo, el uso excesivo de nitrógeno en los cultivos de trigo aumenta el crecimiento vegetativo pero reduce la producción de grano; del mismo modo, el nitrógeno residual en exceso puede reducir el contenido en sacarosa de la remolacha.

Por tanto, la nueva visión, que se ve reflejada en el concepto de Agricultura de Precisión, se ha ido acuñando para dar cuenta del manejo y la toma de decisiones de acuerdo con las características específicas de zonas vecinas heterogéneas en cuanto a su status de fertilidad o a sus propiedades físicas y biológicas; a continuación, se exponen algunas definiciones de este término.

Para Robert (1999), la Agricultura de Precisión, también conocida como SME (= sistema de manejo específico, SMS en inglés), supone el comienzo de una revolución en el manejo de fuentes naturales basada en las tecnologías de la información; dicha técnica está integrando la agricultura en la era digital y de la información. En este sentido, en algunas publicaciones (National Research Council, 1997; Bouma *et al.*, 1999) no se ha dudado en catalogar como un cambio de paradigma el manejo de un modo diferenciado de una parcela o una unidad de producción con dedicación uniforme. Sin embargo, esta nueva técnica de manejo también puede ser vista como una evolución, caracterizada por mayor y más preciso control de los suelos y cultivos gracias a una información más exacta obtenida y analizada mediante el uso sistemático de las nuevas tecnologías.

Otros autores, (Borgelt *et al.*, 1994), también han puesto énfasis en el hecho de que la Agricultura de Precisión ha llevado los avances de la revolución informática a los sistemas agrícolas tradicionales.

Para Schueller (1992), la compleja combinación del mayor beneficio económico con el menor daño ambiental tiene a la tecnología de la adquisición y transmisión de datos como uno de sus aliados más importantes, a través de lo que se dio en llamar la Agricultura de Precisión.

De acuerdo con Voltz (1997), la Agricultura de Precisión, que propone un uso sostenible del suelo –es decir, una producción óptima y un mínimo daño al medio ambiente– es posible hoy en día gracias por un lado a los avances tecnológicos y por otro a interpolación de los patrones espaciales de las características del suelo mediante métodos geoestadísticos y sistemas de información geográfica para obtener una cartografía de calidad. En esta misma línea argumental, la clave fundamental de la Agricultura de Precisión es el mapa detallado, que muestra el patrón espacial de las propiedades del suelo (Mulla, 1997).

2.3.3.2. Estado actual y perspectivas

Desde su introducción a mediados de los años 80, el concepto de Agricultura de Precisión ha resultado atractivo en los EEUU de América y progresivamente en diversos países de todo el mundo. Esta nueva tecnología ha supuesto una revolución en el manejo de recursos agrarios, como se aprecia por los siguientes indicadores: las revistas

especializadas han dedicado gran atención a este concepto (particularmente el aspecto tecnológico), el sector agro-industrial ha desarrollado nuevos equipamientos y sistemas; los agro-negocios han ofrecido nuevos servicios, los investigadores han iniciado nuevos proyectos, los educadores han iniciado nuevos programas y algunos agricultores han comenzado a usar algunas prácticas de precisión. Actualmente, la adopción del manejo de las explotaciones agrícolas siguiendo las reglas de la Agricultura de Precisión ha sido bastante variable en función de los tipos de explotaciones, regiones, cultivos, prácticas agrícolas y potencia de la maquinaria.

La globalización de las prácticas de Agricultura de Precisión se percibe también en las Conferencias Internacionales que sobre este tema se celebraron cada dos años desde 1992. En estas conferencias se tratan una amplia variedad de aspectos relacionados con este nuevo concepto de agricultura, entre ellos se incluyen: la variabilidad natural de los recursos, la variabilidad de manejo, la tecnología agrícola, la medida de la producción, el modelado de cultivos, los sistemas remotos, la rentabilidad, el medio ambiente y la transferencia de la información (Robert, 1999).

Se ha dicho que en el desarrollo de nuevas tecnologías hay tres fases o etapas sucesivas: entusiasmo, desilusión y renacimiento. Quizás la Agricultura de Precisión haya superado ya la etapa inicial de expectativas, a veces desmesuradas, y se encuentre en la segunda fase. Después del notable entusiasmo inicial, sobre todo en el aspecto tecnológico, se ha caído ahora en la cuenta de que –como ya afirmara la

comunidad científica durante años– la Agricultura de Precisión no es exactamente la inyección de nuevas tecnologías sino más bien una revolución en el uso de información, hecha posible gracias al desarrollo de los sistemas de adquisición de datos y de transmisión de los mismos, que conllevará un mayor conocimiento del medio físico, en particular de la variabilidad espacial del suelo y un nivel de precisión mucho mejor en el manejo de las explotaciones teniendo en cuenta las características específicas en diversas zonas de las mismas (Robert, 1999). Pero tanto los productores que han utilizado la Agricultura de Precisión como los proveedores de la tecnología en que se basa la misma reconocen aún su poca experiencia y escaso conocimiento en los fundamentos de esta tecnología.

La historia de la agricultura pone de manifiesto que todo avance tecnológico significativo en cuanto al manejo agrícola, ha requerido, en general, un largo período de adaptación, y nunca ha sido utilizado ampliamente sin un largo “rodaje” (es decir, una mejora importante en relación a la propuesta inicial, tras una larga etapa de desarrollo), así como una fuerte inversión en educación antes de ser empleado por los productores; así por ejemplo, en regiones de producción agrícola intensiva, se necesitaron más de 30 años para ver como se generalizaba el uso de los tractores. Un camino similar se debe esperar por lo que atañe a la evolución de la Agricultura de Precisión, ya que dicho sistema requiere nuevas herramientas y técnicas.

Sin embargo, la Agricultura de Precisión –basada en la tecnología de la información– es el sistema agrícola del futuro porque ofrece una

variedad de potenciales beneficios en rentabilidad, productividad, sostenibilidad, calidad de cultivos, higiene en alimentación, protección ambiental, calidad de vida a nivel de explotación y desarrollo económico rural.

La Agricultura de Precisión se puede considerar, también, como un enfoque holístico nuevo del manejo agrícola y es progresivamente evidente que se echa en falta aún el completo ensamblaje de las partes del sistema completo. En este sentido, la Agricultura de Precisión está aún en su infancia y su grado de adopción es muy variable. Un uso más general de las técnicas de manejo basadas en la Agricultura de Precisión por los productores requiere esfuerzos sustanciales en investigación y desarrollo, que actualmente son llevados a cabo por las universidades, las agencias gubernamentales y las industrias, y en programas educacionales a todos los niveles; se trata, en definitiva, no sólo de la introducción de nuevas tecnologías, sino del desarrollo de las nuevas prácticas de manejo y sistemas agrícolas, lo que requiere nuevos conceptos y técnicas específicas (Robert, 1999).

La Agricultura de Precisión es un ejemplo paradigmático de las diferencias que pueden existir, en el campo de la producción vegetal, entre la percepción de lo que es tecnológicamente posible, profesionalmente correcto y políticamente deseable. El camino hacia una mayor implementación de la Agricultura de Precisión se considera imparables porque es la “forma de agricultura original” (de los sistemas agro-ecológicos iniciales, en equilibrio con el medio) y la que “está más en consonancia” con las necesidades de las plantas. La Agricultura de Precisión afecta al modo en que se organiza el trabajo y requiere

personal especializado, es decir, precisa de una estrecha colaboración entre agricultor y agrónomo (Langkilde, 1999).

Hoskinson *et al.* (1999) reconocen que uno de los aspectos importantes a la hora de la posible aplicación de la Agricultura de Precisión es determinar los potenciales beneficios del “manejo variable” que propugna. Algunos ejemplos en los que se analizan estos aspectos se pueden encontrar en Carr *et al.* (1991) y Hammond (1993).

A la pregunta de si merece la pena utilizar las técnicas de Agricultura de Precisión, Langkilde (1999) contesta que “existen agricultores que tienen pérdidas con ella y también las tienen otros que no la emplean, pero se puede predecir que ganará la Agricultura de Precisión porque es una forma más elaborada de trabajar y producir mejor”.

De lo anterior se infiere que para optimizar el manejo de las explotaciones agrícolas es necesario considerar junto a los niveles de producción aspectos relacionados con el medio ambiente. En este sentido, el uso de las modernas tecnologías de la comunicación facilita el establecimiento de determinadas dosis umbrales que se pueden aplicar de un modo específico a distintas zonas de una parcela. Dentro de este marco y tal y como señala Bouma (1997), las decisiones tomadas por el agricultor para el manejo de una parcela o una explotación tienen diferentes dimensiones, siendo necesario considerar aspectos estratégicos, tácticos y operativos; la Agricultura de Precisión debe de tener en cuenta también estas tres perspectivas diferentes.

Desde el punto de vista estratégico, la toma de decisiones afecta a la explotación a medio y largo plazo, es decir, durante periodos

continuados de al menos 10 años. Ejemplos de este tipo de decisiones son la selección del sistema agrícola (tradicional, orgánico, biológico, etc.), así como el tipo de rotación o las características del sistema de laboreo. Las decisiones estratégicas tienen consecuencias sobre la sostenibilidad de la explotación en términos de rendimiento económico, calidad del medio ambiente, aceptación social, etc.

Las decisiones tácticas corresponden aproximadamente a la duración de una rotación, cubriendo un periodo del orden de 2 a 5 años. Son ejemplos de decisiones tácticas: la elección de la variedad de cultivo o la intensidad de la fertilización química. Cuando se selecciona un tipo de rotación es necesario tener en cuenta una serie de consideraciones agronómicas, que entran dentro de las decisiones tácticas. Por lo que respecta al suelo, los principales factores que se suelen considerar son: el régimen hídrico, el status orgánico, la dinámica de los elementos nutritivos y la estabilidad de la estructura.

Por último, las decisiones operativas son aquellas que se toman día a día, conforme avanza el periodo de crecimiento activo de un cultivo; dependen, con frecuencia, de las características climáticas. En este tipo de decisiones se incluye el momento en que se llevan a cabo diferentes operaciones tales como: siembra, aplicación de fertilizantes, medidas para la protección del cultivo, recolección, etc.

La Agricultura de Precisión realmente ha de tener en cuenta estos tres tipos de decisiones; sin embargo, se pone un mayor énfasis, con frecuencia, en las decisiones de carácter operativo: momento e intensidad del laboreo, densidad de siembra, dosis de fertilizantes, control de organismos perjudiciales y periodo de recolección.

Desde el punto de vista de la fertilización química u orgánica, en muchos países se han puesto a punto procedimientos más o menos estandarizados en base a los cuales se llevan a cabo la recomendación de las dosis a aplicar. Según estos métodos tradicionales se toma una muestra compuesta en un número importante de puntos dentro de una parcela, del orden de 30, y tras un análisis químico de la misma se procede a recomendar una dosis uniforme de fertilizantes para el conjunto de la parcela; para determinar esta dosis se utilizan tablas que están basadas en ensayos de rendimiento. Sin embargo, si se considera la variabilidad espacial dentro de una parcela, la aplicación de una dosis uniforme de fertilizante implica, como ya se indicó anteriormente, la sobre fertilización de unas zonas y el déficit de elementos nutritivos en otras. Por tanto, el procedimiento tradicional es ineficiente dado que el exceso de fertilizantes aplicados puede originar el lavado de los mismos en cantidades que son desfavorables para mantener la calidad del agua.

Otro ejemplo de decisiones operativas que pueden incidir sobre la calidad ambiental son la relacionadas con el laboreo y la siembra; en general, se tiende a sembrar el conjunto de una unidad productiva simultáneamente, con independencia de que la presencia de un exceso de humedad en determinadas zonas haga recomendable un retraso de las mismas en relación con aquellas otras que tiene ya un contenido hídrico adecuado. En realidad, un retraso en la siembra u otras operaciones supone una reducción del periodo de crecimiento vegetativo, y por lo tanto, una disminución del rendimiento. La decisión de entrar “demasiado pronto” (en contenidos hídricos excesivos) en zonas de la parcela o “muy tarde” (con déficit hídrico) en otras zonas está

basada, por lo tanto, en criterios económicos; sin embargo, el laboreo en condiciones húmedas, con frecuencia, provoca el deterioro de la estructura del suelo, lo que supone una pérdida de la fertilidad física del mismo. Puede ser interesante, por tanto, llevar a cabo el laboreo por zonas diferenciadas dentro de una parcela o bien considerar diversas alternativas técnicas a los procedimientos tradicionales como mínimo laboreo, no laboreo, etc.

Tras la germinación de un cultivo, su desarrollo puede estar limitado por muchos factores tales como déficit de agua o nutrientes o bien por la presencia de plagas y enfermedades. En muchos casos, el agricultor toma diversas medidas que pueden ser beneficiosas para el crecimiento y desarrollo óptimo del cultivo, y que redundan en un incremento del rendimiento. Las diversas medidas correctoras suponen un proceso de toma de decisión, y de acuerdo con el sistema de manejos tradicional, en general se aplican de un modo uniforme al conjunto de una parcela.

El dilema al que, con frecuencia, se ve enfrentado un agricultor durante el proceso de toma de decisiones se puede considerar universal, observándose tanto en las regiones más desarrolladas con agricultura basada en la alta tecnología, pero también en zonas menos desarrolladas en las que las opciones técnicas para el manejo, con frecuencia, están más limitadas pero donde es necesario también llevar a cabo la elección entre diversas opciones estratégicas. El manejo de los cultivos resulta todavía más complejo si se considera la variabilidad temporal determinada, con frecuencia, por las condiciones climáticas. Por tanto, es

necesario desarrollar métodos para caracterizar la variabilidad espacial y temporal que proporcionen información para mejorar el manejo del suelo y de los cultivos.

Los ejemplos anteriores ponen de manifiesto que el manejo adecuado de los sistemas agrícolas, es decir, el desarrollo de sistemas de producción agrícola sostenible que estén en equilibrio con la naturaleza y el medioambiente requiere caracterizar la variación que en el espacio y en el tiempo presentan las propiedades del suelo y los cultivos. En este contexto, actualmente, se presta un creciente interés de la calidad del suelo que viene definida en función de:

- la capacidad de mantener la productividad vegetal y animal;
- la posibilidad de cumplir diversas funciones dentro de determinados límites;
- la capacidad de amortiguación y filtro frente a sustancias que pueden deteriorar la calidad del agua.

La calidad del suelo definida de este modo, se evalúa a partir de los valores umbrales de determinados índices medioambientales como el contenido en nitratos y pesticidas del agua subterránea o la concentración de metales pesados del suelo. Por tanto, actualmente es necesario tener en cuenta junto a aspectos relacionados con la cantidad y calidad de la producción agrícola, otros que determinan la calidad medioambiental, dado que todos ellos son elementos importantes para el desarrollo de sistemas de producción agrícola sostenibles. La Agricultura

de Precisión tiene en cuenta ambos aspectos, por lo que considera que puede contribuir a mejorar el proceso de toma de decisiones a diferentes escalas y en consecuencia, la producción agrícola y la calidad medioambiental.

2.3.3.3. Agricultura de Precisión y Edafología

Los sistemas de toma de decisión para el manejo de la explotación agrícola según los criterios de la Agricultura de Precisión ponen énfasis fundamentalmente tanto en las decisiones de tipo operativo como en la variabilidad de las propiedades del suelo (Bouma *et al.*, 1999). Hay que tener en cuenta además, que algunas propiedades del suelo como las relacionadas con la fertilidad química y las características hídricas con frecuencia dependen de las decisiones de tipo operativo tomadas a lo largo de la estación de crecimiento.

Las bases de datos del suelo que requiere la Agricultura de Precisión junto a los datos topográficos de la parcela se obtienen, en general, por muestreo puntual. Una vez analizadas las propiedades objeto de interés, se lleva a cabo la representación de la distribución espacial de las mismas. Dado que la información contenida en esta base de datos una vez procesada es válida durante una serie de años, la caracterización edafológica de una parcela representa, de hecho, una inversión estratégica.

El primer problema a resolver durante el muestreo es la densidad de observación óptima, dado que la variabilidad espacial del suelo se

desconoce inicialmente en la parcela estudiada. En una primera aproximación, las características del muestreo se pueden inferir a partir de mapas de producción, datos indirectos del suelo, obtenidos por teledetección o la estructura espacial de las propiedades del suelo de parcelas que hayan sido estudiadas, si se da el caso, en zonas próximas.

La base de datos relativos al suelo contiene, de hecho, dos categorías diferentes de variables que han sido denominadas datos primarios y secundarios. Por otra parte, se considera necesario efectuar un muestreo inicial para llevar a cabo una caracterización topográfica y edáfica mediante datos primarios, seguida de muestreos sucesivos en los que se presta más atención a los datos de fertilidad del suelo y al contenido hídrico, de acuerdo con el siguiente esquema:

✓ ***Muestreo inicial***

- Datos topográficos:
 - Altura y modelo de elevación digital
 - Situación de la parcela en el paisaje circundante
- Datos primarios del suelo
 - Textura
 - Contenido en materia orgánica
 - Densidad aparente
 - Estructura

✓ ***Muestreos sucesivos***

- Fertilidad química
 - Contenido en N, P y K

Micronutrientes

Propiedades hídricas

Contenido en humedad

Profundidad del nivel freático

Los datos primarios del suelo se refieren a las propiedades determinadas habitualmente en los estudios rutinarios. No obstante, es imprescindible disponer de datos puntuales, tomados en un número importante de posiciones, para llevar a cabo una interpolación eficiente utilizando métodos avanzados como los geoestadísticos.

Dentro de los datos secundarios, hay que destacar la importancia de aquellos que permiten caracterizar el status nutritivo del suelo, en particular el contenido en macronutrientes; en este sentido, hay que insistir en la importante variabilidad temporal que presenta el N a lo largo de la estación de crecimiento activo, por lo que conviene disponer de datos de variabilidad espacial de este elemento para fechas sucesivas, obtenidos por métodos directos o indirectos de análisis del suelo de las características de cultivo.

Algunos de los datos edáficos secundarios como por ejemplo, las características hídricas del suelo, se consideran difíciles de medir y, además, el coste de las determinaciones experimentales es muy elevado. Por ello, puede ser interesante utilizar funciones de edafotransferencia para evaluar, en términos aproximados, estas propiedades, y tenerlas en cuenta en el proceso de toma de decisión para el manejo eficiente de la explotación agrícola.

Los costes de los análisis químicos también pueden resultar prohibitivos, en algunas condiciones, para la utilización de técnicas de Agricultura de Precisión a gran escala. Por ello, alternativamente, se ha prestado desde la década de los 80 particular énfasis al desarrollo de sistemas indirectos de caracterización de las propiedades químicas del suelo a partir de técnicas de teledetección. En este sentido, merece especial mención, el desarrollo de la espectrometría infrarroja para predecir el contenido en materia orgánica, nitrógeno, dosis de enmienda caliza (Janik *et al.*, 1997). Estos sistemas de teledetección se consideran esenciales para la implementación práctica de las técnicas de manejo siguiendo los criterios de la Agricultura de Precisión.

2.3.4. Análisis Geoestadístico

Los análisis geoestadísticos están basados en la premisa de que los valores de un atributo medidos en puntos separados por pequeñas distancias es más probable que presenten mayor similitud que aquellos valores medidos en posiciones más apartadas. Es decir, en Geoestadística se admite que existe autocorrelación espacial. Esta hipótesis se puede verificar por medio del examen de los semivariogramas de las propiedades estudiadas; dicho de otro modo, el semivariograma es una herramienta geoestadística para medir la autocorrelación.

La aportación de la Geoestadística respecto a otras aproximaciones es que, además de considerar la tendencia espacial que da cuenta de la variación de gran escala, también considera la correlación espacial ligada a la variación de pequeña escala (Matheron, 1963; Ruelle *et al.*, 1986; Gómez Suárez, 1998).

2.3.4.1. Estimación del semivariograma experimental

Uno de los métodos más antiguos y que más frecuentemente es usado para estimar la dependencia espacial o temporal entre muestras vecinas es la autocorrelación. Sin embargo, cuando se dispone de muestras tomadas en referencia a un sistema de dos dimensiones y es necesaria la interpolación para la construcción de mapas de isolíneas, se puede usar una herramienta más adecuada para medir la dependencia espacial, ésta es el *semivariograma* (Vieira *et al.*, 1983).

Un semivariograma es un modelo que representa la dependencia espacial de los valores de una variable registrados en dos puntos

separados a una cierta distancia, h . A medida que aumenta la distancia entre dos puntos, las diferencias entre los valores registrados en éstos se van incrementando, por lo que la correlación espacial disminuye (Journel y Huijbregts, 1978).

El semivariograma viene definido por la siguiente expresión:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E \left[Z(x_i) - Z(x_i + h) \right]^2 \quad (\text{ec. 1})$$

donde:

$\gamma(h)$ = valor de la semivariograma;

$Z(x_i)$ = valor de la variable en el punto x_i ;

$Z(x_i + h)$ = valor de la variable en el punto $x_i + h$.

Para una serie de valores $Z(x_i)$, medidos en cada una de las N localizaciones x_i definidas por un par de coordenadas (x, y) , se puede estimar el semivariograma experimental.

Ecuación que estima el semivariograma experimental:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \left[Z(x_i) - Z(x_i + h) \right]^2 \quad (\text{ec. 2})$$

donde:

$\gamma^*(h)$ = valor del semivariograma experimental;

$N(h)$ = N° de pares medidos separados por la distancia h ;

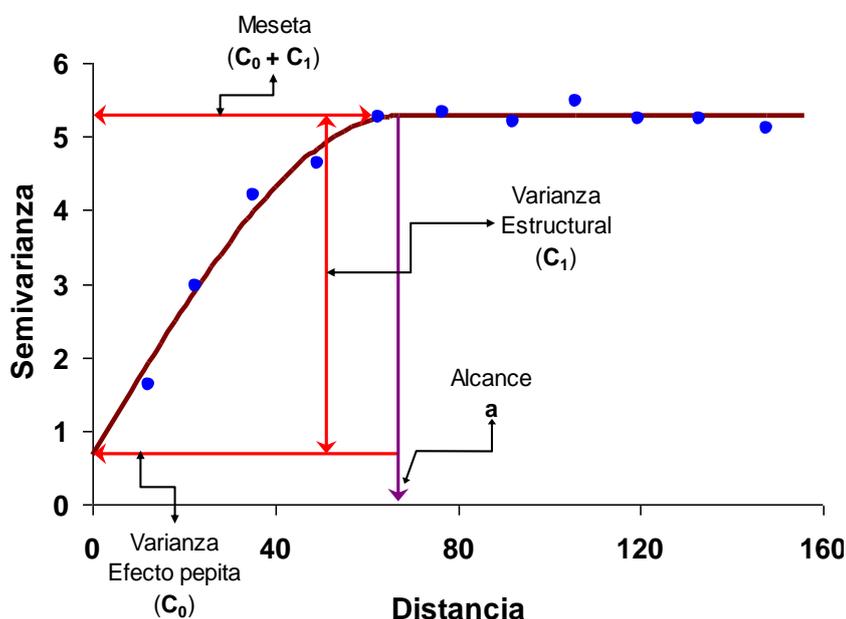
El gráfico $\gamma^*(h)$ frente a los valores correspondientes de la distancia h denominado *semivariograma*, es una función del vector h ; por tanto, depende de la magnitud y dirección de h (Vieira *et al.*, 1983).

Cuando el gráfico del semivariograma es idéntico para cualquier dirección de h se dice que es *isotrópico*. Por el contrario, cuando la variable estudiada presenta *anisotropía*, se obtienen distintos semivariogramas dependiendo de la dirección en que se construyan (Samper y Carrera, 1990). Es importante destacar que la mayoría de las variables de la Ciencia del Suelo tienen un carácter anisotrópico, es decir, cambian de manera diferente en direcciones diferentes; esto depende mucho de la propiedad estudiada, de las dimensiones del campo de estudio y del tipo de suelo. Por tanto, es aconsejable examinar los semivariogramas en las 4 direcciones: 0° –en la dirección del eje X–, 90° –en la dirección del eje Y– y en las diagonales a 45° y -45° . Existen diferentes maneras de transformar un semivariograma anisotrópico en isotrópico (Journel y Huijbregts, 1978; Burgess y Webster, 1980).

De manera intuitiva, el comportamiento de un semivariograma se caracteriza por una disminución de las diferencias entre los pares de valores $Z(x_i + h) - Z(x_i)$ a medida que la distancia h que los separa también se reduce, es decir, se espera que las medidas localizadas en los puntos próximos sean más parecidas entre sí que las separadas por grandes distancias; por tanto, es de esperar que $\gamma(h)$ aumente con la distancia h .

En la representación gráfica de un semivariograma en un eje de coordenadas cartesianas, se toma como ordenadas los valores de la varianza y en la abscisa las distancias entre los puntos. Las diferentes partes constituyentes, o parámetros de un modelo semivariograma se pueden observar en la Figura 7.

Figura 7. Partes constituyentes de un semivariograma teórico.



C_0 =efecto pepita; $C_0 + C_1$ =meseta; a =alcance

Por definición, $\gamma(0) = 0$ cuando $h = 0$, pero en la práctica, a medida que h tiende a 0, $\gamma(h)$ se aproxima a un valor positivo, C_0 , denominado efecto pepita. Este valor de C_0 se interpreta como una discontinuidad en el origen que puede ser debida a errores de medida o a estructuras de microregionalización del fenómeno; si C_0 es igual a la varianza existe un comportamiento de tipo aleatorio puro, es decir, falta la correlación entre $Z(x_i)$ y $Z(x_i + h)$. En síntesis, C_0 representa la variabilidad de la propiedad estudiada para distancias inferiores a la menor de las distancia entre muestras vecinas. Gran parte del tamaño de esta “pepita” determina la precisión de la estimación efectuada por krigado.

La semivarianza (diferencia entre $Z(x_i + h) - Z(x_i)$) con frecuencia aumenta con la distancia hasta un valor máximo en el que se estabiliza, es decir, a partir del cual tiende a ser constante; este umbral de máxima

semivarianza se denomina *meseta*, se representa con $C_0 + C_1$ y es aproximadamente igual a la varianza de los datos (o a la unidad cuando los semivariogramas están escalonados).

La distancia a la que $\gamma(h)$ alcanza la meseta recibe el nombre de *alcance* o *rango*, se denota por a , y representa el radio de un círculo dentro del cual los valores de la propiedad estudiada son tan similares unos a otros que están espacialmente correlacionados entre sí (Davis, 1986; Journel y Huijbregts, 1978); es la distancia límite de dependencia espacial y delimita la zona de influencia, es decir, la distancia a la que se pierde la correlación entre $Z(x_i)$ y $Z(x_i + h)$. Las medidas localizadas a una distancia mayor que a tienen una distribución espacial aleatoria y, por tanto, son independientes entre sí; para estas muestras se puede aplicar la Estadística Clásica. Así, el alcance es una línea divisoria para la aplicación de Geoestadística y Estadística Clásica.

Si el semivariograma, en vez de ser creciente y dependiente de h , es constante e igual a la meseta para cualquier valor de h , tendrá un *efecto pepita puro* o ausencia total de dependencia espacial (Figura 8). El alcance es menor que el menor de los espaciamientos entre muestras. En este caso es una distribución espacial completamente aleatoria a las distancias muestreadas y la única estadística aplicable es la Estadística Clásica (Silva *et al.*, 1989). El valor estimado en cualquier punto es igual a la media de las observaciones, la varianza coincide con la muestral y el krigado no tiene sentido.

En otras ocasiones se obtiene una función que presenta fluctuaciones por debajo del valor de la meseta para pequeñas distancias,

esto indica periodicidad de datos. Este comportamiento requiere un tratamiento específico que se podría efectuar mediante el análisis de la densidad espectral (Vieira *et al.*, 1983).

Otro tipo de semivariograma que puede aparecer es aquel que crece, sin límites, para todos los valores de h calculados. Este semivariograma indica la presencia de un fenómeno con capacidad infinita de dispersión, no tiene varianza finita y la covarianza no puede ser definida. También indica que el tamaño del campo muestreado no fue suficiente para exhibir toda la varianza, y es probable que exista una gran tendencia de los datos en una determinada dirección (Vieira, 2000).

El valor del semivariograma para una distancia h depende de la densidad de muestreo elegida. En general, para distancias cortas se calcula $\gamma(h)$ para un número relativamente grande de pares de valores. Al aumentar la distancia, los cálculos se basan en un número mucho menor de puntos, por lo que la precisión de $\gamma(h)$ tiende a disminuir y a presentar mayor dispersión con la distancia. Se recomienda dar más credibilidad a los puntos del semivariograma con mayor número de pares (Warrick *et al.*, 1986). Algunos autores consideran que los valores de un semivariograma calculados con menos de 30 ó 40 pares de puntos no se deben tener en cuenta para el ajuste de la función teórica, debido a la incertidumbre (Cressie, 1991; Gómez Suárez, 1998).

En los estudios de variabilidad espacial es común que se investigue más de una característica y, con frecuencia, se desea comprobar la existencia de un patrón de comportamiento común de dos o más propiedades. Con este propósito se comparan los semivariogramas, pero

como generalmente no tienen la misma escala es necesario dividirlos por un factor de escala, de modo que la meseta de los semivariogramas tiendan a 1, es decir, los valores de la semivarianzas estén entre 0 y 1.

El semivariograma escalonado es un semivariograma clásico dividido por un factor de escala fijo, que puede ser cualquier número, aunque generalmente se usa la varianza muestral o el valor de la meseta, esto puede representarse por la:

Ecuación del semivariograma escalonado:

$$\gamma_i^{sc}(h) = \frac{\gamma_i(h)}{\alpha_i} \quad (\text{ec. 3})$$

donde:

γ_i^{sc} = valor del semivariograma escalonado

α_i = factor de escala para la variable i .

El escalamiento de los semivariogramas permite que se pueda ajustar un mismo modelo teórico para varias propiedades estudiadas.

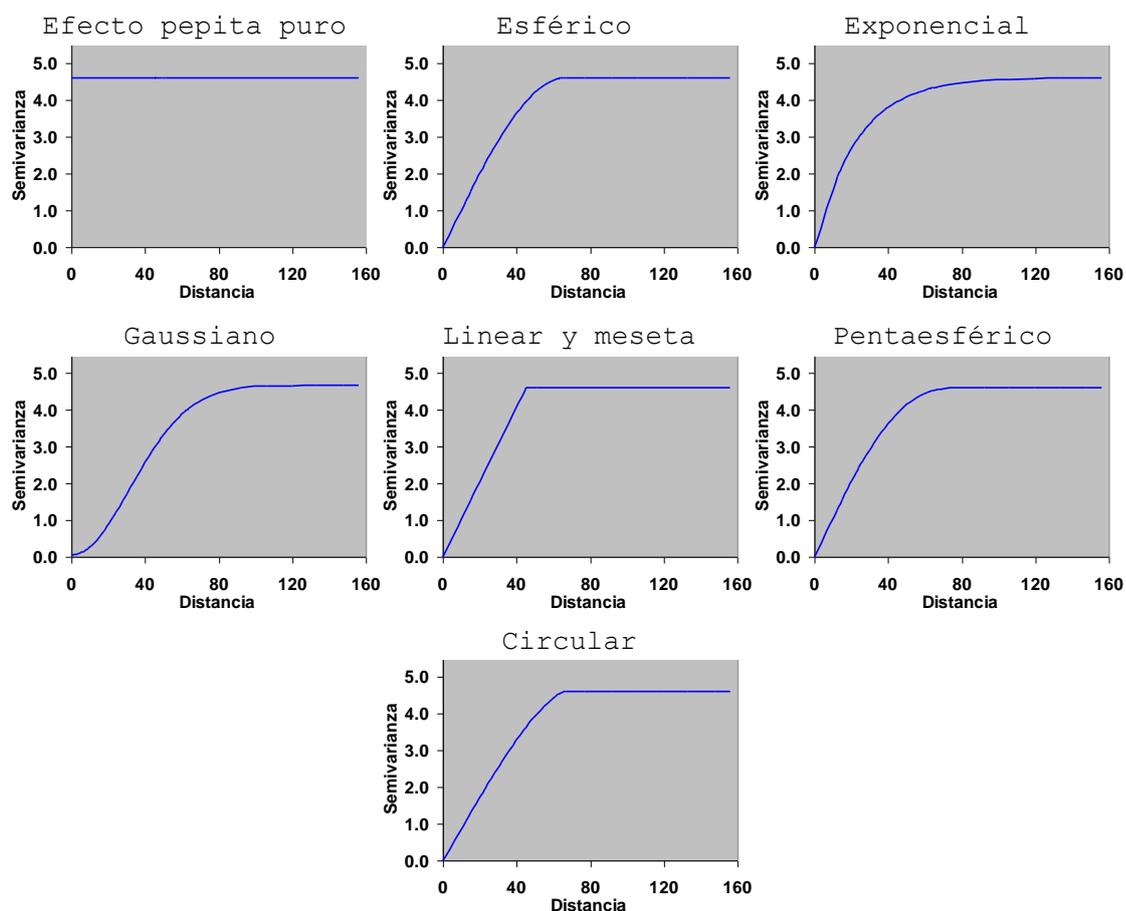
2.3.4.2. Modelos de semivariograma

Una vez construido el semivariograma experimental, que consiste en una serie de puntos discretos, hay que ajustar un modelo teórico. Estos modelos son funciones continuas con una expresión analítica sencilla (Figura 8).

Este paso es fundamental en un estudio geoestadístico porque los cálculos posteriores dependen de la función elegida, del valor del modelo del semivariograma para cada distancia especificada (Vieira *et al.*, 1981).

Por tanto, si el modelo elegido es erróneo, todos los siguientes cálculos también estarán errados (Vieira, 2000).

Figura 8. Diferentes modelos teóricos de semivariogramas



Como regla general, es mejor cuanto más simple pueda ser el modelo ajustado, y no se debe de dar excesiva importancia a pequeñas fluctuaciones, que pueden ser artificios y vienen condicionadas porque sólo se dispone de un pequeño número de datos, alguno de los cuales podría ser anómalo (Vieira *et al.*, 1983; Samper y Carrera, 1990; Vieira, 2000).

Los parámetros de las ecuaciones de las funciones teóricas que se varían para ajustarlas a los datos experimentales son: el efecto pepita (

C_0), la meseta ($C_0 + C_1$) y el alcance (a). Los modelos básicos más comúnmente ajustados se pueden observar en la Figura 8. Las expresiones matemáticas y principales características de los mismos son las que se indican a continuación (Vieira, 2000; Pebesma, 2001)

A continuación se detallan las expresiones matemáticas de los diferentes modelos semivariogramas teóricos:

γ Modelo lineal y meseta

Ecuación del modelo lineal y meseta.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + \frac{C_1}{a} h & \Rightarrow 0 \leq h \leq a \\ C_0 + C_1 & \Rightarrow h > a \end{cases} \quad (\text{ec. 4})$$

donde C_1/a es el coeficiente angular –que viene determinado por la inclinación de la recta que pasa por los primeros puntos de $\gamma(h)$, dándose más peso a aquellos con mayor número de pares–; C_0 es el efecto pepita –designado por la intersección de la recta en el eje $\gamma(h)$ – y a es el alcance –el valor de h correspondiente al cruce de la recta inicial con la meseta $C_0 + C_1$ –.

γ Modelo esférico

Se caracteriza porque alcanza la meseta a una distancia finita ($h = a$). El modelo esférico es lineal hasta aproximadamente $1/3a$. Este modelo se estima por:

Ecuación para el semivariograma esférico.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] & \Rightarrow 0 \leq h \leq a \\ C_0 + C_1 & \Rightarrow h > a \end{cases} \quad (\text{ec. 5})$$

Suele indicar fenómenos continuos aunque no derivables, es decir, fenómenos que presentan fluctuaciones. Es el modelo más utilizado en el estudio de fenómenos naturales (Samper y Carrera, 1990).

γ Modelo exponencial

Ecuación para estimar un semivariograma exponencial.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h}{a}\right) \right] & \Rightarrow 0 \leq h \leq d \end{cases} \quad (\text{ec. 6})$$

donde d es la máxima distancia en la que el semivariograma es definido.

Los fenómenos descritos por este semivariograma son similares a los considerados por el modelo esférico, pero con menores fluctuaciones; el exponencial alcanza la meseta más rápidamente que el esférico (Samper y Carrera, 1990). Una diferencia fundamental entre el exponencial y el esférico es que el primero alcanza la meseta en forma asintótica cuando $h \rightarrow \infty$, mientras que el segundo la alcanza en el valor de a .

El alcance efectivo a' para el modelo exponencial esta definido por la expresión

$$a' = 3a \quad (\text{ec. 7})$$

El alcance efectivo es la distancia donde el semivariograma alcanza el 95% de la meseta.

γ Modelo gaussiano

Ecuación para el modelo gaussiano.

$$\gamma(h) = \left\{ C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h^2}{a^2}\right) \right] \right\} \Rightarrow 0 \leq h \leq d \quad (\text{ec. 8})$$

También alcanza su meseta asintóticamente y al igual que en el modelo exponencial el alcance efectivo está dado por la expresión siguiente.

Ecuación que estima el alcance efectivo del modelo gaussiano.

$$a' = \sqrt{3a} \quad (\text{ec. 9})$$

Los fenómenos representados por este modelo son continuos en todos los puntos y derivables en su mayoría, es decir, fenómenos con oscilaciones suaves y mayor grado de estructura espacial que en los casos anteriores, como pueden ser las cotas topográficas de colinas con ondulaciones suaves (Goovaerts, 1997).

γ Modelo circular

Ecuación para estimar el semivariograma circular.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[\frac{2h}{\pi a} \sqrt{1 - \left(\frac{h}{a}\right)^2} + \frac{2}{\pi} \arcseno \frac{h}{a} \right] & \Rightarrow 0 \leq h \leq a \\ C_0 + C_1 & \Rightarrow h > a \end{cases} \quad (\text{ec. 10})$$

Esta función tiene un ajuste estrecho a medida que se aproxima al alcance y su ordenada al origen es $4c/\pi a$, donde “ c ” es la meseta y “ a ” el alcance. Este modelo puede ser derivado de forma análoga al modelo lineal (Webster y Oliver, 2000).

γ Modelo pentaesférico

La extensión del modelo esférico a una función penta dimensional es el modelo pentaesférico. Su utilidad esta dada por que su curva es algo más gradual que el modelo esférico. La ordenada al origen queda determinada por la relación $15c/8a$ (Webster y Oliver, 2000).

Ecuación del modelo pentaesférico.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[\frac{15h}{8a} - \frac{5}{4} \left(\frac{h}{a} \right)^8 + \frac{3}{8} \left(\frac{h}{a} \right)^5 \right] & \Rightarrow 0 \leq h \leq a \\ C_0 + C_1 & \Rightarrow h > a \end{cases} \quad (\text{ec. 11})$$

2.3.4.3. Ajuste de semivariogramas a modelos teóricos

El análisis estructural es el proceso de definición del modelo geoestadístico que mejor se ajuste a los datos experimentales, en el marco del proceso de análisis de la variabilidad espacial. Este análisis implica especificar las hipótesis que se van a utilizar sobre la variabilidad del fenómeno estudiado. Es necesario definir si la variable se puede considerar estacionaria o no y si se requiere la definición de una tendencia determinista. Por ello, el análisis estructural se considera un punto de encuentro entre las descripciones cuantitativa y cualitativa de la realidad.

Dentro del análisis estructural se incluye la estimación del semivariograma, que constituye sin duda la tarea fundamental del mismo. Sin embargo, la estimación del semivariograma está tan ligada a las hipótesis previas sobre el tipo de variable que no conviene efectuar una separación entre ambos procesos (Samper y Carrera, 1990).

La estimación del semivariograma puede hacerse basándose exclusivamente en las medidas de la variable a estudiar. Sin embargo, el número de medidas necesarias para que la estimación sea fiable puede ser muy alto. Además, la selección de las hipótesis sobre la variable no es susceptible de un tratamiento riguroso al margen del número de datos. Por tanto, las decisiones tomadas durante el análisis estructural no pueden tener en cuenta sólo los datos cuantitativos y deben ser apoyadas con los cualitativos.

De lo anterior se deduce que la elección del método para ajustar modelos teóricos al semivariograma muestral y para estimar los parámetros de estos modelos (efecto pepita, meseta, alcance) todavía están sujetos a controversia (Goovaerts, 1997; Paz González *et al.*, 2001). Actualmente, se dispone de diferentes métodos de ajuste, entre los que se incluyen, métodos automáticos de tipo “caja negra” y el ajuste efectuado exclusivamente “a sentimiento”. Entre ambos extremos se recomienda utilizar modelos de ajuste “mixtos” (Goovaerts, 1997), que de preferencia, en el proceso de elección del tipo de semivariograma y sus parámetros, a la utilización de procedimientos iterativos con ayuda de programas gráficos que al uso de sofisticados procedimientos de ajuste estadístico automático. Al ajustar modelos teóricos al semivariograma muestral es necesario partir de la base de que para ello no sirve cualquier función matemática; un semivariograma típico ha de ser una función condicionalmente definida y tener valor nulo en el origen. A las funciones que cumplen estas condiciones se las denomina modelos válidos del semivariograma y algunos ejemplos se describen en la sección anterior. No es fácil, sin embargo, comprobar si

el semivariograma muestral cumple las condiciones necesarias para ser un modelo válido; en consecuencia, en la práctica se opta por ajustar uno de los modelos definidos “*a priori*” como válido al semivariograma muestral. A continuación se resumen los principales métodos de ajuste empleados:

- Método visual o “ajuste a sentimiento”.
- Método de los mínimos cuadrados.
- Métodos mixtos o semiautomáticos del tipo del jack-knifing (validación cruzada).

Método visual, ajuste “a sentimiento”

No es más que un procedimiento de *ensayo-error*, también llamada de *prueba-error*. Al utilizar este tipo de ajuste para seleccionar los parámetros de un semivariograma, y de acuerdo con Clark (1979), es necesario tener en cuenta las siguientes consideraciones:

- el modelo debe reflejar los principales aspectos del semivariograma; no se deben ajustar los mínimos detalles ya que, en general, no son características del semivariograma verdadero sino debido a fluctuaciones muestrales;
- el comportamiento de $\gamma^*(h)$ a grandes distancias y el conocimiento de la varianza muestral determinarán la presencia de meseta o no;
- el valor del efecto pepita (C_0) se puede obtener extrapolando los primeros puntos del

semivariograma muestral hasta cortar el eje de ordenadas;

- puede lograrse un mejor ajuste al semivariograma muestral considerando modelos compuestos del tipo: Ecuación de modelos compuestos.

$$\gamma(h) = \sum_i \gamma_i(h) \quad (\text{ec. 12})$$

- donde cada uno de los $\gamma_i(h)$ son modelos básicos ya mencionados anteriormente;
- el sentido común y el conocimiento físico del fenómeno o variable son fundamentales en todo el proceso de estimación del semivariograma.

Cuando diferentes modelos presentan ajustes similares, se debe seleccionar el más simple, ya que el más complicado generalmente no es el que deja las estimaciones más precisas.

Método de los mínimos cuadrados

Estima los parámetros del modelo teórico que mejor se ajusta (en términos de menor error cuadrático medio) al semivariograma experimental minimizando la siguiente:

Ecuación de la suma de errores cuadráticos medios.

$$\sum_{i=1}^{N_c} \omega_i [\gamma_i(h) - \gamma^*(h)]^2 \quad (\text{ec. 13})$$

donde:

$N_c = n^o$ de clases (intervalos) en los que se calcula el semivariograma muestral $\gamma^*(h)$

ω_i = pesos asignados a cada valor $\gamma^*(h)$, corresponde al número de pares $N(h_i)$ que hay en cada intervalo (= en el i -ésimo intervalo).

En adelante para designar la suma de errores cuadráticos medios se utilizará la abreviatura WSS (que procede del inglés Weight Sum of Squares). Existen diversos criterios para efectuar los cálculos de acuerdo con la expresión 13. Tough y Leyshon (1985) adoptaron $\omega_i = N(h_i) / \sum N(h_i)$. Existe también la alternativa de dar mayor peso a los primeros puntos, esto se consigue de acuerdo con Cressie (1985) minimizando la siguiente:

Ecuación para minimizar los primeros puntos.

$$\frac{N(h_i)}{[\gamma(h_k)]^2} \tag{ec. 14}$$

Este criterio de la suma de cuadrados ponderados representa una medida de la bondad del ajuste. Pero hay que recalcar que el objetivo del ajuste de un modelo de semivariograma es “caracterizar” los patrones más importantes de dependencia espacial de la propiedad estudiada y no construir un modelo de semivariograma que se ajuste lo más posible a los valores experimentales. Así, por ejemplo, un modelo de continuidad espacial que tiene en cuenta información secundaria fidedigna debería de ser preferible a un modelo con un efecto pepita elevado que se ajuste con precisión a los datos de un semivariograma experimental discontinuo.

El valor de la WSS dependerá del número de lags considerados y de los pesos elegidos por el usuario. El modelo que produce el valor mínimo de este parámetro (WSS) no tiene porque ser el mismo para diferentes combinaciones de los factores que determinan el semivariograma experimental. Por lo tanto, el rango de modelos alternativos, aunque basado en criterios estadísticos, aún depende principalmente de las decisiones del usuario que son necesariamente subjetivas (Goovaerts, 1997).

Este método es ampliamente utilizado, aunque existen estudios que muestran que el semivariograma obtenido por mínimos cuadrados difiere notablemente del semivariograma verdadero; sobre todo cuando se dispone de pocos datos (Samper y Carrera, 1990).

Método del "Jack-knifing"

Puede ocurrir que se tengan varios modelos teóricos que podrían representar el comportamiento de un semivariograma muestral. Al proceso de selección entre las posibles funciones teóricas se denomina *validación del semivariograma* (Samper y Carrera, 1990).

El modelado del semivariograma no es un fin en sí mismo. El último objetivo es estimar la propiedad estudiada en puntos no muestreados.

El "jack-knifing" es un método que permite llevar a cabo esta validación (Warrick *et al.*, 1986) y comprobar la bondad del ajuste del semivariograma teórico al experimental.

Se basa en la eliminación de cada punto muestral y su estimación por krigeado a partir de los puntos vecinos, sin tener en cuenta el valor

de la variable en ese punto (Goovaerts, 1997; González García, 1998; Dafonte Dafonte, 1999; Vieira, 2000).

Lo original de este método es que la estimación se hace con diferente número de vecinos y, posteriormente, se estudia cual es el que hace mínimos los parámetros estudiados. Por tanto, este método, además de indicar la bondad del ajuste, señala el número de vecinos óptimo que se deberá utilizar en la posterior estimación por krigeado (González García, 1998).

Existe alguna confusión en la bibliografía entre los métodos denominados “*jack-knifing*” y “*validación cruzada*”, que para algunos autores serían sinónimos. Sin embargo, de acuerdo con Samper y Carrera (1990) mientras que la técnica “*jack-knifing*” es un método para estimar los estadísticos de una variable que se basa en la división de los datos en grupos, la “*validación cruzada*” consiste en la evaluación de los errores de estimación. Por tanto, el método expuesto en esta sección, en realidad, consiste en una “*validación cruzada*”.

La *validación cruzada de prueba y error* es un método mixto en el que se van probando diferentes valores de los parámetros del semivariograma, hasta que los errores de validación y sus varianzas cumplen diversos criterios estadísticos. En la práctica, la consistencia de un modelo de semivariograma se comprueba comparando los errores de validación (errores observados) con los errores de krigeado (errores estimados), considerando de modo prioritario que se satisfagan los criterios siguientes:

- 1) la *media de los errores* observados (EM) ha de ser muy próxima a 0;
- 2) el *error cuadrático medio* observado (ECM) ha de ser inferior a la varianza muestral.
- 3) la relación entre la varianza teórica y la calculada, estadístico denominado *error cuadrático medio adimensional* (ECMA) ha de ser próximo a 1;
- 4) minimización de la diferencia de cuadrados entre valores estimados y medidos (WSS).

Otros criterios que generalmente se consideran adicionales (Samper y Carrera, 1990) son los siguientes: coeficiente de correlación entre valores krigeados y medidos es próximo a 1; ausencia de dependencia espacial de los errores o diferencia entre valores observados y medidos; mínimo valor medio de las varianzas de krigeado, etc.

Hay que tener en cuenta, no obstante, que el método de validación cruzada por prueba y error no suele conducir al semivariograma óptimo, ya que normalmente sólo se prueban unos pocos valores de los parámetros del semivariograma.

2.3.5. *Estimación y simulación de valores en puntos no muestreados*

Una vez determinado el modelo de dependencia espacial de una variable, el siguiente paso en un estudio geoestadístico es la predicción de las propiedades estudiadas en puntos dentro del área de estudio donde no se han tomado muestras.

El kriging es el método clásico de interpolación en Geoestadística que permite determinar, basándose en su semivariograma, valores de una variable medida en cualquier punto del terreno estudiado, sin tendencia y con varianza mínima.

Cuando existe una buena relación entre dos variables y se ha podido definir el semivariograma cruzado, la Geoestadística tiene otro método de interpolación denominado *cokriging*, que permite también estimar valores de una característica en cualquier lugar de la zona estudiada, también sin tendencia y con varianza mínima, pero en función del comportamiento espacial de otra variable (generalmente de ésta última se tienen más datos).

Existe un enfoque alternativo a la predicción geoestadística que es la *simulación*. Existen diferentes modos de simulación (Deutsch y Journel, 1992; Goovaerts, 1997), presentan esta metodología en forma más detallada. Hay una subdivisión inicial de los métodos entre aquellos donde las predicciones están condicionadas por los datos muestrales (*simulación condicional*) y otras que no están condicionadas por los mismos (*simulación no condicional*). La simulación

condicional usa el modelo del semivariograma y tiene en cuenta los valores de los datos como los da el krigado puntual.

La simulación difiere del krigado porque su objetivo es conservar en conjunto la textura de variación y la estadística de los datos originales en los valores simulados, Goovaerts (1997) dice que tienen prioridad sobre la precisión de la predicción local (Frogbrook, 1999). La simulación no suaviza la variabilidad como hace el krigado.

Frogbrook (1999) observó que el krigado predice de manera más precisa que la simulación pero, sin embargo, no reproduce la variabilidad espacial tan bien como esta última. Por tanto, el krigado tiende a suavizar la variación con el resultado de que los valores pequeños son sobrestimados y los grandes subestimados, además, esta suavización no es uniforme.

El krigado y la simulación son dos enfoques diferentes para la predicción. Por ejemplo, y en relación con la Agricultura de Precisión, si lo importante para un productor es la precisión de la estimación, lo que se debe de usar es el krigado ordinario. La simulación, por otro lado, le permitiría a este productor conocer donde se localizan los valores mayores y menores. Los métodos de estimación y simulación son, generalmente, complementarios y, a veces, se podrían utilizar combinados unos con otros.

A continuación se revisan los métodos más comunes de simulación y estimación de acuerdo con el siguiente esquema:

- interpolación de variables individuales;
- interpolación usando información secundaria;

- evaluación de la incertidumbre local;
- evaluación de la incertidumbre espacial.

2.3.5.1. Interpolación de variables individuales

El método de interpolación a partir del semivariograma usado en Geoestadística Clásica se llama "*kriging*" o *krigeado*, nombre dado por Matheron (1963) en honor al matemático surafricano Krige. El valor interpolado con este método carece de sesgo y su varianza es mínima, lo que hace de él un interpolador óptimo. Dado que cada propiedad estudiada se modeliza o interpola independientemente de otras, se habla generalmente de Geoestadística Univariable.

El krigeado no presenta muchas novedades respecto a otros métodos de interpolación, en cuanto a que todos los métodos asignan distintos pesos a las medidas de las que se dispone (Vieira, 2000). Los métodos de interpolación más frecuentemente usados en cartografía son los siguientes:

- la interpolación lineal asigna el mismo peso ($1/N$) a todos los $x_i (i = 1, 2, \dots, N)$ puntos utilizados;
- la *interpolación basada en el inverso del cuadrado de la distancia* aplica distintos pesos a los puntos según el inverso del cuadrado de la distancia que separa el valor interpolado de los valores en los puntos medidos;

- el *krigeado* asigna pesos variables de acuerdo con la variabilidad espacial expresada en el semivariograma, es decir, este estimador es una media móvil ponderada, que hace que sea un interpolador óptimo.

Pero mientras los métodos de interpolación “tradicionales” utilizan estimadores que le asignan un mayor peso a los puntos situados más cerca, en la interpolación por krigado esto no es necesario, ya que al utilizar el semivariograma se tiene en cuenta la autocorrelación entre puntos próximos (Samper y Carrera, 1990; Gómez Suárez, 1998).

El krigado tiene ciertas ventajas respecto a otros métodos de interpolación:

- Los pesos de ponderación dados a los valores medidos no son arbitrarios, sino que dependen de la variabilidad espacial.
- El krigado es un método exacto, es decir, la interpolación de la variable en un punto de medida devuelve el valor de la variable en ese punto con un error de estimación nulo.
- El krigado permite determinar cuál es el grado de precisión de las estimaciones realizadas.

El estimador utilizado en el krigado también se llama BLUE, iniciales de Best Linear Unbiased Estimator (= el mejor de los estimadores lineales entre los no sesgados), que resume las condiciones

que debe de cumplir dicho estimador (Samper y Carrera, 1990; Dafonte Dafonte, 1999; Armstrong, 1998).

Las predicciones de las propiedades pueden hacerse para cada uno de los puntos, denominado *krigeado puntual* o sobre áreas, llamado *krigeado por bloques*.

Los mapas de estimación realizados con los dos tipos de kriging difieren ligeramente, el kriging puntual provoca un mayor detalle local que cuando las predicciones se hacen por bloques que dan lugar a mapas más suavizados.

Por otra parte, al utilizar el kriging se pueden producir en determinados casos los siguientes efectos (Samper y Carrera, 1990):

- Efecto pantalla, que consiste en que las medidas experimentales situadas más próximas al punto de estimación reciben pesos mayores, llegando a reducir o incluso haciendo negativos a los que están situados detrás. Se puede admitir que, en este caso, el kriging permite cierta extrapolación, lo que explicaría los pesos negativos de los valores muestrales más alejados.
- Efecto agrupamiento, que consiste en que dos o más valores experimentales muy próximos tienden a comportarse como si se agrupasen en uno solo; este efecto es tanto más importante cuanto mayor es la autocorrelación de la variable estudiada.

Entre las numerosas aplicaciones de este método de interpolación conviene resaltar aquí, entre los más elementales, el trazado de curvas de nivel. Tras resolver las ecuaciones de kriging, es inmediata la obtención de valores estimados en cualquier punto x_{ij} , por tanto, para dibujar curvas de nivel lo más sencillo es hacer que la x vayan recorriendo los nodos de una malla regular. A partir de los valores estimados de Z en cada punto de la malla, las curvas de nivel se pueden trazar utilizando hojas de cálculo o programas de ordenador específicos para este uso.

✓ ***Kriging puntual***

La formulación más común del método del kriging es la del ordinario porque vale para variables estacionarias e intrínsecas (Samper y Carrera, 1990), por tanto, será la que se exponga a continuación. De acuerdo con el enfoque clásico, las ecuaciones de kriging se derivan imponiendo las condiciones de varianza mínima y sesgo nulo.

La estimación de una variable Z en un punto x_0 donde no hay medida debe de ser una *combinación lineal* de los valores medidos y su expresión es dada por la ecuación:

Estimador del kriging puntual.

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (\text{ec. 15})$$

donde:

$Z^*(x_0)$ = valor estimado en el punto x_0 ,

$Z(x_i)$ = valores de la variable en los N puntos donde son conocidos

λ_i = coeficientes de kriging o pesos asociados a cada valor medido.

El estimador no puede tener tendencia, es decir, ha de presentar un sesgo nulo, entonces la:

Esperanza matemática del estimador es.

$$E\{Z^*(x_0) - Z(x_0)\} = 0 \quad (\text{ec. 16})$$

y por lo tanto es necesario que la:

Suma de los coeficientes de kriging.

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \quad (\text{ec. 17})$$

Otra de las condiciones que debe de cumplir este estimador es que sea mínima la:

Varianza de estimación.

$$\text{Var}\{Z^*(x_0) - Z(x_0)\} = E\left\{\left[Z^*(x_i) - Z(x_i)\right]^2\right\} = \textit{minima} \quad (\text{ec. 18})$$

Es necesario tener en cuenta que, aún conociendo con exactitud el semivariograma, puede haber otros métodos de estimación no lineales con errores menores que los de kriging. El único caso en que el kriging conduce a la mejor estimación absoluta es aquel en el que la función aleatoria tiene una distribución normal.

Se puede deducir de la ecuación 16 que el krigado es un estimador exacto, esto es, si se trata de estimar Z en un punto de observación, el resultado será el valor medio con incertidumbre nula. Esta propiedad es altamente deseable y se utiliza, con frecuencia, como argumento a favor del krigado sobre otras alternativas.

También hay que resaltar que las ecuaciones de krigado no dependen de los valores medidos de las variables sino solamente de la posición de las muestras y del semivariograma. En particular, la varianza del error de estimación sólo depende del semivariograma y de los coeficientes de ponderación que son solución de las ecuaciones de krigado; por tanto, es independiente de los valores medidos. Esta propiedad de la varianza de los errores de estimación es extraordinariamente útil de cara al diseño de redes de observación y también, cuando es necesario tomar muestras adicionales.

La formulación más común del método del krigado es la del ordinario porque vale para variables estacionarias e intrínsecas (Samper y Carrera, 1990), por tanto, será la que se exponga a continuación. De acuerdo con el enfoque clásico, las ecuaciones de krigado se derivan imponiendo las condiciones de varianza mínima y sesgo nulo.

✓ *Krigado por bloques*

Los datos experimentales de los que se dispone, generalmente, se obtienen a partir de muestras puntuales. Pero en determinados casos, conviene efectuar una estimación a partir de medias promediadas de una

variable sobre un dominio o bloque; este método es conocido como krigado por bloques (Samper y Carrera, 1990).

Por otra parte, cuando se trabaja con sistemas de información geográficos tipo raster (como los descritos más adelante), donde el soporte de los datos existentes son celdas cada una con su posición geográfica determinada, lo que interesa no es la estimación del valor de una variable en un punto sino que lo que importa es el valor regularizado de las variables en cada una de las celdillas en que está dividida el área de estudio (Dafonte Dafonte, 1999).

Por tanto, la utilidad del krigado por bloques es doble, y su interés radica no sólo en el tratamiento de variables que no admiten definición puntual, sino también en el estudio de valores promedio.

Para llevar a cabo este tipo de krigado hay que realizar la *regularización* de la variable regionalizada, que consiste en la toma del valor medio de la variable $Z(x)$ en un dominio V –que puede representar un segmento en R^1 , un área o bloque en R^2 o un volumen en R^3 –, con la siguiente (Samper y Carrera, 1990):

Ecuación de interpolación para krigado en bloques.

$$Z_v(x) = \frac{1}{V} \int_V Z(v) dv \quad (\text{ec. 19})$$

Es importante observar que si $Z(x)$ es una función aleatoria intrínseca, su regularización o valor promedio $Z_v(x)$ también lo es su:

Esperanza matemática de la función intrínseca.

$$E[Z_v(x+h) - Z_v(x)] = 0 \quad (\text{ec. 20})$$

donde:

$Z_v(x)$ = valor medio de Z en la zona V centrada en el punto x

$Z_v(x+h)$ = valor medio de Z en la zona V centrada en $x+h$.

La importancia de la regularización radica en que la variable Z_v es una nueva variable regionalizada y todas las definiciones relativas a la variable original $Z(x)$ puede extenderse a su regularización (Samper y Carrera, 1990), por tanto, las propiedades de la variable $Z_v(x)$ pueden deducirse directamente de las de $Z(x)$.

La variabilidad de $Z_v(x)$ es mucho más pequeña que la de $Z(x)$, sobre todo a pequeña escala, la variable regularizada es más “suave”.

✓ ***Semivariograma regularizado o promedio***

Se denomina *semivariograma regularizado o promedio* de una variable Z entre dos dominios V_1 y V_2 al valor medio del semivariograma de Z obtenido cuando los extremos del vector distancia recorren ambos volúmenes:

Ecuación del variograma regularizado simple.

$$\bar{\gamma}_{V_1V_2} = \frac{1}{V_1V_2} \int_{V_1} \int_{V_2} \gamma(u_1 - u_2) du_1 du_2 \quad (\text{ec. 21})$$

De la misma forma se define el valor medio del semivariograma en el dominio V , $\bar{\gamma}_{VV}$, como el promedio de $\gamma(u-v)$ cuando u y v recorren V :

También se puede definir el valor medio del semivariograma entre un punto x_i y un bloque V , definido mediante la:

Ecuación del variograma regularizado en bloques.

$$\bar{\gamma}_{v_i} = \frac{1}{V} \int_V \gamma(u - x_i) du \quad (\text{ec. 22})$$

Al igual que el krigado puntual, el krigado por bloques es un interpolador exacto. Análogamente, las ecuaciones del krigado por bloques sólo dependen del modelo estructural y de la ubicación de los datos, pero no del valor de las medidas experimentales. Sin embargo, en el krigado por bloques hay que diferenciar entre dos conceptos básicos: *varianza de estimación y varianza de dispersión*; la varianza de estimación cuantifica la incertidumbre de la variable regionalizada mientras que la varianza de dispersión cuantifica las oscilaciones de la variable en torno al soporte utilizado.

✓ **Otros tipos de krigado univariable**

El *krigado simple* consiste en una predicción teniendo en cuenta que la variable regionalizada presenta estacionariedad de segundo orden y valores medios conocidos.

Cuando la variable regionalizada no presenta incrementos estacionarios, es decir, exhibe una deriva se utiliza frecuentemente el *krigado residual*. La hipótesis fundamental del krigado residual consiste en suponer conocida la deriva $m(x)$ y a partir de ella se calculan los residuos a los que se les aplica el krigado ordinario.

Además, en el caso de que la variable regionalizada no sea estacionaria, de acuerdo con Samper y Carrera (1990), existen otras posibilidades de análisis de dependencia espacial como son el *krigeado universal* o el *krigeado estratificado* que se tratarán más adelante.

2.3.5.2. Interpolación usando información secundaria

En la actualidad, existe un amplio número de técnicas de medida, muchas de ellas basadas en sistemas telemétricos a distancia de variables del suelo o de otras variables que están relacionadas con sus propiedades. Este tipo de información secundaria puede ser utilizado para mejorar las predicciones efectuadas mediante las técnicas de la Geoestadística Univariante. En efecto, se puede admitir que la principal limitación del *krigeado* se debe a que el limitado número de datos disponibles generalmente no permite comprobar la hipótesis de estacionariedad. Para ello se pueden utilizar diversos métodos de análisis geoestadístico de varias variables regionalizadas.

El problema de la estimación de variables corregeonizadas puede ser abordado con distintos métodos como el *cokrigeado*, el *krigeado con deriva externa* también denominado *krigeado universal* o el *krigeado estratificado*. Además, existen métodos alternativos que utilizan el *krigeado clásico combinado con la regresión lineal*.

✓ *Cokrigado*

En el suelo las variables están relacionadas unas con otras, una vez comprobado el grado de relación entre ellas, a través de los coeficientes de correlación, se puede determinar el comportamiento de una propiedad en función de la otra a través del *semivariograma cruzado* y, posteriormente, también estimar una característica en función de otra con el *cokrigado*. Esto es muy útil cuando una de las características estudiadas es más difícil o costosa de medir, por falta o pérdida de muestra, de modo que exista un menor número de datos.

Al estudiar el cokrigado, al igual que en el caso univariable, es necesario introducir hipótesis acerca de la naturaleza de las funciones aleatorias para hacer posible la inferencia estadística. Por lo demás, el cokrigado no es más que la extensión del krigado, sin embargo, mientras que en el krigado se analiza la correlación espacial, el método del cokrigado utiliza tanto la correlación espacial como la correlación entre las distintas variables.

De la misma manera que se ha definido una variable regionalizada en un campo se definen ahora las dos variables $Z_1(x_i)$ y $Z_2(x_i)$, donde sus semivariogramas vienen definidos, respectivamente, por las siguientes ecuaciones (Vieira, 2000):

Semivariograma para la variable $Z_1(x_i)$.

$$\gamma_1(h) = \frac{1}{2} E \left\{ \left[Z_1(x_i) - Z_1(x_i + h) \right]^2 \right\} \quad (\text{ec. 23})$$

y el semivariograma para la variable $Z_2(x_i)$.

$$\gamma_2(h) = \frac{1}{2} E \left\{ \left[Z_2(x_i) - Z_2(x_i + h) \right]^2 \right\} \quad (\text{ec. 24})$$

Se puede definir entonces mediante la siguiente ecuación el semivariograma cruzado:

$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2} E \left\{ \left[Z_1(x_i + h) - Z_1(x_i) \right] \left[Z_2(x_i + h) - Z_2(x_i) \right] \right\} \quad (\text{ec. 25})$$

y el estimador del semivariograma experimental cruzado es:

$$\gamma_{12}^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \left[Z_1(x_i) - Z_1(x_i + h) \right] \left[Z_2(x_i) - Z_2(x_i + h) \right] \quad (\text{ec. 26})$$

$\gamma_{12}^*(h)$ = valor del semivariograma cruzado experimental;

$N(h)$ = cantidad de valores medidos para Z_1 y Z_2 separados por la distancia h ;

$Z_1(x_i)$ = valor de la variable Z_1 en el punto x_i ;

$Z_1(x_i + h)$ = valor de la variable Z_1 en el punto $x_i + h$;

$Z_2(x_i)$ = valor de la variable Z_2 en el punto x_i ;

$Z_2(x_i + h)$ = valor de la variable Z_2 en el punto $x_i + h$.

Al contrario de lo que ocurre con el semivariograma simple (o de una variable) $\gamma_{11}(h) = \gamma_1(h)$, el semivariograma cruzado $\gamma_{12}(h)$ puede tomar valores negativos (Samper y Carrera, 1990).

Para escalar los semivariogramas cruzados, los valores experimentales se suelen dividir por el valor de la covarianza entre Z_1 y Z_2 .

Posteriormente, el ajuste de una función teórica y su validación se hace de la misma forma que para un semivariograma experimental simple.

Se habla de *cokrigado heterotópico* cuando se analizan dos variables con diferente intensidad de muestreo, y la principal aplicación del mismo es mejorar las estimas de la variable de la que se dispone de menor número de datos. En el *cokrigado isotópico* por el contrario, se dispone del mismo número de datos tomados en las mismas posiciones de la variable primaria y secundaria. Recientemente, ha cobrado gran impulso el uso del *cokrigado colocalizado*, en el que la variable secundaria se mide en todos los nodos utilizados en la predicción; muchas veces la variable secundaria son datos de altura obtenidos de un modelo de elevación digital.

✓ ***Krigado universal***

El *krigado universal*, también denominado *krigado en presencia de una tendencia externa*, supone que la variable aleatoria puede descomponerse en una deriva, que es desconocida aunque se admite que es regular, y un término residual no determinista, del que se conoce el semivariograma perfectamente.

✓ ***Krigado estratificado***

Este tipo de krigado se aplica cuando el área estudiada se puede dividir en unidades de menores dimensiones, en cada una de la cuales se calculan diferentes modelos de dependencia espacial. En este caso se puede llevar a cabo la interpolación mediante krigado puntual o krigado

en bloques independientemente en cada una de las áreas, con lo que se evitan discontinuidades entre los límites de las diferentes zonas.

2.3.5.3. Evaluación de la incertidumbre local

A veces, los usuarios de las herramientas geoestadísticas no están interesados en obtener la mejor estima, dentro de las posibles, sino más bien en conocer la probabilidad de que el valor de un atributo exceda determinados límites. Este tipo de evaluación, en la que se pone énfasis en analizar la dependencia espacial por encima y debajo de un valor considerado crítico, está muy relacionado con la toma de decisiones.

A diferencia de los métodos anteriores, estos métodos no son lineales y, generalmente requieren mayores esfuerzos de cálculo. Con herramientas de gestión y toma de decisiones se ha utilizado el *krigeado disyuntivo* y, sobre todo, el *krigeado indicador*.

El krigado disyuntivo es un tipo de krigado no lineal, situado a caballo entre el krigado simple y la simulación condicionada; este método permite obtener una estimación de la probabilidad de que una variable dada $Z(x)$ supere un determinado nivel o valor límite ' Z_1 ' condicionado a los valores experimentales $Z(x_i)$ de la misma. Se trata, por tanto, de un estimador no lineal dependiente de una distribución de probabilidades condicionada. El krigado disyuntivo se basa en la hipótesis de la existencia de una transformación de la variable original en otra cuya distribución espacial es binormal. En este sentido, el krigado disyuntivo es un método paramétrico, ya que se basa en la suposición de una distribución.

Por el contrario, el krigeado indicador se puede considerar como un método no paramétrico, que evita los inconvenientes del krigeado disyuntivo y que no requiere imponer ninguna hipótesis acerca de la distribución de la variable estudiada.

✓ *Krigeado indicador*

Este tipo de krigeado no paramétrico estima la probabilidad condicionada a los datos y ha sido empleado para caracterizar y representar las propiedades hidráulicas, reservorios de petróleo y agua subterráneas (Journel e Isaaks, 1984; Journel y Gómez-Hernández, 1989; Gómez-Hernández y Srivastava, 1990; Journel y Alabert, 1990); también el enfoque indicador ha sido adaptado a variables aleatorias binarias, tales como zonas rentables y no rentables en campos de petróleo (Journel y Gómez-Hernández, 1989; Gómez-Hernández y Srivastava, 1990).

Es un tipo de krigeado muy útil para estudios medioambientales porque permite determinar la probabilidad de que en ciertas zonas del área estudiada las concentraciones de elementos sean superiores a unos valores máximos permitidos o aconsejados. Permite dividir una cuenca en zonas “sanas” o “peligrosas”. La estimación del krigeado o cualquier otra clase de estimación lleva asociada cierta incertidumbre, y si se toman decisiones sólo en base a esta estimación puede ocurrir que, zonas sanas sean consideradas como tóxicas y viceversa; por tanto, para la toma de decisiones de esta clase es, con frecuencia, más relevante evaluar el

riesgo de toxicidad antes que deducir una estimación simple (Goovaerts *et al.*, 1997).

Mediante el krigado indicador puede ser estimada y cartografiada la probabilidad de que la verdadera concentración exceda de un umbral. Las zonas pueden ser delimitadas y clasificadas en base a la probabilidad con que las concentraciones desconocidas excedan de un umbral. Así, de llevarse a cabo un saneamiento o un nuevo muestreo en la zona, se debería hacer primero en las zonas con mayor probabilidad de contaminación.

Pero sin duda, la mayor ventaja del krigado indicador respecto al “tradicional” es que se pueden emplear tanto datos cuantitativos (“duros”) como cualitativos (“blandos”).

La Geoestadística Indicadora es de tipo no paramétrica, ya que no impone ninguna hipótesis acerca de la distribución de la variables, su fundamento es la transformación mediante funciones indicadoras con las cuales los datos originales se transforman en funciones de distribución de las variables estudiada en variables binarias. Se define una nueva variable indicadora o binaria $I(x_0, z_c)$ asociada a la variable original $Z(x)$ y en función de un umbral z_c .

El krigado indicador (Journel, 1983) difiere de la Geoestadística Gaussiana tradicional en que su intento es estimar la distribución de la probabilidad condicional. No se necesitan asunciones sobre la forma de las funciones de distribución anterior (Bierkens y Burrough, 1993).

Este tipo de Geoestadística permite analizar conjuntamente el comportamiento espacial de:

- datos “duros” o cuantitativos:

- son variables continuas (pH del suelo, concentración de nutrientes, etc.),
 - se obtienen a partir de medidas directas en el campo o en el laboratorio,
 - puede realizarse estimaciones por krigado puntual, krigado por bloques, krigado indicador.
- datos “blandos” o cualitativos:
 - son variables discretas (tipo de suelo, geología, uso del suelo, etc.),
 - se obtienen indirectamente a partir de mapas,
 - las estimaciones sólo se realizan mediante krigado indicador.

2.3.5.4. Evaluación de la incertidumbre espacial

Se admite que son dos los principales objetivos de toda simulación, tanto condicionada como no condicionada (Samper y Carrera, 1990; Gómez-Hernández, 1991). El primero de ellos es reproducir la variabilidad espacial del fenómeno o de la propiedad de interés. Este objetivo difiere claramente de la finalidad de la estimación por krigado que consiste, básicamente, en llevar a cabo la mejor de las predicciones posibles en un entorno local, minimizando la varianza del error de estimación. Por este motivo, la estimación por krigado tiende a producir patrones de variación más suavizados que los reales. Esta circunstancia es especialmente característica del krigado por bloques. Por tanto, uno de las principales desventajas del krigado estriba en que dicha técnica

de estimación provoca una sobrestimación de los valores inferiores y una subestimación de los valores superiores de una serie de datos.

En general, los objetivos de la simulación y de la estimación son incompatibles. Los valores estimados $Z^*(x)$ tiende a ajustarse, en promedio, a los valores reales de $Z(x)$ mientras que los valores simulados $Z_s(x)$ reproducen mejor el aspecto de las fluctuaciones del fenómeno real.

Contrariamente a lo que ocurre con el krigado, la simulación estocástica se centra en reproducir los parámetros estadísticos del semivariograma muestral al tiempo que conserva los valores medidos. Generalmente, cada uno de los mapas individuales obtenidos por simulación parece más realista que el mapa resultante de la optimización por krigado, por tanto, la simulación estocástica presenta ventajas con respecto al krigado en aquellas aplicaciones en las que es necesario conocer el rango completo de variabilidad espacial de una propiedad sin “suavizar” dicho modelo de variación (Srivastava, 1996). La simulación estocástica ha sido utilizada en Ciencias del Suelo para delimitar el contorno de áreas contaminadas (Desbarats, 1996), modelizar el transporte de solutos en la zona no saturada (Vanderborgh *et al.*, 1997) o predecir la producción de algunos cultivos (Pachepsky y Acock, 1998).

El segundo propósito de la simulación de una función aleatoria es generar valores de los parámetros necesarios en la simulación estocástica de ciertos procesos (Samper y Carrera, 1990). Esta aplicación es particularmente importante para resolver determinados problemas en los que no es suficiente interpolar datos puntuales.

Ejemplos actuales en los que se requiere este tipo de datos de un modo cada vez más frecuente son la utilización de modelos para simular diversos procesos medioambientales como por ejemplo: el cambio climático, la contaminación, la escorrentía, la difusión de nutrientes, etc. La modelización está actualmente asociada al uso de sistemas de información geográficos de alta resolución de modo que no es posible medir valores para cada una de las celdas individuales. La simulación permite generar en cada una de las celdas todo el rango de realizaciones o valores posibles; por el contrario, la estimación por kriging sólo proporciona un solo mapa, con un valor posible en cada punto o celda de interés. El conjunto de un número elevado de realizaciones posibles, que ocurren con la misma probabilidad, permite analizar la sensibilidad de los modelos para un amplio rango de posibles valores de la propiedad simulada. La simulación estocástica también resulta particularmente útil para evaluar la incertidumbre de la distribución espacial de los valores de una propiedad, para analizar los resultados de procesos en los que se parte de diferentes escenarios iniciales, o para analizar la propagación de errores en la descripción de procesos mediante sistemas de información geográficos (Heuvelink, 1998).

En la práctica, la simulación estocástica encuentra su aplicación siempre que sea necesario generar numerosas realizaciones que reproduzcan, de un modo razonable, el histograma de valores muestrales de una variable al mismo tiempo que presenta un buen ajuste a los parámetros estadísticos del mismo (media, varianza, etc.)

✓ **Simulación secuencial gaussiana**

El método de interpolación más frecuentemente utilizado es la simulación condicional (o condicionada) gaussiana. Este tipo de interpolación toma también como base el semivariograma, pero en contra de lo que ocurre con el krigado, proporciona mapas que tienen una apariencia más similar a los observados en la realidad. La simulación condicionada es una técnica de generación de campos aleatorios que reproduce localmente la información disponible, al tiempo que globalmente da cuenta de la variabilidad observada.

Uno de los modelos estocásticos preferidos para medir la incertidumbre de la variabilidad espacial es la función de probabilidad gaussiana que queda totalmente definida con el valor medio (m) y la covarianza, $C(h)$. Conocida la función de probabilidad gaussiana, la simulación condicional combina los datos medidos en los puntos muestrales con la información que, acerca de la continuidad espacial, contiene el semivariograma, para evaluar las realizaciones más probables. Las superficies obtenidas en cada una de las realizaciones son similares por tanto en la red de medida y varían entre ellas, siendo definidas por la siguiente:

Ecuación de realizaciones individuales que se define como

$$z(x) = \Pr(Z), \gamma(h) \quad (\text{ec. 27})$$

donde:

$z(x)$ = cada una de las realizaciones individuales

$\Pr(Z)$ = función de distribución de probabilidad (PDF)

$\gamma(h)$ = semivariograma

En la práctica, la simulación condicional gaussiana se lleva a cabo siguiendo las etapas descritas por Burrough y Mc Donnell (1998), que se exponen a continuación:

- Ajuste de un modelo teórico de semivariograma a los datos muestrales.
- Elección al azar de un punto sobre el mapa en el que se representarán los resultados. El valor de la variable en este punto se interpola usando los datos de los puntos vecinos. La interpolación se lleva a cabo eligiendo aleatoriamente un valor de la función de densidad de probabilidad (PDF), que viene definida simplemente por una media y una desviación estándar. El valor promedio se obtiene por krigeado simple, y la desviación estándar equivale a los errores de krigeado.
- A continuación, se elige otro punto en el mapa y se repite el paso anterior, tomando siempre al azar un valor de la distribución condicionada. Sin embargo, el punto ya interpolado anteriormente se trata como si fuese medido y se tiene en cuenta al evaluar el semivariograma y la PDF. Este procedimiento continúa hasta efectuar la interpolación en todos los puntos del mapa.
- Se repiten los pasos anteriores hasta elaborar al menos 100 mapas. Cada uno de estos mapas es diferente dado que cada vez la interpolación comienza en un punto distinto y además, se asigna a cada punto un valor individual de la curva de la función de densidad de probabilidad.

Por tanto, son dos las características que hay que resaltar de cualquier imagen obtenida por simulación. En primer lugar, el valor estimado en cada punto es “coherente” con los valores medidos en los puntos vecinos, pero no con los valores estimados en otros puntos y, en segundo lugar, el mapa promedio de los valores simulados presenta (aunque no el de cada mapa individual) unos patrones de variabilidad similares a los observados en la realidad.

✓ *Otros tipos de simulación*

La mayoría de los métodos de simulación presuponen, de forma más o menos explícita, que la variable simulada sigue una distribución normal; esta hipótesis se refiere no sólo a la distribución puntual del valor de la variable sino también a la distribución conjunta de dichos valores en varios puntos. No obstante, esta hipótesis no siempre es aceptable, bien por motivos de tipo conceptual o porque el histograma de los datos sugiere otro tipo de distribución.

La simulación condicional gaussiana ha sido sustituida en determinadas aplicaciones por otros métodos que tienen en cuenta la incertidumbre espacial descrita entre otros en Goovaerts (1997) y Samper y Carrera (1990). Por ejemplo, existen métodos clásicos de simulación de funciones aleatorias, como el *espectral* y el *de las bandas rotantes*, que producen simulaciones no condicionales las cuales deben de ser condicionadas posteriormente.

El método de *simulación matricial*, se basa en una formulación que es independiente de que se haya aplicado con

anterioridad el krigado. Este método admite diversas variantes, y puede resultar poco operativo cuando se pretende simular la función aleatoria en muchos puntos.

Por otra parte, la simulación secuencial de variables indicadoras también se ha usado para evaluar la incertidumbre asociada a la interpolación (Goovaerts, 1997). La simulación secuencial de indicadores ha sido utilizada para generar campos que no corresponden a una función aleatoria multinormal ya que pretende producir realizaciones de una función aleatoria con la distribución bivariada. Existen técnicas espaciales para tener en cuenta, mediante indicadores, la correlación espacial de valores extremos muy altos o muy bajos. Utilizando esta técnica, las simulaciones obtenidas proporcionan un resultado cuya resolución es función del número y amplitud de las clases consideradas.

También hay que destacar que la simulación condicional clásica ha sido utilizada en combinación con datos cualitativos, denominados “blandos”, lo que ha permitido obtener todavía mayor precisión en cuanto a la definición de las realizaciones que presentan mayor probabilidad. En este caso, la variabilidad que se observa entre las posibles realizaciones es mucho más pequeña que la obtenida cuando no se considera esta información blanda.



MATERIAL Y MÉTODOS

3. MATERIAL y MÉTODOS

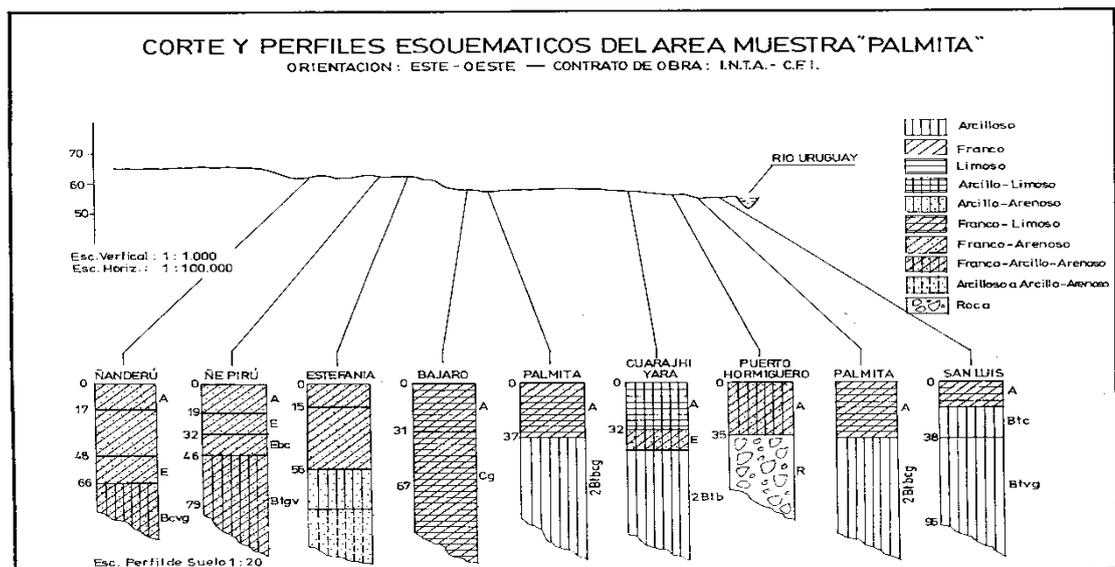
3.1. Área de estudio

3.1.1. Localización del medio físico de las unidades estudiadas

El estudio fue realizado en una superficie de 5.1 ha de la Unidad Cartográfica 13c con dos años consecutivos de arroz bajo riego. El paisaje de la Unidad Cartográfica 13c se localiza en el valle aluvial del Río Uruguay y sectores de terrazas con bancos de cantos rodados a escasa profundidad. Los materiales originarios corresponden a la formación Solari-Geral y sedimentos recientes y actuales sobre conglomerados y rodados del Uruguay. Esta formación se extiende en una superficie de 20000 ha y está compuesta por las Series de suelos Palmita, San Luis y Puerto Hormiguero (Figura 9) Las principales limitantes que presentan estos suelos son susceptibilidad a inundación, drenaje deficiente y profundidad efectiva somera.

Figura 9. Corte esquemático que muestra la posición en el paisaje de los perfiles de las series Puerto hormiguero, Palmita y San Luis (Escobar *et al.*, 1992).

Las principales características de las Series Palmita, Puerto



Hormiguero y San Luis se describen a continuación.

Serie Palmita

Taxonomía: *Argiacuoles abrápticos*, arcillosa fina, hipertérmica (Escobar *et. al.*, 1992).

La Serie Palmita se encuentra ubicada en el valle aluvial del río Uruguay y la ruta 14, al sur de la ciudad de Santo Tomé, Provincia de Corrientes (Argentina). Cubre una superficie de 10000 ha. Además integra, como suelo principal, las unidades 63 y 64, con 159850 ha. Se localiza en relieve subnormal, en posición plano bajo, con una pendiente de hasta el 2%. La vegetación está formada por ciperáceas, *Paspalum sp.*, *Eragrostis* y otras gramíneas. El material originario corresponde a sedimentos lateríticos redepuestos, con pronunciadas condiciones de hidromorfismo.

La Serie Palmita identifica a suelos relativamente profundos con capa freática cerca de la superficie y evidentes signos de gleización desde aproximadamente los 30 cm. La coloración de los horizontes superficiales es pardo grisáceo oscuro (10 YR 3/2) y gris verdoso (5 GY 5/1) en los subyacentes. El escurrimiento es lento, la permeabilidad lenta a moderada, siendo por lo tanto imperfectamente drenado, con anegamientos periódicos y falsa capa freática a los 35 cm. Como se encuentran en relieve normal, de baja energía, es susceptible de erosión hídrica ligera.

Tiene epipedón mólico, con cambio textural abrupto en el techo del horizonte argílico, franco limoso, pardo grisáceo oscuro con abundantes moteados y fuertemente ácido. Le sigue un horizonte argílico, enterrado que constituye una discontinuidad litológica, arcilloso, gleizado (gris verdoso oscuro (5 GY 4/1)), fuertemente ácido con concreciones de hierro-manganeso, clayskins y moteados abundantes en toda su extensión. La profundidad efectiva de esta Serie es muy somera, tan solo de 17 cm.

El epipedón mólico está bien provisto de materia orgánica y medianamente provisto en fósforo. Las bases de cambio son altas en el horizonte argílico, a excepción del potasio. Se caracteriza por presentar alto contenido de aluminio intercambiable desde los 17 cm, con incrementos en el horizonte Bt.

Los suelos de esta clase son inadecuados para cultivos de secano con limitaciones muy severas por frecuentes inundaciones de muy difícil evacuación y además por los contenidos de aluminio. Pueden ser utilizados para el cultivo de arroz (uso actual en áreas muy localizadas), la conservación de la fauna silvestre y como campo natural de pastoreo. La clase de capacidad de Uso es VIIw y el índice de productividad es de 5.

Serie Puerto Hormiguero

Taxonomía: *Udortentes líticos*, franco fina, ácida, hipertérmica (Escobar *et al.*, 1992).

El perfil modal se encuentra ubicado en el departamento de Santo Tomé, Provincia de Corrientes (Argentina).

Estos suelos son imperfectamente drenados, con cantos rodados cercanos a la superficie. El material originario son sedimentos fluviales, ubicados en planicies con hidromorfismo acentuado con escurrimiento lento. No presentan horizontes diagnósticos, excepto la secuencia A-C. El horizonte A es franco a franco arenoso, pardo amarillento (10 YR 5/6), ócrico y extremadamente ácido, a los 35 cm aparece un contacto lítico de cantos rodados. Son suelos con muy poca evolución pedogenética. Estos suelos no tienen aptitud para soportar cultivos, debido a su escasa profundidad, que constituyen un grave problemas para las maquinas agrícolas.

Serie San Luis

Taxonomía: Plintacualfes típicos, arcillosa fina, mixta hipertérmica (Escobar *et al.*, 1992).

La unidad de suelo se localiza en el Departamento de Santo Tomé, Provincia de Corrientes (Argentina), y corresponde al complejo de la Serie San Luis clasificado como Plintacualf, arcilloso fina, mixta hipertérmico. Cubre una superficie de 6000 ha. Son suelos ubicados en el valle aluvial de curso de agua, específicamente en la planicie o valle de inundación del Río Uruguay y Cuay Grande. Se presentan en relieve normal-cóncavo, en posición de bajo con pendientes de 0-0.5 %. El tapiz vegetal está compuesto de un prado de *Axonopus compressus*, *Paspalum sp.*, *Cynodon sp.* y ciperáceas.

Como típico suelo anegable presenta drenaje deficiente, con escurrimiento lento y permeabilidad lenta a muy lenta siendo susceptible a inundaciones periódicas. Las características impresas en el perfil

indican los efectos de estas condiciones de exceso de agua, con moteados desde la superficie y plintitas que cubren más del 20% de los horizontes del perfil por debajo de los 38 cm de la superficie. El pH es extremadamente ácido en todo el perfil. La Serie San Luis presenta severas limitaciones por la susceptibilidad a inundaciones frecuentes en el año, drenaje deficiente y alto contenido de aluminio, que la hacen inadecuada para cultivos y restringen su uso para ganadería sobre campo natural, el cultivo de arroz y la conservación de la vida silvestre. Pertenece a la clase VIIws de capacidad de uso y el Índice de productividad es de 3.

Como la experiencia se realizó en un suelo correspondiente a la Serie San Luis en la Tabla 3 se presentan las características edáficas de la misma.

El horizonte superficial presenta coloración pardo grisáceo oscura (10 YR 4/2). De acuerdo a la Tabla 3 el horizonte A presenta textura franco limosa, contenidos medios de materia orgánica, baja saturación de bases, alto porcentaje de saturación de aluminio intercambiable y pH extremadamente ácido. El porcentaje de saturación de bases se incrementa en el horizonte B, consecuentemente las concentraciones de Al decrecen progresivamente en profundidad.

Tabla 3. Características granulométricas, fisicoquímicas y químicas de la Serie San Luis (Escobar *et al.*, 1992).

Horizontes		A	Bt	Btv	Btv _g
Profundidad	cm	0/17	17/38	38/58	58/+
Arcilla		Granulometría			
Limo		4.8			
		57.0			
Arena	Fina	23.6			
	Gruesa	4.6			
pH		3.70	3.70	3.50	3.57
M.O.	%	2.14	0.45	0.64	0.09
Ca		4.00	5.20	6.60	12.49
Mg		2.60	3.20	4.60	5.05
K	meq/10	0.10	0.12	0.10	0.11
Na	0g	0.21	0.27	0.31	0.30
H		4.80	19.80	19.00	16.61
Al		3.40	9.80	9.80	5.37
T		21.70	28.60	30.60	34.55
S/T		31.84	30.73	37.94	51.95
PSI	%	0.97	0.94	1.01	0.87
PSAI		32.98	52.72	45.77	23.03

Materia Orgánica; M.O.

Cationes Intercambiables; Ca, Mg, K, Na, H y Al.

Capacidad de Intercambio catiónica; T.

Saturación de Bases; S/T.

Saturación de Sodio Intercambiable; PSI.

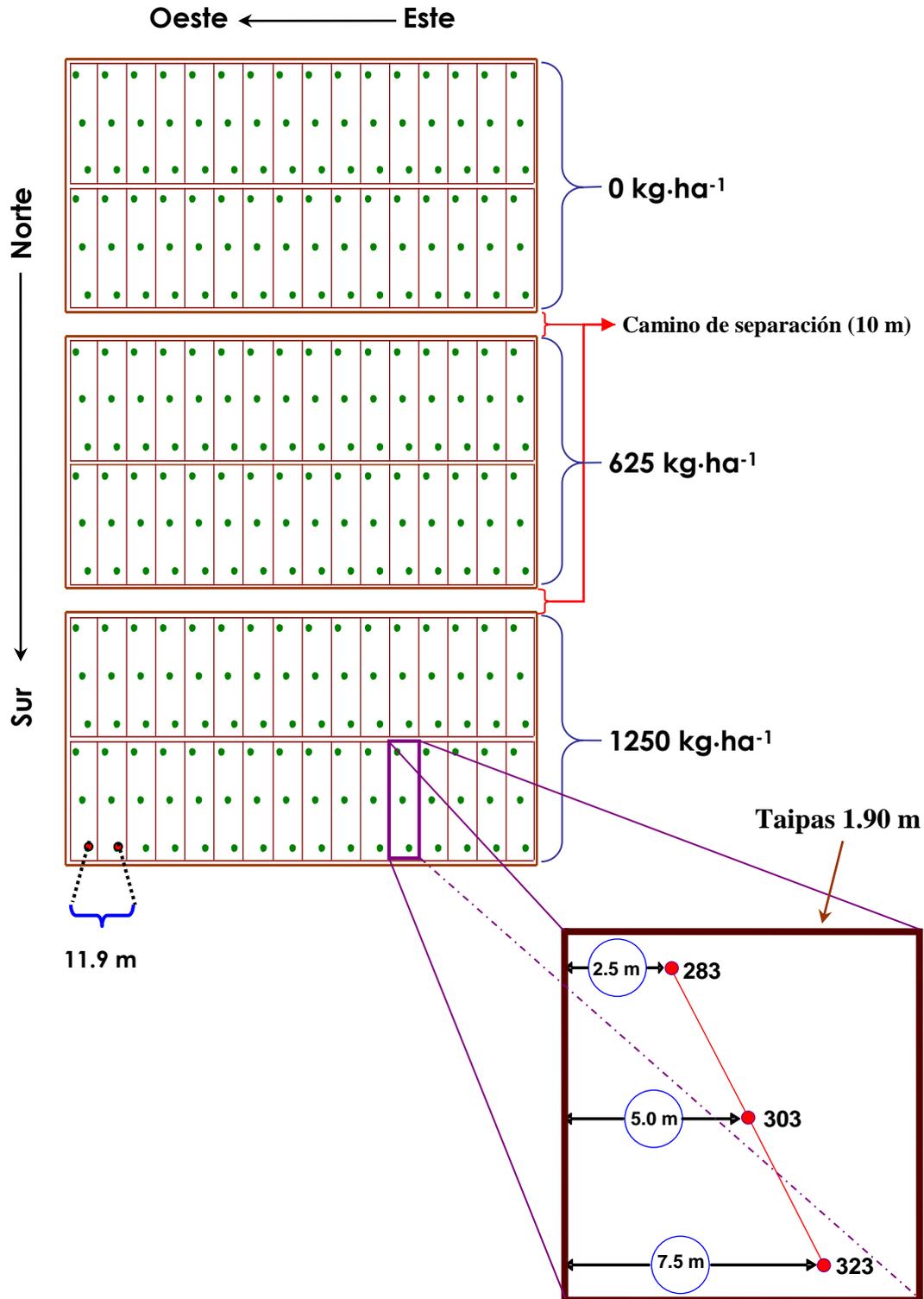
Saturación de Aluminio intercambiable; PSAI.

3.1.2. Diseño experimental y obtención de datos

La preparación del terreno para el estudio se realizó dos meses antes de la siembra, primero se llevó a cabo un laboreo del terreno con arado de discos y posteriormente se paso una rastra de discos. Se delimitaron los bloques de 106x190 m y separados entre si por 10 m. A dos de los bloques se aplico mecánicamente dolomita a voleo a razón de 625 y 1250 kg·ha⁻¹ y posteriormente se pasó una rastra de discos para su incorporación.

Previo a la siembra se delimitaron las parcelas de 50x10 m. separadas por taipas de 1.9 m. Una vez delimitadas las parcelas se procedió a la marcación de los puntos de muestreos. Dentro de cada parcela se tomaron tres muestras de tierra sobre la diagonal distanciadas a 20 m en la dirección norte-sur y entre las parcelas, dirección este-oeste, la distancia de muestreo fue de 11.9 m. El esquema de muestreo se muestra en la Figura 10. En ella se puede apreciar la disposición norte sur de los tres bloques, el testigo y los dos bloques restantes con cantidades crecientes de dolomita.

Figura 10. Diagrama del campo experimental mostrando el detalle de muestreo realizado en cada bloque para las tres situaciones estudiadas.



Fotos. Vistas de las parcelas experimentales y plantas del cultivo de arroz.



Foto 1. Vista general del experimento bajo cultivo de arroz.

Foto 2. Detalle de las taipas divisorias de parcelas y de tratamientos.



Foto 3. Vista en detalle de las parcelas experimentales.

Fotos 4. Raíces recubiertas con óxidos de hierro.



3.2. Muestreo de suelos

Debido al desconocimiento de la escala de dependencia espacial, por falta de estudios en esta región del país, el criterio utilizado para diseñar las redes de muestreo de la unidad estudiada fue la toma de datos a diferentes escalas de distancia y de tiempo. Por lo que, en la unidad, se llevó a cabo un muestreo tomando pares de puntos a distancias y tiempos variables.

3.2.1. Toma de las muestras

Se realizaron tomas de muestras en tres momentos, previo a la siembra, en pleno macollamiento (28 días de inundación) y en la floración del cultivo de arroz (56 días de inundación).

El primer muestreo, suelo no inundado, se realizó con barreno a una profundidad de 0.15 m. En cada punto de muestreo se tomaron tres submuestras; se almacenaron en bolsas plásticas de 200 μm , se procedió a la eliminación del aire e inmediatamente se congelaron para su traslado al laboratorio. Para el segundo y tercer muestreo, suelo bajo inundación, se preparó un tubo de plástico de 20 cm de largo por 5 cm de diámetro provisto de un pistón de caucho para provocar vacío durante la extracción de la muestra de suelo inundado. El procedimiento de toma se realiza introduciendo el tubo plástico en el suelo inundado y al mismo tiempo se tira del pistón en sentido contrario, una vez alcanzada la profundidad de muestreo se tira del mismo provocando succión y evitando de esa forma que la muestra se pierda al retirar el tubo plástico. De igual forma que en el primer muestreo se tomaron tres submuestras

por punto de muestreo, se colocaron en bolsas plásticas de 200 μm , se eliminó completamente el aire de las mismas y luego fueron congeladas para su traslado al laboratorio.

3.2.2. Acondicionamiento de las muestras

En el laboratorio, las muestras congeladas del primer muestreo, muestras con humedad de campo, se molieron cuidadosamente dentro de su recipiente homogeneizo y una porción de la misma se pasó por malla de 2 mm e inmediatamente se pesaron las cantidades de tierra necesarias para la caracterización de las propiedades físico-químicas y químicas de las mismas. Al mismo tiempo se pesó una muestra para la determinación del contenido de humedad a efectos de referir los resultados a muestras secadas a 105 °C.

Las muestras congeladas del segundo y tercer muestreo, muestras saturadas de agua, se descongelaron, homogenizaron y se tomaron porciones aproximadas de las cantidades requeridas para cada análisis, se pasaron a frascos plásticos, previamente pesados, inmediatamente tapados, pesados y seguidamente se agregaron las soluciones extractoras utilizadas para cada determinación.

3.3. Análisis de suelos

Los análisis realizados en este estudio fueron: pH, potencial redox (E_h), nitrógeno amonio ($NH_4^+ - N$), fósforo, (*P-Olsen*), potasio (*K-Mehlich*), hierro (*Fe-Mehlich*), manganeso (*Mn-Mehlich*) y zinc (*Zn-Mehlich*).

3.3.1. Análisis de la propiedades biofísicoquímicas

En el laboratorio se realizaron mediciones del potencial de oxidación reducción y pH.

3.3.1.1. Determinación del Potencial Redox

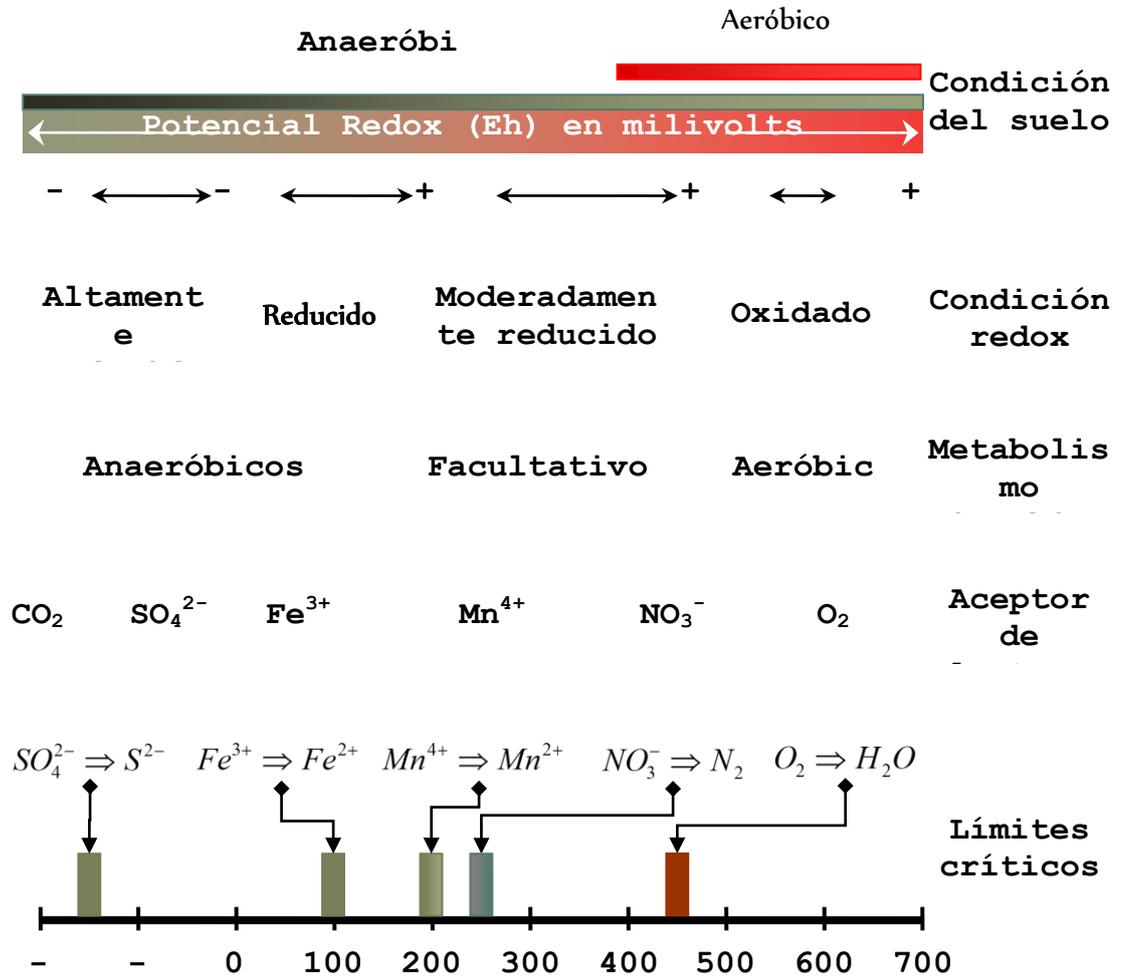
El potencial redox (E_h) es usado para medir el grado de saturación o la intensidad de las condiciones anaeróbicas del suelo, por lo tanto el E_h permite diferenciar entre un suelo anegado de uno bien aireado. Análogo al pH, que mide la actividad de los iones H^+ , el potencial redox mide la actividad de los electrones en el suelo. El E_h es medido en voltios o milivoltios (mV) de modo que cuando los valores son positivos o altos los compuestos del suelo están en forma más oxidada y cuando toma valores negativos los compuestos se presentan en forma reducida. Los valores del E_h en las tierras baja varían entre +700 y -300 mV (Figura 11).

El estado de oxidación y reducción fue medido con un electrodo combinado de calomel con punta de platino. La determinación se realizó en solución acuosa en una relación 1:1 de suelo:solución. En la suspensión acuosa se introdujo el electrodo y se cerraron

herméticamente los frascos. Después de 15 min. se realizaron las lecturas del E_h . Entre cada determinación, el electrodo fue lavado con HCl 1M, frotado sobre un plástico duro y lavado con abundante agua destilada. Los electrodos fueron almacenados en detergente y el funcionamiento de los mismos fue probado usando una solución redox reguladora consistente de 0.1M de Sulfato amónico ferroso + 0.1M de Sulfato amónico férrico en solución de ácido sulfúrico 1M; esta solución tiene un E_h de 0.430 voltios a 25 °C y no produce cambios significativos entre 15 y 25 °C (Light, 1972).

Se utilizará para la evaluación de las condiciones redox desarrolladas en este estudio el diagrama de la Figura 11 que muestra las relaciones entre condiciones hídricas, potencial redox, actividad metabólica de los microorganismos en suelos inundados (Reddy *et al.*, 2000), y los límites críticos de potencial redox a pH 6.5 de varios aceptores inorgánicos de electrones. El potencial crítico para el O₂ es el potencial al cual el O₂ desaparece del suelo; los otros valores representan el potencial al cual el compuesto oxidado comienza a ser reducido (Patrick, y Jugsujinda, 1992).

Figura II. Diagrama esquemático que muestra las relaciones entre condiciones hídricas, potencial redox, actividad metabólica de los microorganismos en suelos inundados. Límites críticos de potencial redox a pH 6.5.



3.3.1.2. Determinación de los valores de pH

El término pH, definido como el $-\log[H^+]$, hace referencia a la actividad de los iones hidrógeno en una solución acuosa. El pH de un suelo es el valor de esa actividad medida en una suspensión suelo:líquido, y más comúnmente en la ciencia del suelo, suelo:agua el cual es denominado pH actual. Los valores de pH en agua de los ecosistemas naturales se encuentran generalmente en el intervalo de 4.5 a 10, dependiendo del valor del pH un suelo puede ser clasificado como se indica en la Tabla 4.

Tabla 4. Valores de pH en agua (USDA, 1975).

pH	Clasificación
< 4.5	Extremadamente ácido
4.5 – 5.0	Muy fuertemente ácido
5.1 – 5.5	Fuertemente ácido
5.6 – 6.0	Medianamente ácido
6.1 – 6.5	Ligeramente ácido
6.6 – 7.3	Neutro
7.4 – 7.8	Ligeramente básico
7.9 – 8.4	Medianamente básico
8.5 – 9.0	Básico
9.1 – 10.0	Alcalino
> 10.0	Fuertemente alcalino

Seguidamente, en la muestra que se determinó el E_h , se mezcló la suspensión de suelo:agua e introdujo un electrodo combinado de vidrio para la determinación del pH. Después de los 10 minutos se registraron los datos de pH.

3.3.2. Análisis de la propiedades bioquímicas

Se realizaron los análisis de los macronutrientes nitrógeno amonio ($NH_4^+ - N$), fósforo ($P - Olsen$) y potasio ($K - Mehlich$) y de los micronutrientes hierro ($Fe - Mehlich$), manganeso ($Mn - Mehlich$) y zinc ($Zn - Mehlich$).

3.3.2.1. Determinación de las concentraciones de Nitrógeno-Amonio

El método para la determinación de los contenidos de $NH_4^+ - N$ fue por extracción con KCl 2M seguido por destilación y titulación (Keeney y Nelson, 1982).

En frascos plásticos se colocó 5 g de muestras con humedad de campo y se agregaron 50 mL de KCl 2M, se agitaron durante 30 minutos en un agitador horizontal con movimiento circular de 200 rpm, luego se centrifugaron a 2500 rpm. El sobrenadante se refrigeró hasta el momento de la determinación. 10 mL del sobrenadante fueron transferidos a balones Kjeldahl y se agregaron 0.5 g de OMg y aleación de Devarda y se comenzó la destilación por arrastre de vapor. El destilado se recibió en 5 mL de mezcla indicadora de ácido bórico, destilándose un volumen total de 30 mL, luego se procedió a la titulación con H_2SO_4 0.01M.

En las muestras saturadas se tomó un volumen de 3 mL de suelo y se colocó en un frasco plástico previamente tarado, seguidamente se pesó y agregó 50 mL de extractante KCl 2M, (relación aproximada de suelo:extractante 1:10) y luego se continuo la metodología descrita para las muestras con humedad de campo.

3.3.2.2. Determinación de las concentraciones de Fósforo

El P disponible (*P-Olsen*) fue extractado con bicarbonato de sodio y los contenidos determinados por fotocolorimetría con el método de molibdato de amonio (Dewis y Freitas, 1970; Olsen y Sommers, 1982).

En frascos plásticos se colocó 2.5 g de muestra con humedad de campo y luego se agregó 50 mL de NaHCO_3 0.5M a pH 8.2. Los frascos se agitaron 30 minutos en un agitador horizontal con movimiento circular de 200 rpm, luego se centrifugaron a 2500 rpm. El sobrenadante se filtró con papel de filtro Watman N° 2 y se refrigeró hasta el momento de la determinación. Se tomaron alícuotas adecuadas (1 a 4 mL) de los extractos y se colocaron en tubos de ensayo aforados de 10 mL, seguidamente se agregó agua destilada hasta completar un volumen de 8 mL y luego se agregaron 2 mL del reactivo molibdato de amonio. Las lecturas de absorbancia se realizaron después de transcurridos 30 minutos.

En las muestras saturadas se tomó un volumen de aproximadamente 1.5 mL de suelo, se colocó en un frasco plástico previamente tarado, seguidamente se pesó y agregó 50 mL de extractante NaHCO_3 0.5M a pH 8.2, la relación suelo:extractante utilizada fue de aproximadamente 1:20, y luego se continuó la metodología descrita para las muestras con humedad de campo.

3.3.2.3. Determinación de las concentraciones de Potasio, Hierro, Manganeso y Zinc

Las formas disponibles de K, Fe, Mn y Zn fueron extractadas por el método doble ácidos (Mehlich, 1953; Dewis y Freitas, 1970). Los contenidos de K se determinaron por espectrofotometría de llama y los microelementos Fe, Mn y Zn, por espectrofotometría de absorción atómica.

En frascos plásticos se colocó 5 g de muestra de suelo con humedad de campo, luego se adicionaron 20 mL de la solución extractora Mehlich I (1953), y se agitaron durante 5 minutos en un agitador horizontal con movimiento circular de 250 rpm, luego se centrifugaron a 2500 rpm y el sobrenadante se filtró con papel de filtro Watman N° 2. Los extractos se refrigeraron hasta el momento de la determinación.

En las muestras saturadas se tomó un volumen de 3.0 mL de suelo saturado, seguidamente se trasvasó a un frasco plástico previamente tarado y se determinó el peso de la muestra, inmediatamente se agregaron 20 mL de extractante Mehlich I (1953), la relación suelo:extractante aproximada fue de 1:4. A partir de este paso se continuó con el protocolo descrito para las muestras con humedad de campo.

3.4. Índices de disponibilidad de deficiencias y/o toxicidad de los elementos químicos

En la bibliografía todavía no existe un consenso general acerca de los límites o umbrales a partir de los cuales un elemento nutritivo puede ser considerado como deficiente; esto es particularmente cierto en el caso de los micronutrientes. Del mismo modo, tampoco se conocen muchas veces con suficiente precisión los límites a partir de los cuales la concentración de un metal pesado puede ser considerada excesiva, en tanto en cuanto, provoca una reducción del crecimiento vegetal o de la calidad de la cosecha.

Esta situación se debe, en parte, a los diferentes reactivos usados para extraer las fracciones del suelo que se consideran “biodisponibles”, pero también, está motivado por el hecho de que la disponibilidad de nutrientes depende de cada tipo de suelo y cada cultivo particular.

Por otra parte, en algunos estudios de variabilidad espacial, sobre todo si se utilizan técnicas como las del krigeado indicador, conviene conocer umbrales de referencia para evaluar la continuidad o discontinuidad de la propiedad estudiada con respecto al mismo.

Por ello, para la interpretación de algunos de los resultados obtenidos en las extracciones para los índices de disponibilidad de macro y micronutrientes se utilizaron valores de referencia obtenidos en la revisión bibliográfica.

Los datos de la Tabla 5 permiten determinar si el contenido de los macronutrientes y micronutrientes se puede considerar bajo, medio, alto, muy alto e incluso tóxico.

Tabla 5. Índices de disponibilidad para los distintos niveles de contenido de macro y micronutrientes en el suelo. **

Nutriente	Muy bajo	Bajo*	Medio	Alto	Muy alto	Extractante
P (ppm)	0-3	4-7	8-11	12-15	>15	(R) NH_4HCO_3 -DTPA ³
		0-3	4-7	8-11		(S) NH_4HCO_3 -DTPA ³
	0-10	11-14	15-17	18-20	>21	Olsen ⁴
		<10	10-20	>20		Mehlich I ⁴
		<5	5-10	>10		Mehlich I ¹
		<30	30-60	>60		Mehlich III ⁵
	<15	15-30	>30		Bray-Kurtz I ⁵	
K (ppm)	0-60	61-120	121-180	>180		(R) NH_4HCO_3 -DTPA ³
		0-60	0-60	61-120		(S) NH_4HCO_3 -DTPA ³
		<50	50-100	>100		Mehlich I ⁵
		<50	50-100	>100		Mehlich III ⁵
		<40	40-60	61-80		Bray-Kurtz I ⁵
		<50	50-150	>150		NH_4OAc ⁵
Fe (ppm)		0-4	5-12	13-24	25-60	DTPA ²
		0-3.0	3.1-5.0	>5.0		(R y S) NH_4HCO_3 -DTPA ³
		<5.0	5.0-10	>10		DTPA ⁵
		<20	20-30	>30		Mehlich I ¹
		<50	50-100	>100		Mehlich III ⁵
Mn (ppm)		0-1.2	1.3-5	5.1-9	10-50	DTPA ²
		0-0.5		>5.0		NH_4HCO_3 -DTPA ³
		<1.0	1.0-5.0	>5.0		DTPA ⁴
		<3.0	3.0-5.0	>5.0		Mehlich I ¹
		<4.0	4.0-8.0	>8.0		Mehlich III ⁵
Zn (ppm)		0-0.5	0.6-1.2	1.3-2.3	2.4-15	DTPA ²
	0-0.50	0.5-0.99	1.0-1.50	1.50		(R) NH_4HCO_3 -DTPA ³
	0-0.50	0.5-0.99		1.0-1.50		(S) NH_4HCO_3 -DTPA ³
		0-0.4	0.5-0.8	>0.9	+	DTPA ⁴
		<1.0	1.0-2.0	>2.0		DTPA ⁵
		<0.5	0.5-1.0	>1.0		Mehlich I ¹
	<0.5	0.5-1.0	>1.0		Mehlich III ⁵	

R y S. Cultivos bajo riego y en secano respectivamente.

** | Malavolta *et al.*, 1989.

**² Van Raij *et al.*, 1996.

**³ Soltanpour y Follett, 2001.

**⁴ Iowa State University Extension publication PM 1688, General Guide for Crop, 2002.

**⁵ The University of Georgia Collage of Agriculture and Environmental Science 2004.

3.5. Tratamiento de las series de datos

Para la realización del análisis estadístico y geoestadístico de las series de datos tomados en la unidad experimental se utilizaron diferentes programas, que se indicarán oportunamente.

3.5.1. Análisis preliminar: Características estadísticas

La importancia del análisis previo de los datos ya se puso de manifiesto anteriormente, dado que resulta imprescindible para asumir o rechazar las hipótesis que subyacen al empleo de herramientas geoestadísticas como la estacionariedad o no de las variables aleatorias estudiadas. A continuación, se presenta la metodología utilizada para el análisis estadístico preliminar, la caracterización de datos anómalos y la retirada de tendencia.

El análisis estadístico de los datos se puede considerar como un paso preliminar antes de estudiar su estructura espacial. Este análisis es similar al llevado a cabo en aquellos estudios de Ciencias del Suelo en los que no se utilizan herramientas geoestadísticas, en cuyo caso, es el único procedimiento matemático utilizado.

Para simplificar el estudio de una distribución de frecuencias es conveniente indicar algún valor de tendencia central. Se suelen considerar corrientemente la media aritmética, la mediana y la moda. De estas medidas, la media aritmética, \bar{Z} , es la que se emplea con más frecuencia.

La expresión de la media aritmética se obtiene mediante la ecuación:

$$\bar{Z} = \sum_{i=1}^N \frac{Z_i}{N} \quad (\text{ec. 28})$$

donde:

\bar{Z} = valor promedio;

Z_i = valores individuales y,

N = N° de casos.

Si los datos tienen una distribución de tipo log-normal se debe de utilizar la media geométrica. La media geométrica \bar{Z}_G , de una serie de números x_1, x_2, \dots, x_n , es la raíz n-ésima del producto de esos números.

El cálculo de la media geométrica se obtiene mediante la ecuación:

$$\bar{Z}_G = \sqrt{x_1 \cdot x_2 \cdot x_3 \dots x_n} \quad (\text{ec. 29})$$

En la práctica, como medida de dispersión se suele utilizar con más frecuencia la desviación típica en lugar de la varianza. Ambas están asociadas a la media y ayudan a describir la curva de distribución normal. En efecto, cuando los datos experimentales obedecen a una distribución normal, tomando unidades de desviación típica a lo largo del eje horizontal con origen en la media resulta que la superficie encerrada por la curva queda dividida en zonas de área bien determinada. Elevando la desviación típica al cuadrado se obtiene la varianza (σ^2).

El cálculo de la varianza se obtiene mediante la ecuación:

$$\sigma_Z^2 = \sum_{i=1}^N \frac{[Z_i - \bar{Z}]^2}{N} \quad (\text{ec. 30})$$

El coeficiente de variación (CV) permite conocer la dispersión alrededor del valor medio; se utiliza para comparar la variabilidad en un conjunto de datos con la de otro, en situaciones en las que una comparación directa de desviaciones típicas no es conveniente o suficientemente realista.

El coeficiente de variación viene determinado por la expresión:

$$CV = 100 \frac{\sqrt{\sigma_Z^2}}{\bar{Z}} \quad (\text{ec. 31})$$

La forma de una distribución de frecuencias se suele caracterizar mediante un momento de orden 3, la asimetría, y un momento de orden 4, la curtosis.

El coeficiente de asimetría de una distribución se define por:

$$g_1 = \frac{AM_3}{(\sigma_Z^2)^{1.5}} \quad (\text{ec. 32})$$

AM_3 se calcula mediante la ecuación:

$$AM_3 = \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i)^3}{N} - 3\bar{Z} \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i)^2}{N} + 2(\bar{Z})^3 \quad (\text{ec. 33})$$

y para una distribución normal $g_1 = 0$, debido a que se igualan la suma de los cubos de las desviaciones típicas positivas con la suma de los cubos de las desviaciones típicas negativas respecto a la media. Análogamente, si la distribución es asimétrica positiva, el coeficiente asimetría g_1 es

positivo y en caso contrario g_1 es negativo. Cuanto mayor sea el valor absoluto de g_1 mayor es la asimetría.

La curtosis de una distribución se define por g_2 , y equivale al cociente entre la media de las cuartas potencias y el cuadrado de la varianza. La expresión para la estimación viene dada por la:

Ecuación para el cálculo de la curtosis.

$$g_2 = \frac{AM_4}{(\sigma_Z^2)^2} \quad (\text{ec. 34})$$

AM_4 se calcula mediante la fórmula:

$$AM_4 = \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i)^4}{N} - 4\bar{Z} \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i)^3}{N} + 6(\bar{Z})^2 \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i)^2}{N} - 3(\bar{Z})^4 \quad (\text{ec. 35})$$

El valor del coeficiente de asimetría y curtosis permite comprobar si la distribución de frecuencias de los datos se acerca a una distribución normal (gaussiana), esto ocurrirá si toman valores 0 y 3, respectivamente. Como criterio práctico, se admite que una distribución de frecuencias está próxima a la normalidad cuando el coeficiente de asimetría es menor de 1 (Paz González *et al.*, 1996 a). Si bien es práctico y adecuado seguir este método para determinar si la serie de datos analizados se distribuyen normalmente, es más conveniente hacer uso de pruebas específicas para este propósito, tales como la prueba \mathcal{D} de Kolmogorov–Smirnov.

La prueba univariada de Kolmogorov–Smirnov (Gutierrez Cabria, 1978; Campbell, 1989) compara la distribución de frecuencias acumulada

observada con una distribución de frecuencias acumulada teórica. La distribución de frecuencias teórica puede ser normal, uniforme o de Poisson. En el caso de la distribución normal los parámetros son estimados de los datos observados, $F_n(x)$ que definirá la función de distribución poblacional, pero si difiere mucho de una distribución dada $F(x)$, este hecho se toma como base para rechazar la hipótesis de que $F(x)$ es la función de distribución poblacional. Es decir que, los valores absolutos calculados a partir de los datos experimentales, indican la cuantía de la diferencia entre la función distribución de frecuencias acumuladas teórica con respecto a la distribución de frecuencias acumulada de los datos experimentales y puede ser utilizado como estadístico para determinar la aceptación o rechace de la distribución propuesta como correcta. En la prueba de Kolmogorov-Smirnov se toma la diferencia absoluta entre las funciones, pero como esta diferencia varía al variar x se toma la mayor de estas diferencias.

El cálculo de D_n para la prueba de Kolmogorov-Smirnov viene dada por la expresión:

$$D_n = \max |F_n(x) - F(x)| \quad (\text{ec. 36})$$

Valores altamente significativos (> 0.05) indican que la distribución observada corresponde a la distribución teórica normal, por tanto, los procedimientos que asumen normalidad pueden ser realizados con la serie de datos en cuestión.

También se estudia la relación conjunta entre las variables evaluadas. Una medida simple de la asociación entre dos variables es la

covarianza (Campbell, 1989), aunque no es fácil su interpretación debido a la escala en que las variables son medidas.

La ecuación de la covarianza viene determinada por la expresión:

$$C_{Z_i Z_j} = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{i=1}^N Z_i Z_j - \frac{\left(\sum_{i=1}^N Z_i \right) \left(\sum_{i=1}^N Z_i \right)}{N} \right\} \quad (\text{ec. 37})$$

La forma estandarizada de la covarianza es el coeficiente de correlación, ρ . La matriz de correlación se puede calcular para todas las combinaciones de dos características usando la ecuación 38.

La ecuación para el cálculo de la matriz de coeficientes de correlación viene dada por la siguiente expresión:

$$\rho(Z_i Z_j) = \frac{C_{Z_i Z_j}}{\sqrt{\sigma_{Z_i} \sigma_{Z_j}}} \quad (\text{ec. 38})$$

En la práctica, el análisis estadístico preliminar se realizó en su mayoría mediante el software SPSS 11.5 para Windows, que permite el cálculo de:

- media: proporciona información sobre la tendencia central de los datos;
- varianza y desviación estándar: proporcionan información sobre el grado de dispersión de los datos. Estos estadígrafos serán utilizados para la interpretación relacionada con la distribución

normal de las variables bajo estudio. En geoestadística se utilizan para escalonar los semivariogramas;

- coeficiente de variación: al ser un cociente entre la media y la desviación estándar permite comparar la variabilidad entre las distintas propiedades estudiadas;
- valor máximo y mínimo (y por tanto se puede deducir el rango);
- coeficiente de asimetría y curtosis: sirven para caracterizar la distribución de los datos y proporcionan información sobre la normalidad de las distribuciones;
- prueba de normalidad de Kolmogorov–Smirnov: que permite inferir si los datos se distribuyen normalmente a través del valor de significancia asintótica bilateral;
- matriz de correlación: da idea de cómo están relacionadas dos propiedades mediante los coeficientes de correlación.

También se calcularon la estadística mediana y el intervalo modal.

Además, dado que el software SPSS 11.5 para Windows tiene una potente interfaz gráfica iterativa, se obtuvieron los histogramas de frecuencia y se ajustaron las correspondientes curvas de distribución normal, los cuales permiten observar de manera intuitiva si los datos presentan una distribución normal.

Se calculó, a partir del coeficiente de variación (CV), el número de muestras necesario para poder obtener el valor medio de cada una de las variables estudiadas con un error relativo determinado (ER), y para un nivel de probabilidad dado (Cochran, 1977; Vauclin, 1983).

Ecuación para el cálculo del número de muestras:

$$N_{\min} = t_{(1-\alpha)}^2 \frac{CV^2}{ER^2} \quad (\text{ec. 39})$$

donde:

N_{\min} = N^o mínimo de muestras;

t = distribución de Student que corresponde con el intervalo de confianza α .

La ecuación 39 calcula el número de muestras necesario para obtener los valores medios con un error relativo determinado, considerando que las muestras vecinas son independientes, es decir, presentan valores aleatorios. Por tanto, en caso de presentar dependencia espacial, los resultados obtenidos por este procedimiento subestiman la realidad.

3.5.2. Análisis geoestadístico

Para el análisis y representación de la variabilidad espacial de las características del suelo estudiadas se utilizaron las siguientes herramientas:

- a. los programas escritos en FORTRAN y elaborados por Vieira *et al.* (1983),
- b. los módulos para modelos geoestadísticos "GSTAT" (Pebesma, 2001) y el modulo gstat para Windows que permite el ajuste de semivariogramas teóricos del sistema de información geográfica PCRASTER (Van Deursen y Wesseling, 1992), y
- c. el programa SURFER (Golden Software, 1988).

El análisis de dependencia espacial efectuado en este trabajo consiste en un

- d. análisis geoestadístico clásico, mediante evaluación y ajuste de semivariogramas y seguido del krigado de variables simples.

El conjunto de programas escritos en lenguaje FORTRAN por Vieira *et al.* (1983) permiten realizar toda una secuencia de estudio de la variabilidad espacial con técnicas geoestadísticas, incluyendo análisis estadístico, retirada de tendencia si procede, construcción de semivariogramas, validación de modelos permisibles, krigado y cokrigado. Los programas de FORTRAN utilizados son:

- Stat: calcula las principales características estadísticas.
- Avar: calcula los semivariogramas experimentales medios (en todas las direcciones) escalonados cuando se dispone de todos los datos.
- Avario: calcula los semivariogramas experimentales medios escalonados cuando existe algún dato perdido, es decir, cuando falta o se elimina algún dato.
- Trend: elimina la tendencia de los datos.
- X-Gama: calcula el semivariograma cruzado experimental entre dos propiedades.
- Jack: permite validar el mejor modelo teórico y proporciona el número de vecinos que se debe de usar en el krigado.
- Krige: realiza la estimación de valores mediante krigado.
- Cokri: realiza la estimación de valores usando cokrigado.

Para la utilización de estos programas hay que tener en cuenta ciertas consideraciones prácticas:

Formato de los archivos de datos: tienen que ser tipo ASCII, hay que introducir una cabecera y se puede trabajar hasta con 16 columnas (es decir, analizar a la vez 16 características distintas).

Transformación de datos: Permite realizar transformaciones logarítmicas a los datos y trabajar con ellos.

Trabajar con series de diferente número de datos: Es posible trabajar con distinto número de datos experimentales de cada variable estudiada, esto puede ser debido a que no existan datos del atributo en todos los puntos o porque se han eliminado por cualquier motivo, considerándolos como datos perdidos.

Los programas anteriores se completaron, en algunos casos, con los resultados del análisis efectuado mediante los paquetes estadísticos SAS Institute, 1985 y SPSS 11.5 para Windows. Para los gráficos se utilizó la hoja de cálculo EXCEL (Microsoft Office Excel, 2003).

También se utilizó el sistema de información geográfico de tipo matricial o raster, denominado PCRASTER (Van Deursen y Wesseling, 1992), para la estimación por krigado y la simulación. El PCRASTER posee también toda una serie de aplicaciones para realizar un análisis geoestadístico completo –entre ellas están, la WLSFIT que calcula el semivariograma experimental y realiza un ajuste automático de modelos teóricos y la opción GSTAT que realiza la interpolación por krigado, cokrigado y simulación–

Por último, también se empleó el programa SURFER (Golden Software, 1998) para la presentación de los mapas de estimación y varianza del error de estimación.

3.5.2.1. Cálculo del semivariograma experimental

Se calcularon siempre semivariogramas medios, es decir, en todas las direcciones sin tener en cuenta la dirección del vector h ; tuvo que ser así porque no se disponen de suficientes datos para generar semivariogramas direccionales (ya que los puntos de estos semivariogramas experimentales estarían contruidos con pocos pares de datos).

Para llevar a cabo este paso se utilizó el módulo `GSTATW` del paquete `PCRASTER`. Este módulo trabaja con archivos de textos y en la Figura 12 se muestra un ejemplo del archivo, en el cual la primera fila corresponde a la descripción del mismo, la segunda fila indica el número de columnas que dispone el documento y, las subsiguientes filas corresponden al nombre de las variables dispuestas en cada columna; siendo las dos primeras columnas destinadas a los valores de las coordenadas “X” e “Y” y las subsiguientes, a las variables en estudio.

Al abrir el archivo de trabajo, un cuadro de dialogo permite seleccionar las columnas de las coordenadas (X e Y) y de la variable (V) a la que se desea ajustar un semivariograma teórico. Seguidamente se ejecuta el comando `parameters`, el cual despliega un cuadro de dialogo que pide la introducción del lag “width” –medida de la amplitud del intervalo distancia para estimar el semivariograma muestral– y el “cutoff” –máxima distancia a ser considerada para la inclusión de pares de puntos–.

Para el ajuste de los puntos muestrales a un modelo teórico se

Datos Arroz Cal 0=Cal0 Primer Muestreo										
10										
XCAL0 Norte-Sur										
YCAL0 Este-Oeste										
PH1CAL0										
EH1CAL0 mV										
NH1CAL0 ppm										
PD1CAL0 ppm										
KD1CAL0 ppm										
FE1CAL0 ppm										
MN1CAL0 ppm										
ZN1CAL0 ppm										
	0.00	0.00	4.05	560	15.943	7.282	26.564	196.200	157.149	1.867
....										
....										
	183.50	91.90	4.18	546	27.733	7.137	47.453	258.200	134.728	1.449

ejecuta el comando *model* en cuyo cuadro de dialogo se puede seleccionar un modelo semivariograma dentro de los diez que proporciona. En este cuadro se presentan opciones para el efecto pepita, meseta y rango, los cuales pueden ser ajustados manualmente, también hay opción de auto ajuste.

Por ultimo habiéndose ajustado los datos a un modelo el mismo puede ser guardado en un archivo de comandos (cmd) que almacena toda la información concerniente al modelo.

Figura 12. Ejemplo de archivos de texto para su utilización en el módulo GSTATW para Windows.

En los programas AVAR y AVARIO, es necesario, de forma similar al antes descrito, introducir la distancia hasta la que se desea estudiar la variabilidad y el intervalo de distancia a las que se desea calcular la semivarianza.

Los programas AVAR y AVARIO escalonan automáticamente los semivariogramas experimentales medios dividiendo la semivarianza por

la varianza. El archivo de salida –consta de 3 columnas: nº de pares, distancia y semivarianza– se lleva a una hoja de cálculo donde se representa gráficamente el semivariograma (es decir, distancia versus semivarianza). El escalonamiento permite comparar entre si variogramas con diferentes valores de varianza.

Es conveniente que el valor de cada punto del semivariograma generado esté calculado a partir de 30 pares de datos, aunque no siempre es posible (sobre todo por la limitación en el número de datos disponibles), esto es más fácil de conseguir si el “width” es pequeño pero dará un gráfico con muchas fluctuaciones. La mínima distancia del intervalo para iniciar los ajustes de los semivariogramas, en este estudio fue la mínima distancia de muestreo de 11.9 m.

3.5.2.2. Ajuste y validación de modelos teóricos

Una vez que se tiene calculado el semivariograma experimental se lleva a cabo un ajuste de un modelo teórico. Para cada variable se construye un archivo de comandos para ser ejecutado invocando el modulo GSTAT desde la línea de comandos “DOS” de la siguiente forma: C:\PCRASTER\Workspace\arroz\>gstat ‘nombre de archivo’.

En este archivo, de tipo texto, (Figura 13) se especifican diversos comandos. Las líneas iniciadas por ‘#’ son comentarios explicativos no ejecutables. La línea de comando “**data**” tiene la forma general [data(identificador): ‘archivo’, opciones;]. El **identificador** puede ser

cualquier nombre descriptivo. **Archivo**, se refiere a un archivo existente en forma de tabla ascii, tal como el ejemplificado en la Figura 12.

Figura 13. Ejemplo de archivo comando para el ajuste de modelos teóricos de semivariograma mediante el módulo GSTAT.

```
# Todos Los Puntos de la Parcela Cal = 0
# Variable Eh1Cal0
# Muestreo Primero
# Modelo de Ajuste Circular GStat
#
data(Eh1Cal0_CirGS): 'Cal0M1.txt', x=1, y=2, v=4;
variogram(Eh1Cal0_CirGS): 5.68652 Nug(0) + 52.1688 Cir(39.7777);

set cutoff = 148;
set width = 12.2695;

set output='Eh1Cal0 CirGS.cmd';
```

Dentro de las **opciones**, “x” e “y” corresponden a las coordenadas espaciales ubicadas en las columnas 1 y 2 respectivamente y v=4 indica que la variable se encuentra en la columna 4. Las demás opciones de que dispone el comando data se detallan en el manual del usuario de modulo GSTAT. El comando “**variogram**” ligado al “data” identificador, contiene el modelo de semivariograma de la variable modelada. La forma general del comando “**set**” tiene la forma [set parameter=value;]. En este ejemplo **set output = 'file'** escribe un archivo ascii que contiene estimadores del variograma. En la Figura 14 se muestra el archivo de salida que contiene líneas descriptivas y columnas con los siguientes cálculos, realizados por el programa:

Columna 1. Valor inicial del intervalo distancia,

Columna 2. Valor final del intervalo distancia,

Columna 3. Número de pares estimados para el intervalo promedio,

Columna 4. Valor promedio de los intervalos de distancia y,
Columna 5. Las varianzas estimadas.

Este archivo se transporta a la hoja de cálculo Excel donde puede ser representado gráficamente, se introducen y representan en ese mismo gráfico los modelos teóricos, mediante las ecuaciones correspondientes (4, 5, 6, 8, 10 y 11). Los modelos más comunes son el esférico, el exponencial y el gaussiano. En este paso se tiene en cuenta el valor de la suma de cuadrados ponderados o WSS (ec. 13) que se intenta sea mínimo para cada modelo.

Posteriormente, se lleva a cabo la validación de los modelos elegidos con el método del jack-knifing mediante el programa JACK, (Vieira *et al.*, 1983). Este método permite decidir, dentro de los posibles modelos teóricos elegidos, el que mejor representa el comportamiento espacial de la propiedad estudiada. Hay que ejecutarlo por separado para cada uno de los “posibles” modelos seleccionados. Es necesario indicar la distancia a la que se quieren buscar los vecinos, el número de vecinos para los que se quiere calcular y el modelo teórico.

Figura 14. Archivos de salida al ejecutarse el modulo GSTAT con los parámetros del variograma.

Se elegirá el modelo que mejor da cumpla de ciertos criterios. El jack-knifing presenta la ventaja de que proporciona el número de vecinos que conviene utilizar en la estimación por krigeado.

Los parámetros usados para medir la bondad del ajuste llevada a cabo con el jack-knifing ya se discutieron en la introducción. A continuación, se indican las expresiones matemáticas utilizadas, con

```
#gstat Win32/Cygwin 2.3.0 (01 December 2000) [gstat eh1cal0cir.txt]
#sample semivariogram
#Mon Feb 16 17:06:26 2004
#data(Eh1Cal0_CirGS): 'Cal0M1.txt', x=1, y=2, v=4;
#[1] mean: 554.448 variance: 54.9236
#cutoff: 148 interval width: 12.2695
#direction: total
#   from          to      n_pairs   av_dist   semivariogram
#   0            12.2695    90      11.9      24.05
# 12.2695       24.539    268     21.0802   41.2799
# 24.539        36.8085   369     31.6685   50.4621
# 36.8085       49.078    403     42.7879   58.2692
# 49.078        61.3475   629     54.8572   56.0604
# 61.3475       73.617    497     68.6554   54.1137
# 73.617        85.8865   429     79.3912   56.5991
# 85.8865       98.156    510     92.396    59.5559
# 98.156       110.426   347     104.861   60.0029
# 110.426      122.695   285     117.062   62.5333
# 122.695      134.965   230     129.29    61.7587
# 134.965      147.234   193     141.655   56.1269
```

especial referencia a la media y la varianza de los errores absolutos, y la media y la varianza de los errores relativos.

- Valor medido *versus* valor estimado:

Para cada una de las N localizaciones donde existe un valor medido $Z(x_i)$ se estima por krigeado $Z^*(x_i)$. Posteriormente, se enfrentan los datos estimados y observados mediante la:

Recta de regresión.

$$Z^*(x_i) = a + b \cdot Z(x_i) \quad (\text{ec. 40})$$

donde:

a = a la intersección,

b = es el coeficiente angular o pendiente de la recta, y

Como bondad de ajuste se utiliza el valor de

r = coeficiente de correlación entre $Z(x_i)$ y $Z^*(x_i)$.

Para el caso ideal sería una recta de $\pm 45^\circ$ con valores de $a = 0$, y $b = \pm 1$ y $r = \pm 1$.

➤ Error absoluto:

Una vez que se tiene el conjunto de N valores medidos y estimados, $Z(x_i)$ y $Z^*(x_i)$, se puede definir la:

Ecuación del error absoluto.

$$EA\{Zx_i\} = Z^*(x_i) - Z(x_i) \quad (\text{ec. 41})$$

aplicando las condiciones de no tendencia y varianza mínima se puede decir que la:

Media de los errores absolutos:

$$E\{Z^*(x_i) - Z(x_i)\} = 0 \quad (\text{ec. 42})$$

y la Varianza de los errores absolutos.

$$E\{[Z^*(x_i) - Z(x_i)]^2\} = \text{mínima} \quad (\text{ec. 43})$$

➤ Error reducido:

Como para cada valor estimado $Z^*(x_i)$ se conoce la varianza de la estimación $\sigma_k^2 Z(x_i)$, se puede entonces definir el:

Error reducido por la ecuación.

$$ER\{Z(x_i)\} = \frac{[Z^*(x_i) - Z(x_i)]}{\sigma_k^2 Z^*(x_i)} \quad (\text{ec. 44})$$

y es posible entonces calcular la:

Media de los errores reducidos

$$E\left\{\frac{[Z^*(x_i) - Z(x_i)]}{\sigma_k^2 Z^*(x_i)}\right\} = 0 \quad (\text{ec. 45})$$

y la Varianza de los errores reducidos

$$E\left\{\frac{[Z^*(x_i) - Z(x_i)]^2}{\sigma_k^2 Z^*(x_i)}\right\} = 1 \quad (\text{ec. 46})$$

Previamente, se discutieron también los motivos por los que se da más importancia al criterio de que la varianza de los errores reducidos debe ser próxima a 1 frente a otras posibles alternativas.

3.5.2.3. Estimación univariada

Una vez definido el modelo de dependencia espacial para las variables evaluadas, el siguiente paso en el estudio geoestadístico consistió en el kriging ordinario, y el que se efectuó fue el kriging por bloques. Para ello se ejecutaron los archivos de comando construidos para cada variable con el módulo GSTAT. En la Figura 15 se muestra un ejemplo de este tipo de archivos.

Figura 15. Archivos de comandos para la interpolación de las variables en puntos no muestreados para su ejecución con el módulo GSTAT

```
# Luis Alberto Morales { Arroz Encalado Físico-química }
# Muestreo PRIMERO CAL = 0
# Variable Eh1Cal0
# Variograma CIRCULAR
# Kriging Ordinario por bloques

data(Eh1Cal0_CirGS): 'Cal0M1.txt', x=1, y=2, v=4, max=30,
radius=40;

variogram(Eh1Cal0_CirGS): 5.68652 Nug(0) + 52.1688 Cir(39.7777);

set cutoff = 148;
set width = 12.2695;

mask: 'campo1.map';

predictions(Eh1Cal0_CirGS): 'PrEh10KriCirGS.map';
variances(Eh1Cal0_CirGS): 'VaEh10KriCirGS.map';

blocksize: dx=5, dy=5;
```

Este archivo de comandos consta de algunas sentencias ya descritas en el modelo de semivariograma de la Figura 13, por tanto se comentarán en esta sección aquellos comandos y opciones adicionales necesarios para la interpolación de una variable.

En el comando 'data' la opción max determina el máximo número de observaciones seleccionadas en la vecindad de una región y radius permite seleccionar las observaciones en la vecindad de una región a una distancia especificada. El comando 'mask' presenta la forma general [mask: body;] el body define la entrada de datos para la máscara del o los mapas con las regiones donde se harán las predicciones, y los valores de las funciones base definidas por el usuario de las regiones de predicciones en el mapa (para krigeado universal o modelos lineal) o el número de categorías (para predicciones estratificadas o simulaciones). El comando 'predictions' de forma general [predictions(id); 'file'];, 'file' define el mapa de salida en el que se almacenan las predicciones de la variable 'id'. Igual forma general presenta el comando 'variances' y el mapa de salida almacena las predicciones del error de la varianza de la variable 'id'. El comando 'blocksize' tiene la forma [blocksize: body;] y define el tamaño del entorno de realización del krigeado en bloques dando como resultado el valor estimado para ese bloque.



RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4. RESULTADOS y DISCUSIÓN

Se presentan a continuación los resultados de los análisis estadísticos y geoestadísticos de las variables físico-químicas y de los contenidos de macronutrientes y micronutrientes extractados con las soluciones extractoras KCl 2M, Olsen y Mehlich-1, en muestras de suelo arrocero tomadas a una profundidad de 0-15 cm. El muestreo se realizó en parcelas sin y con el agregado de dolomita en dosis de 0, 625 y 1250 kg·ha⁻¹ en tres momentos del desarrollo del cultivo de arroz: previo a la siembra (subíndice 1), en pleno macollamiento (subíndice 2) y en floración (subíndice 3).

El análisis de los resultados, debido a las situaciones presentadas en esta investigación, se realizará en primer lugar para cada dosis de cal durante los tres estadios del cultivo, luego se compararán las diferencias entre variables, si es que las hay, en cada momento de muestreo dentro de los niveles de encalado.

4.1. Análisis estadístico univariado

El análisis estadístico univariado consistió en el cálculo de los momentos que caracterizan cada serie de datos, la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov para una muestra, en la cual la distribución de contraste es la normal y la construcción de los histogramas de frecuencias de las variables estudiadas para cada tratamiento en los correspondientes momentos de desarrollo del cultivo. Además se realizó el análisis de la varianza y comparación de medias con la prueba de rangos múltiples de Duncan para cada tratamiento, considerando como fuente de variación los momentos de muestreos y dentro de estos, las diferentes dosis de dolomita aplicados.

4.1.1. Propiedades biofísicoquímicas

4.1.1.1. Variaciones del pH

✓ *Variable pH con dosis de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita*

Las estadísticas descriptivas para la variable pH en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 6. El rango de variación de los datos fue de 0.5 a más de una unidad de pH durante los diferentes estadios evaluados.

En el primer muestreo, con la menor variación, los datos caen dentro del rango de pH extremadamente ácidos, con desviación típica próximo a la media. La distribución de frecuencias presenta simetría y sus valores se distribuyen normalmente con leve curtosis negativa (Figura 16) por lo que se puede decir que es una curva normal mesocúrtica, quedando esto reflejado por el alto valor de significancia asintótica bilateral de la prueba de normalidad de Kolmogorov–Smirnov.

En el segundo muestreo se presenta la máxima variación con valores mayores de 1 unidad de pH, variando los mismos de muy fuertemente ácidos a ligeramente ácidos. Presenta distribución de frecuencias simétrica y mayor curtosis negativa, por lo que sus valores presentan una curva que se distribuye en forma normal y platocúrtica.

El tercer muestreo presenta una variación de casi una unidad de pH variando sus valores de medianamente ácidos a pH neutro, con un desplazamiento de los valores hacia los extremos mayores produciendo

asimetría negativa, por lo que la distribución de frecuencias no se distribuye normalmente, reflejado por el valor de significancia (<0.001) de la prueba de normalidad de Kolmogorov–Smirnov.

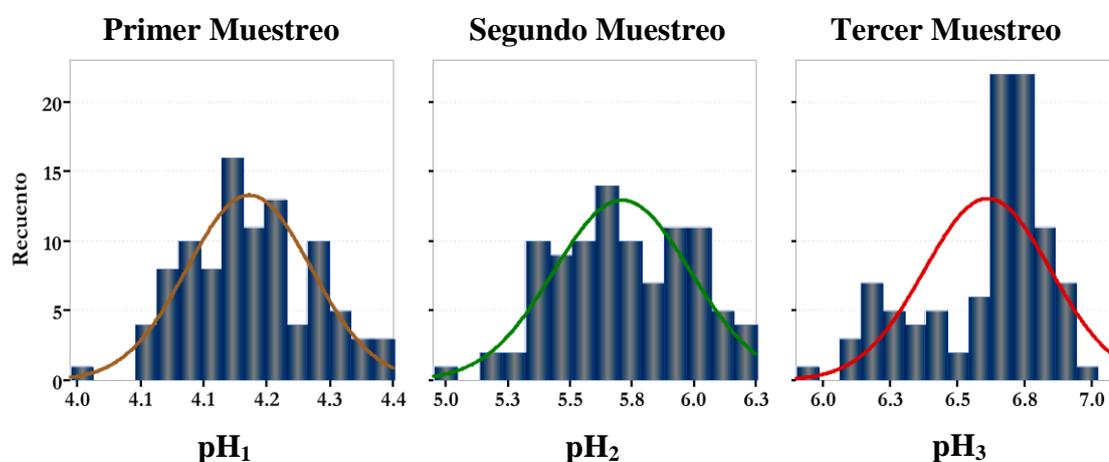
El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre los valores del pH fue positivo. El análisis de varianza presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos (Tabla 7). La variación producida fue de pH extremadamente ácidos a neutro, esto queda reflejado por los valores medios crecientes en los sucesivos muestreos y por las diferencias significativas entre las medias dado por la prueba de Duncan (Tabla 6).

Tabla 6. Estadísticas descriptivas de la variable pH en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 0 kg-ha⁻¹ de dolomita.

Estadísticos	pH_1	pH_2	pH_3
	Cal_0		
Rango	0.460	1.290	0.980
Mínimo	3.950	4.960	5.980
Media *	4.205 c	5.710 b	6.612 a
Máximo	4.410	6.250	6.960
Coefficiente de Variación	2.101	4.818	3.551
Desviación típica	0.088	0.275	0.235
Varianza	0.008	0.076	0.055
Asimetría	0.039	-0.087	-0.872
Curtosis	-0.206	-0.578	-0.278
D de Kolmogorov-Smirnov	0.545	0.678	1.966
Significancia asintótica (bilateral)	0.928	0.747	0.001

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 16. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de pH de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 0 kg-ha⁻¹ de dolomita.

Tabla 7. Análisis de varianza para la variable independiente pH entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 0 kg-ha⁻¹ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	0.02	0.02	0.4	0.5150

Propiedades Biofísicoquímicas

Muestreo	2	283.9	141.90	3066.6	<0.0001
Error	284	13.2	0.05		
Total					
Corregido	287	297.1			

✓ *Variable pH con dosis de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita*

Las estadísticas descriptivas de los resultados de la variable pH realizado en los tres muestreos en la parcela con dosis de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 8. En esta situación se observa una dispersión de los valores de pH semejante al de las parcelas sin el agregado de cal. Para el primer muestreo, los valores de pH se encuentran en el rango de extremadamente ácido. Su histograma de frecuencias (Figura 17), muestra asimetría positiva de los datos con una concentración de los mismos hacia el rango de extrema acidez y agrupados en su mayoría próximos a la media (varianza muy baja) originando una curva de distribución normal leptocúrtica, significación asintótica bilateral de 0.131 para la prueba de normalidad de Kolmogorov–Smirnov.

Como en el caso anterior se observa una mayor variación en el segundo muestreo oscilando de muy fuertemente ácido a ligeramente ácido con un coeficiente de variación de más del 5%. La frecuencia de los datos se distribuye normalmente con un desplazamiento de los mismos hacia el rango ligeramente ácido, asimetría negativa y curva mesocúrtica. En el muestreo realizado en el momento de la floración se puede observar (Tabla 8) que la variación se produce dentro del rango ligeramente ácido a neutro, aunque los valores tienden a concentrarse más hacia la neutralidad, por lo que origina una curva de distribución normal con asimetría negativa y mesocúrtica.

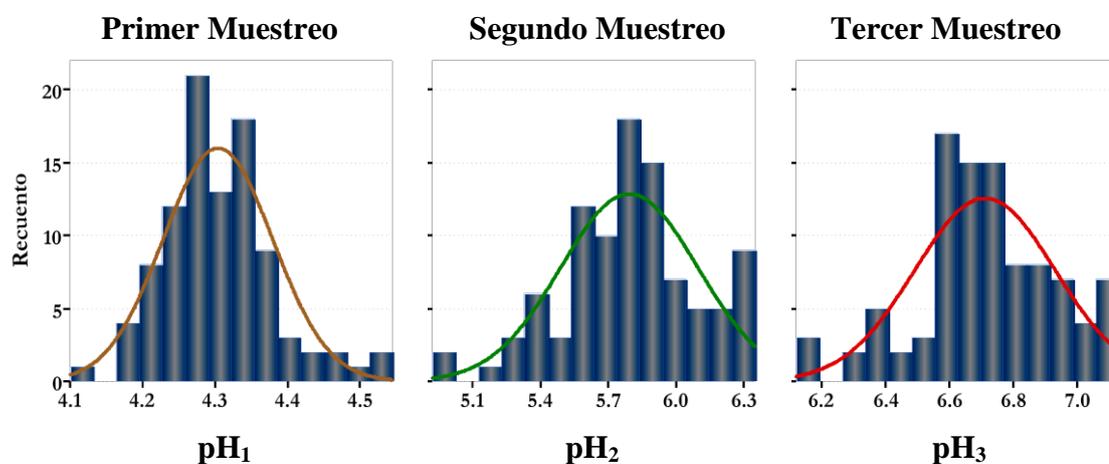
El efecto producido por el incremento de los días de sumersión fue, al igual que con la dosis de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, aumentar la variabilidad pasando de un suelo extremadamente ácido a neutro. La variación global fue 2.55 unidades de pH, considerando los valores medios. El pH final para esta situación difiere en 0.1 unidad con respecto a las parcelas sin el agregado de cal. El análisis de varianza de las parcelas con la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ presento diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos (Tabla 9), y la prueba de Duncan muestra diferencias significativas entre medias (Tabla 8).

Tabla 8. Estadísticas descriptivas de la variable pH en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita.

Estadísticos	pH_1	pH_2	pH_3
	Cal_{625}		
Rango	0.400	1.430	1.010
Mínimo	4.140	4.920	6.120
Media *	4.323 c	5.792 b	6.711 a
Máximo	4.540	6.350	7.130
Coefficiente de Variación	1.583	5.254	3.279
Desviación típica	0.068	0.304	0.220
Varianza	0.005	0.093	0.048
Asimetría	0.674	-0.320	-0.279
Curtosis	1.463	0.019	0.202
D de Kolmogorov-Smirnov	1.168	0.633	1.073
Significancia asintótica (bilateral)	0.131	0.818	0.199

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 17. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de pH de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita.

Tabla 9. Análisis de varianza para la variable independiente pH entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	0.2	0.2	3.0	0.0841

Propiedades Biofísicoquímicas

Muestreo	2	278.4	139.2	2886.5	<0.0001
Error	284	13.7	0.1		
Total					
Corregido	287	292.3			

✓ ***Variable pH con dosis de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita***

El comportamiento de la variable pH en las parcelas con el agregado de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita a través de los distintos periodos del cultivo se resumen en la Tabla 10 y en la Figura 18 se muestra la distribución de frecuencia de los mismos.

En el muestreo realizado al momento de la siembra la serie de datos varían dentro del rango de extremadamente a muy fuertemente ácido, por lo que el efecto de la aplicación de cal 2 meses antes de esta labor produjo poco efecto en la elevación del pH. Presenta una baja varianza con una mayor concentración de los datos hacia el rango de valores de pH extremadamente ácido, esto queda reflejado en el histograma (Figura 18) originando una curva de distribución de frecuencias normal con asimetría positiva y leptocúrtica. En el segundo muestreo, después de 28 días de inundación, se incrementa la variación a más de una unidad de pH. El rango de variación de la serie de datos se encuentra en el intervalo de fuertemente ácido a ligeramente ácido y se distribuyen en una curva simétrica normal. En el muestreo realizado en la floración los datos varían en el rango de ligeramente ácido a neutro, distribuidos en una curva simétrica mesocúrtica y normal. En esta situación, también, a medida que aumentan los días de inundación la variabilidad se incrementa, esto queda reflejado por sus valores medios, siendo esta variación de 2.81 unidades de pH.

El análisis de varianza presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos (Tabla 11). La prueba de Duncan muestra diferencias significativas entre las medias de los diferentes periodos del

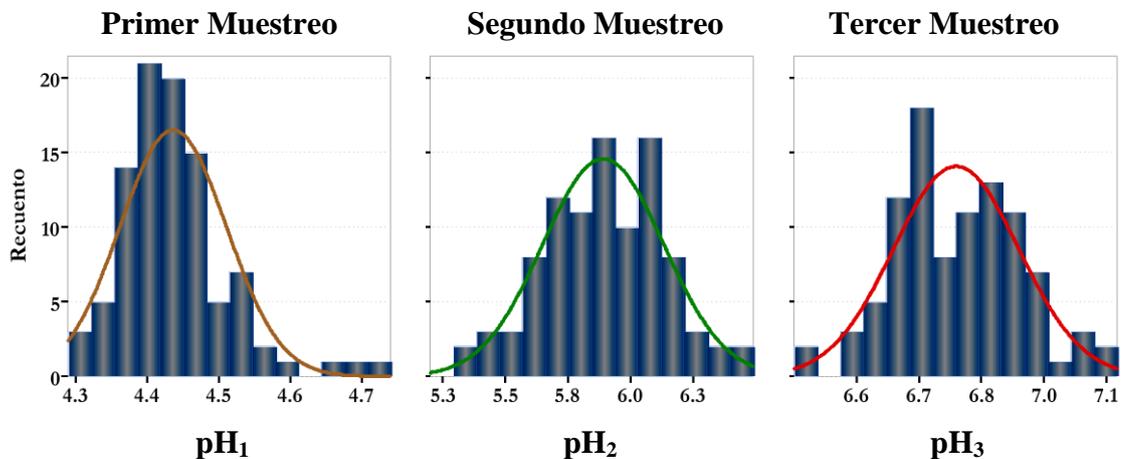
cultivo (Tabla 10). En todas las situaciones, esto es, momentos de muestreos y diferentes niveles de cal aplicado a las parcelas se puede observar que los coeficientes de variación fueron en su mayoría menor del 5% y en todos los casos menor al 10%, se puede considerar, de acuerdo con algunos autores, (Gomes, 1984; Cambardella *et al.*, 1994) como una variabilidad estadística baja, aunque, debe tenerse presente que los valores de la variable pH es una función logarítmica que representa la actividad de los protones en el medio y una variación de 1 unidad de pH equivale a un cambio en la concentración de protones de 10 unidades.

Tabla 10. Estadísticas descriptivas de la variable pH en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg-ha⁻¹ de dolomita.

Estadísticos	pH_1	pH_2	pH_3
	Cal_{1250}		
Rango	0.450	1.180	0.620
Mínimo	4.290	5.310	6.480
Media *	4.437 c	5.891 b	6.791 a
Máximo	4.74	6.49	7.10
Coefficiente de Variación	1.681	4.110	1.774
Desviación típica	0.075	0.242	0.121
Varianza	0.006	0.059	0.015
Asimetría	1.349	-0.062	0.119
Curtosis	3.231	-0.209	0.159
D de Kolmogorov-Smirnov	1.065	0.463	0.792
Significancia asintótica (bilateral)	0.207	0.983	0.557

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 18. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de pH de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 1250 kg-ha⁻¹ de dolomita.

Tabla 11. Análisis de varianza para la variable independiente pH entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg-ha⁻¹ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	0.1	0.1	1.8	0.1871

Muestreo	2	271.0	135.5	5179.3	<0.0001
Error	284	7.4	0.03		
Total					
Corregido	287	278.5			

El análisis de varianza de los niveles de dolomita agregado dentro de cada muestreo fue altamente significativo como así también las diferencias entre medias. Dentro del primer muestreo, se observa que las medias varían en 0.1 unidad de pH (Tabla 12) para las situaciones con 0, 625 y 1250 kg·ha⁻¹ de cal agregados, por lo que se podría decir, a pesar de existir diferencias significativas entre las medias, que las expectativas que se generan al realizar una aplicación de cal 60 días antes de la siembra, con el objetivo de producir una elevación del pH, fue leve o prácticamente insignificante desde el punto de vista agronómico. Por el contrario, si se compara esta situación con las variaciones inducidas por 28 y 56 días de inundación del suelo las metas agro-económicas son alcanzadas ya que se producen incrementos de más de una unidad con sólo 28 días y de casi tres unidades de pH con 56 días de inundación del suelo.

Tabla 12. Comparación entre medias de la variable pH para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.

Momentos de Muestreos	Niveles de cal aplicados kg·ha ⁻¹		
	0	625	1250
Siembra	4.205 C	4.323 B	4.437 A
Macollamiento	5.710 C	5.792 B	5.891 A
Floración	6.612 C	6.711 B	6.791 A

Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

4.1.1.2. Variaciones del potencial redox

✓ Variable E_h con dosis de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita

Los cambios en el potencial redox (E_h) en el tiempo para las parcelas sin aplicación de cal se muestran en la Tabla 13 y la Figura 19. El rango de variación de la serie de datos creció desde el momento de la siembra a la floración. En el primer muestreo, con un rango de variación de 39 mV, los datos caen dentro del rango de condiciones de suelo aeróbico con un coeficiente de variación bajo. La curva de distribución de frecuencias es mesocúrtica simétrica y sus valores se distribuyen normalmente (Figura 19, izquierda). En el segundo muestreo se produce un fuerte incremento en la varianza de los datos presentándose condiciones de suelo moderadamente reducido a reducido, con un desplazamiento de los mismos hacia la parte positiva originando asimetría negativa, siendo su curva de distribución de frecuencias normal leptocúrtica (Figura 19, central). El tercer muestreo presenta una varianza aún más amplia y la condición del suelo es reducido, aunque se dan valores extremos que indican condiciones de suelo altamente reducido. Es esta una condición normal, dado que el suelo permaneció sumergido durante 56 días. Presenta una gráfica de frecuencias normal, simétrica y platocúrtica con significación asintótica bilateral de 0.986 (Tabla 13) para la prueba de normalidad de Kolmogorov–Smirnov.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre los valores del potencial redox fue negativo alcanzando condiciones de suelo reducido en el momento de la floración. El mayor descenso del

potencial redox se produjo durante los primeros 28 días de inundación con una caída del potencial de oxidación reducción de más de 500 mV.

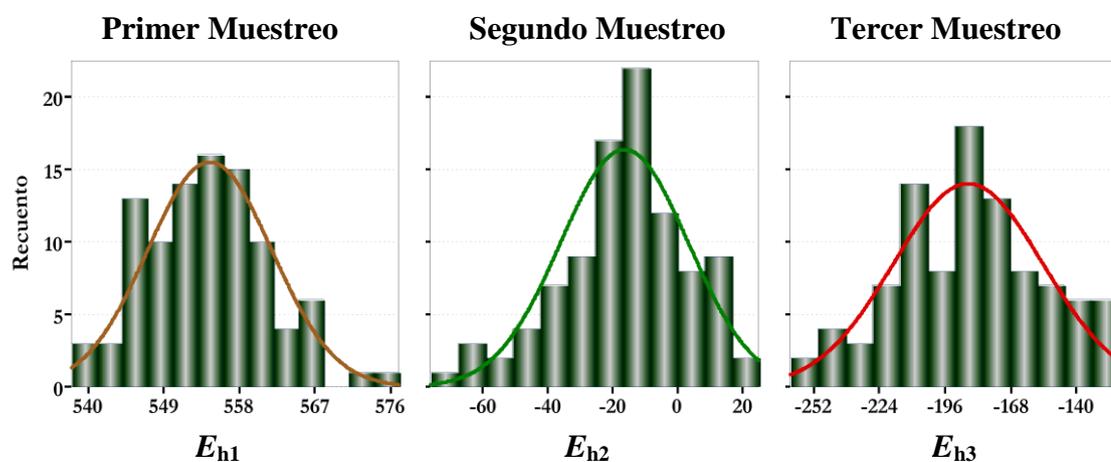
El análisis de varianza (Tabla 14), presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos así como también entre bloques. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 13).

Tabla 13. Estadísticas descriptivas de la variable E_h (mV) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	E_{h_1}	E_{h_2}	E_{h_3}
	Cal_0		
Rango	39	101	140
Mínimo	538	-76	-262
Media *	554.448 a	-16.365 b	-186.198 c
Máximo	577	25	-122
Coefficiente de Variación	1.337	-120.368	-17.126
Desviación típica	7.411	19.698	31.888
Varianza	54.924	388.003	1016.813
Asimetría	0.323	-0.588	-0.131
Curtosis	0.277	0.478	-0.366
D de Kolmogorov-Smirnov	0.619	1.028	0.454
Significancia asintótica (bilateral)	0.838	0.241	0.986

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 19. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de E_h de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 14. Análisis de varianza para la variable independiente E_h entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	10597.3	10597.3	23.5	<0.0001
Muestreo	2	28903248.7	14451624.4	32045.0	<0.0001

Propiedades Biofísicoquímicas

Error	284	128078.0	451.0
Total	287	29041923.9	
Corregido			

✓ **Variable E_h con dosis de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable E_h en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 15. El rango de variación global fue, al igual que en las parcelas sin el agregado de cal, mayor de 800 mV.

En el primer muestreo se observa un incremento de casi 50% en la varianza, comparada a igual situación de las parcelas sin el agregado de enmienda y presenta un coeficiente de variación bajo. El histograma de frecuencias presenta simetría y su curva de distribución es normal leptocúrtica (Figura 20). De acuerdo a la clasificación presentada en la Tabla 11, los valores se ubican dentro del intervalo de suelo oxidado.

En el segundo y tercer muestreo (Tabla 15), se puede observar una disminución en los valores de la varianza del 62% comparada a igual situación de las parcelas sin cal. La distribución de frecuencias para el segundo muestreo es simétrica y sus valores se distribuyen en forma normal, presentándose los mismos dentro del rango de condiciones reducidas (Figura 20, central). Los datos del tercer muestreo en su mayoría se encuentran dentro del rango de condiciones reducidas aunque, un 30% de ellos muestran condiciones altamente reducidas, esto es valores E_h menores de -200 mV. La curva de distribución de frecuencias es normal (Figura 20 derecha) y presenta un desplazamiento de los valores hacia los extremos mayores. En esta situación el efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre los valores del potencial redox fue negativo alcanzando condiciones de suelo reducido a

altamente reducido en el momento de la floración. El mayor descenso del E_h se produjo durante los primeros 28 días con una caída del potencial de oxidación reducción de más de 600 mV. La conjunción días de inundación *versus* aplicación de enmienda, produjo una fuerte disminución de la varianza de la serie de datos.

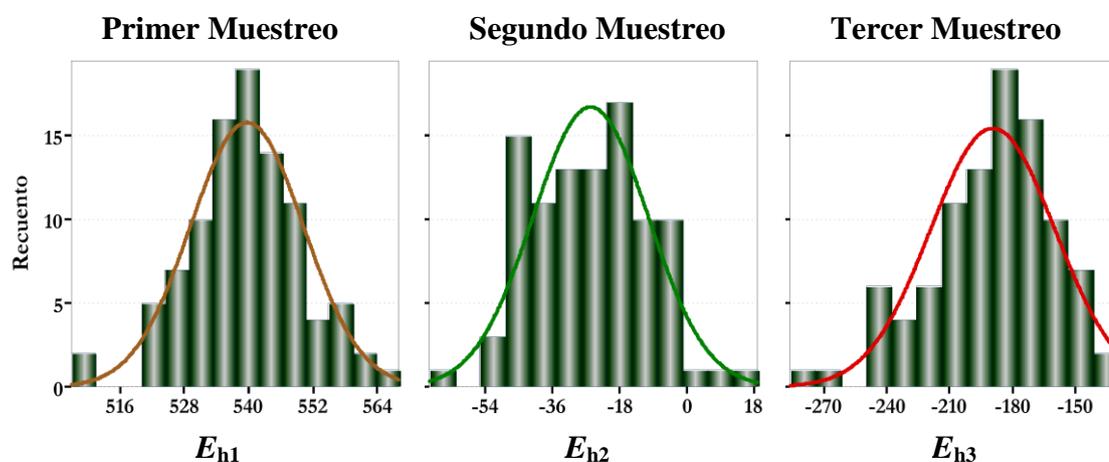
El análisis de varianza (Tabla 16), presento diferencias altamente significativas ($P < .0001$) entre muestreos. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 15).

Tabla 15. Estadísticas descriptivas de la variable E_n (mV) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	E_{h_1}	E_{h_2}	E_{h_3}
	Cal_{625}		
Rango	61	88	156
Mínimo	507	-69	-286
Media *	539.656 a	-25.813 b	-189.542 c
Máximo	568	19	-130
Coefficiente de Variación	1.956	-60.029	-15.682
Desviación típica	10.555	15.495	29.723
Varianza	111.407	240.091	883.451
Asimetría	-0.182	0.136	-0.663
Curtosis	0.959	0.007	0.487
D de Kolmogorov-Smirnov	0.626	0.758	0.743
Significancia asintótica (bilateral)	0.828	0.614	0.639

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 20. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de E_n de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 16. Análisis de varianza para la variable independiente E_n entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	41.3	41.3	0.1	0.7522
Muestreo	2	28105336.0	14052668.0	34029.6	<0.0001

Propiedades Biofísicoquímicas

Error	284	117278.9	413.0
Total	287	28222656.1	
Corregido			

✓ *Variable E_h con dosis de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita*

Las estadísticas descriptivas para la variable E_h en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 17 y en la Figura 21.

En el primer muestreo, los datos caen dentro del rango suelo oxidado. Se observa una disminución del valor promedio comparado a las parcelas sin el agregado de dolomita y presenta un coeficiente de variación bajo. La distribución de frecuencias de la serie de datos es asimétrica y sus valores se distribuyen en una curva normal leptocúrtica (Figura 21) con significancia asintótica bilateral 0.15 para la prueba de normalidad de Kolmogorov–Smirnov.

En el segundo muestreo se observa una disminución de la variancia con respecto a las parcelas testigos y con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de cal. El rango de variación de los datos se encuentra dentro de la condición de suelo reducido. Presenta distribución de frecuencias simétrica y curtosis negativa, por lo que sus valores se distribuyen en forma normal y platocúrtica.

El tercer muestreo presentó una oscilación de los valores dentro del rango reducido a altamente reducido, con una media correspondiente a esta última condición de suelo. El histograma de frecuencias muestra una distribución de los datos simétrica mesocúrtica y distribuidos bajo una curva normal con significación asintótica bilateral de 0.73 para la prueba de Kolmogorov–Smirnov.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre los valores del potencial redox con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita a través del tiempo fue negativo, con una variación de más de 800 mV desde las mediciones realizadas al momento de la siembra hasta la floración con un periodo total de inundación de 56 días.

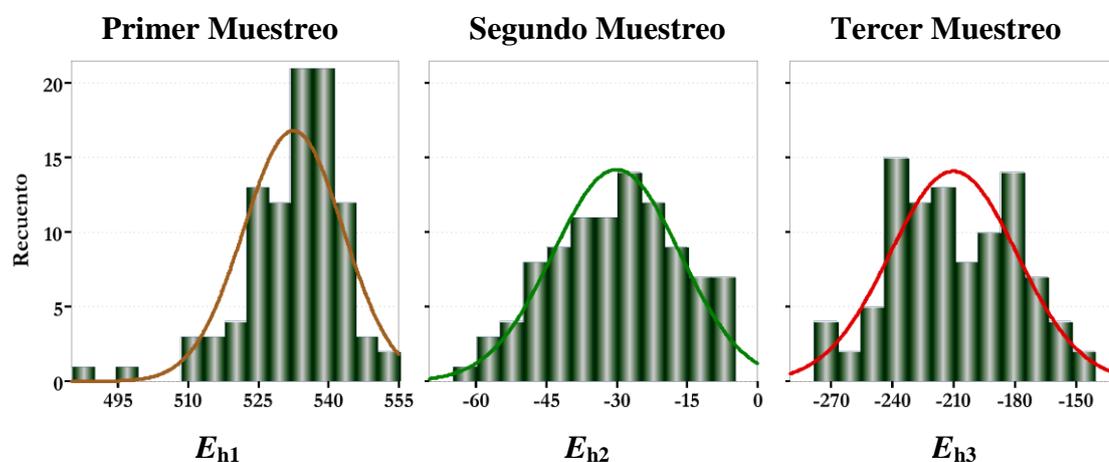
El análisis de varianza presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos Tabla 18. La variación producida fue de suelo oxidado a suelo altamente reducido, esto se ve reflejado en los valores medios de los sucesivos muestreos y por las diferencias significativas entre medias dado por la prueba de Duncan (Tabla 17).

Tabla 17. Estadísticas descriptivas de la variable E_h (mV) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	E_{h_1}	E_{h_2}	E_{h_3}
	Cal_{1250}		
Rango	66	57	129
Mínimo	487	-63	-275
Media *	532.406 a	-30.125 b	-210.260 c
Máximo	553	-6	-146
Coefficiente de Variación	1.999	-44.778	-14.781
Desviación típica	10.641	13.489	31.078
Varianza	113.233	181.963	965.816
Asimetría	-1.423	-0.164	0.023
Curtosis	3.548	-0.652	-0.739
D de Kolmogorov-Smirnov	1.137	0.613	0.691
Significancia asintótica (bilateral)	0.151	0.846	0.727

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 21. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de E_h de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 18. Análisis de varianza para la variable independiente E_h entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	84.5	84.5	0.2	0.6547
Muestreo	2	28814206.5	14407103.3	34178.9	<0.0001

Error	284	119711.7	421.5
Total Corregido	287	28934002.7	

El análisis de varianza de los niveles de dolomita agregado dentro de cada muestreo fue altamente significativo probabilidad de $F < .0001$. Dentro del primer muestreo, los valores medios del potencial redox disminuyen a medida que se incrementan los niveles de cal aplicados (Tablas 19). La comparación de medias por la prueba de Duncan produjo diferencias significativas al nivel de probabilidad $\alpha \leq 0.05$. Dentro del segundo muestreo las mediciones de E_h realizadas después de 28 días de inundación, no se encontraron diferencias significativas entre las parcelas con el agregado de cal, pero sí las hay de éstas con respecto a la que no recibió encalado. En el tercer muestreo, con 56 días de inundación del suelo no se encontraron diferencias significativas entre medias para las dosis de 0 y 625 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de cal pero sí se observan de éstas con respecto a la dosis de 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$. Se pudo observar que la conjunción cal agregada más días de inundación produce una disminución mas acentuada en la varianza de los valores del potencial redox.

Tabla 19. Comparación entre medias de la variable E_h (mV) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.

Momentos de Muestreos	Niveles de cal aplicados $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$		
	0	625	1250
Siembra	554.448 A	539.656 B	532.406 C
Macollamiento	-16.365 A	-25.813 B	-30.125 B
Floración	-186.198 A	-189.542 A	-210.260 B

Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

4.1.2. Propiedades bioquímicas

4.1.2.1. Cambios en las concentraciones de Nitrógeno-Amonio

✓ Variable Nitrógeno-Amonio con dosis de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita

Los cambios producidos en las concentraciones del Nitrógeno-Amonio ($NH_4^+ - N$) en las parcelas sin aplicación de cal se muestran en la Tabla 20 y la Figura 22.

El rango de variación de la serie de datos creció desde el momento de la siembra a la floración. En el primer muestreo se puede observar que el valor medio del $NH_4^+ - N$ corresponde a índice de disponibilidad muy bajo y presenta un rango de variación de $17.6 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, con un coeficiente de variación medio (Gomes, 1984; Cambardella *et al.*, 1994). La curva de distribución de frecuencias es mesocúrtica simétrica y sus valores se distribuyen normalmente (Figura 22, izquierda). En el segundo muestreo se incrementa la varianza, aunque el coeficiente de variación es menor que el caso anterior. El índice de disponibilidad del N mineral varía de muy bajo a medio. La distribución de frecuencias (Figura 22, centro) presenta simetría, siendo su curva de distribución de frecuencias normal mesocúrtica. El tercer muestreo presenta una varianza aún más amplia y la serie de datos varían de bajo a medio. La gráfica de frecuencias presenta distribución simétrica y normal, significación asintótica bilateral de 0.264 (Tabla 20) para la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre los valores del N mineral disponible fue positivo, esto se refleja en los

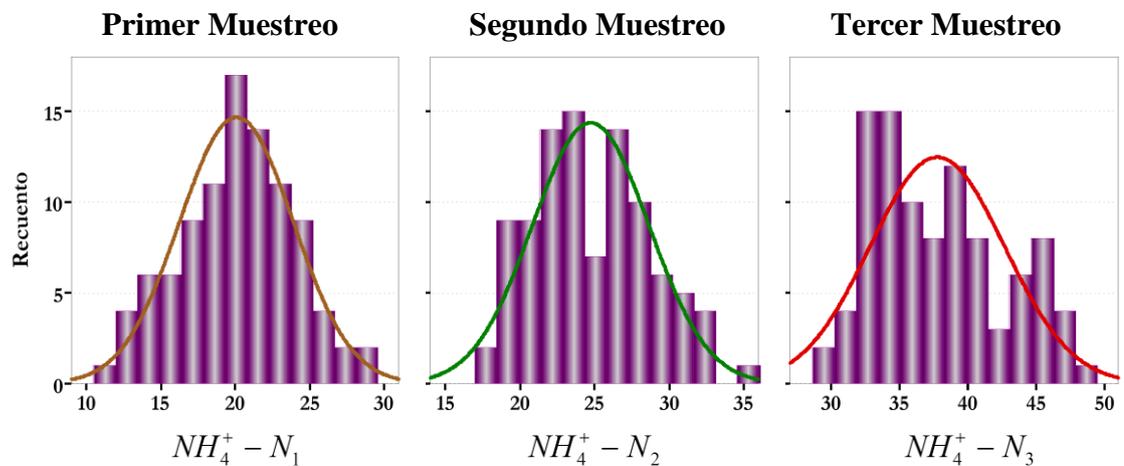
valores medios crecientes desde el momento de la siembra hasta la floración. El análisis de varianza (Tabla 21), presentó diferencias altamente significativas ($P < .0001$) entre muestreos así como también entre bloques. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 20).

Tabla 20. Estadísticas descriptivas de la variable $NH_4^+ - N$ ($mg \cdot kg^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg} \cdot ha^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	$NH_4^+ - N_1$	$NH_4^+ - N_2$	$NH_4^+ - N_3$
	Cal_0		
Rango	17.631	18.188	19.674
Mínimo	11.165	17.092	28.845
Media *	20.071 c	24.729 b	37.739 a
Máximo	28.796	35.280	48.519
Coefficiente de Variación	19.082	15.812	13.019
Desviación típica	3.830	3.910	4.9132
Varianza	14.669	15.290	24.139
Asimetría	-0.047	0.319	0.433
Curtosis	-0.405	-0.530	-0.820
D de Kolmogorov-Smirnov	0.501	0.725	1.006
Significancia asintótica (bilateral)	0.963	0.670	0.264

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 22. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de $NH_4^+ - N$ de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $0 \text{ kg} \cdot ha^{-1}$ de dolomita.

Tabla 21. Análisis de varianza para la variable independiente $NH_4^+ - N$ entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg} \cdot ha^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	258.4	258.4	15.0	0.0001
Muestreo	2	16100.2	8050.1	468.4	<0.0001

Propiedades Bioquímicas

Error	284	4881.0	17.2
Total	287	21239.5	
Corregido			

✓ **Variable Nitrógeno-Amonio con dosis de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable $NH_4^+ - N$ en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 22 y su distribución de frecuencias en la Figura 23. El rango de variación global en los contenidos del $NH_4^+ - N$, entre la siembra y la floración, fue de 25 mg·kg⁻¹.

En el primer muestreo se observa que la varianza y el coeficiente de variación están muy próximos a los valores de las parcelas sin el agregado de cal. El rango de variación de los datos está entre bajos a medios. El histograma de frecuencia presenta simetría y su curva de distribución es normal (Figura 23). En el segundo muestreo (Tabla 22), se puede observar una disminución, respecto al muestreo realizado en el momento de la siembra, de las estadísticas media, varianza y coeficiente de variación. En esta situación la gráfica de frecuencias muestra un desplazamiento de los datos hacia la zona de contenidos bajos. La prueba de normalidad muestra que estos valores se distribuyen dentro de una curva normal. Las concentraciones del $NH_4^+ - N$ se encuentran dentro del rango de bajos a medios (Figura 23 central). El índice del N mineral disponible del tercer muestreo en su mayoría se encuentran dentro del rango de disponibilidad media con un fuerte incremento en la varianza y se mantiene casi constante, respecto al muestreo realizado en macollamiento, el coeficiente de variación. La serie de datos presentan simetría y el histograma de frecuencias muestra una curva de distribución normal (Figura 23, derecha).

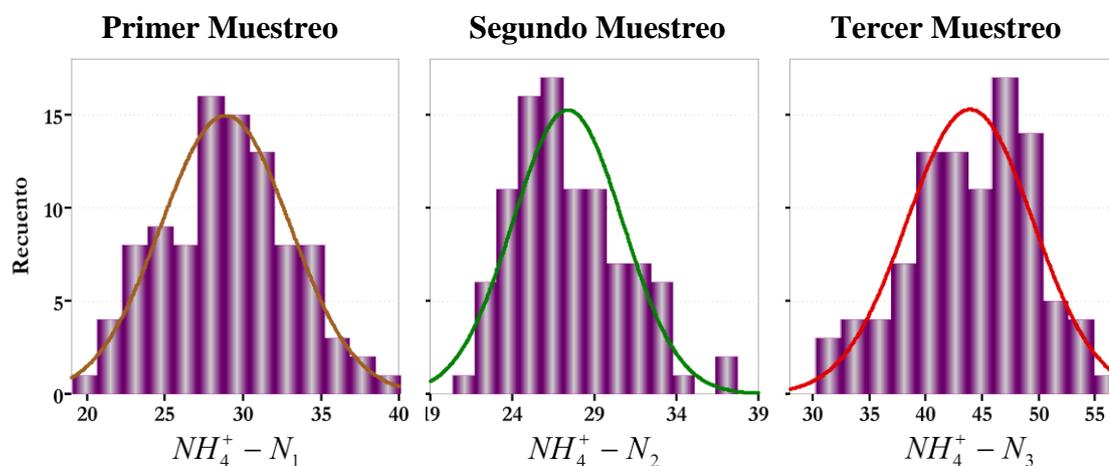
El análisis de varianza (Tabla 23), presento diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos. En esta situación se pudo observar que el efecto conjunto, 28 días de inundación x aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita aplicados al suelo, produjo una disminución significativa (Prueba de Duncan, Tabla 22) de la media del segundo muestreo respecto al primero. Al incrementarse los días de inundación esta situación es revertida, observándose un aumento de los contenidos de $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ al momento de la floración.

Tabla 22. Estadísticas descriptivas de la variable $NH_4^+ - N$ ($mg \cdot kg^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg} \cdot ha^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	$NH_4^+ - N_1$	$NH_4^+ - N_2$	$NH_4^+ - N_3$
	Cal_{625}		
Rango	19.299	15.951	24.993
Mínimo	20.422	21.426	30.382
Media *	28.871 b	27.360 c	43.924 a
Máximo	39.721	37.377	55.375
Coefficiente de Variación	14.320	12.240	12.722
Desviación típica	4.134	3.349	5.588
Varianza	17.093	11.215	31.227
Asimetría	0.159	0.654	-0.462
Curtosis	-0.435	-0.036	-0.251
D de Kolmogorov-Smirnov	0.603	1.046	0.818
Significancia asintótica (bilateral)	0.860	0.224	0.516

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 23. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de $NH_4^+ - N$ de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $625 \text{ kg} \cdot ha^{-1}$ de dolomita.

Tabla 23. Análisis de varianza para la variable independiente $NH_4^+ - N$ entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg} \cdot ha^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	318.1	318.1	16.9	<0.0001
Muestreo	2	16104.1	8052.1	428.4	<0.0001

Propiedades Bioquímicas

Error	284	5337.7	18.8
Total	287	21759.9	
Corregido			

✓ **Variable Nitrógeno-Amonio con dosis de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable $NH_4^+ - N$ en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 24. La aplicación de esta dosis de cal produjo un fuerte incremento de la varianza de los contenidos de $NH_4^+ - N$ en el primer muestreo y el rango de variación fue de 32 mg·kg⁻¹, los datos caen dentro del rango de muy baja a media disponibilidad siendo su coeficiente de variación, de acuerdo a Gomes, (1984); Cambardella *et al.* (1994) medio. La distribución de frecuencias presenta simetría y sus valores se distribuyen en una curva normal leptocúrtica (Figura 24) con significancia asintótica bilateral 0.466 para la prueba de normalidad de Kolmogorov–Smirnov.

En el segundo muestreo se pudo observar un decrecimiento en el rango de variación de los valores. Si se compara esta disminución con las concentraciones del primer muestreo, la misma fue de más del 100% en la varianza. El coeficiente de variación en este muestreo fue medio. Las variaciones en las concentraciones del $NH_4^+ - N$ se encuentran dentro del rango de baja a media disponibilidad, siendo su gráfica de distribución de frecuencias simétrica con curtosis negativa, por lo que sus valores se distribuyen en forma normal y platocúrtica.

El tercer muestreo presenta un aumento en la variación de los contenidos del N mineral, evidenciado por el incremento en la varianza, aunque su coeficiente de variación es menor del 10% por lo que se puede interpretar que la variabilidad estadística es baja. El histograma de

frecuencias muestra una distribución de los datos simétrica distribuyéndose en una curva normal mesocúrtica.

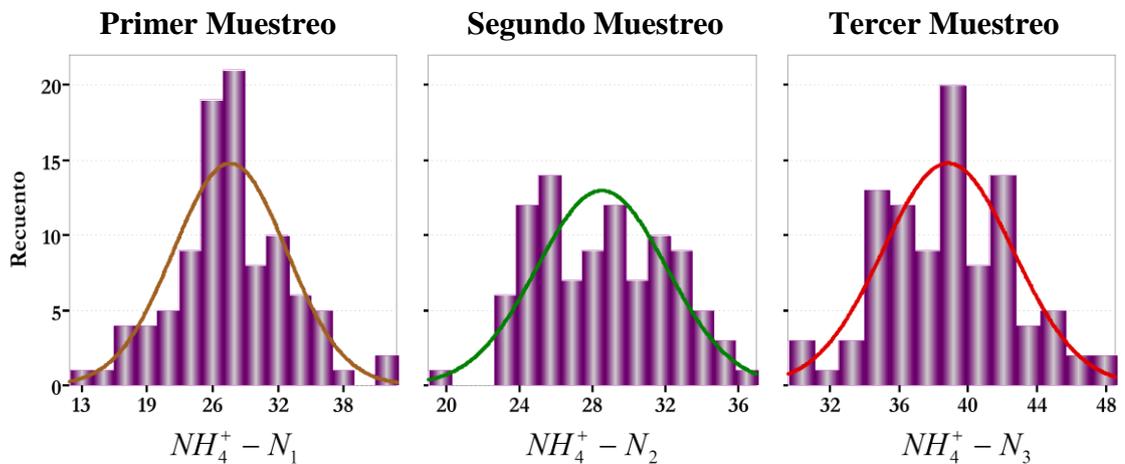
El análisis de varianza presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos (Tabla 25). El efecto producido por el incremento de los días de inundación sobre los contenidos del nitrógeno mineral disponible con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita a través del tiempo fue positivo, esto se ve reflejado en los valores medios de los sucesivos muestreos y por las diferencias significativas entre media dado por la prueba de Duncan (Tabla 24).

Tabla 24. Estadísticas descriptivas de la variable $NH_4^+ - N$ ($mg \cdot kg^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg} \cdot ha^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	$NH_4^+ - N_1$	$NH_4^+ - N_2$	$NH_4^+ - N_3$
	Cal_{1250}		
Rango	32.003	17.149	18.948
Mínimo	11.623	19.789	29.596
Media *	27.302 c	28.500 b	38.840 a
Máximo	43.626	36.938	48.544
Coficiente de Variación	20.250	12.435	9.720
Desviación típica	5.529	3.5440	3.775
Varianza	30.564	12.557	14.251
Asimetría	0.064	0.099	0.126
Curtosis	0.856	-0.775	-0.033
D de Kolmogorov-Smirnov	0.850	0.902	0.505
Significancia asintótica (bilateral)	0.466	0.390	0.960

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 24. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de $NH_4^+ - N$ de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $1250 \text{ kg} \cdot ha^{-1}$ de dolomita.

Tabla 25. Estadísticas descriptivas de la variable $NH_4^+ - N$ en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg} \cdot ha^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	1.1	1.1	0.1	0.8075
Muestreo	2	7728.1	3864.1	201.4	<0.0001

Error	284	5449.3	19.2
Total Corregido	287	13178.6	

El análisis de varianza de los niveles de dolomita agregado dentro de cada muestreo fue altamente significativo probabilidad de $F < 0.0001$ en todos los muestreos realizados. Dentro del primer muestreo, la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita incrementa el valor medio del $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ con respecto al testigo, para luego disminuir con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de cal (Tablas 26). La comparación de medias por la prueba de Duncan produjo diferencias significativas al nivel de probabilidad $\alpha \leq 0.05$. Dentro del segundo muestreo los contenidos de $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ determinados, después de 28 días de inundado el suelo, para cada tratamiento se observa un efecto positivo del encalado ya que los valores promedios se incrementan al aumentar el nivel de cal, siendo las diferencias entre medias significativas al nivel de probabilidad $\alpha \leq 0.05$ por la prueba de Duncan. En el tercer muestreo, con 56 días de sumergencia del suelo, no se encontraron diferencias significativas entre medias para las dosis de 0 y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de cal pero sí las hay de éstas con respecto a la dosis de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$.

Tabla 26. Comparación entre medias de la variable $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.

Momentos de Muestreos	Niveles de cal aplicados $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$		
	0	625	1250
Siembra	20.071 C	28.871 A	27.302 B
Macollamiento	24.729 C	27.360 B	28.499 A
Floración	37.739 B	43.924 A	38.840 B

Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

4.1.2.2. Cambios en las concentraciones de Fósforo

✓ Variable Fósforo Olsen con dosis de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita

Los cambios en los contenidos de fósforo Olsen (*P-Olsen*) a través de los diferentes muestreos para el tratamiento testigo se muestran en la Tabla 27 y la Figura 25. El rango de variación de la serie de datos aumentó en los primeros 28 días de inundación para luego decrecer en los subsiguientes 28 días.

En el muestreo realizado al momento de la siembra los datos caen dentro del rango de muy baja disponibilidad. El intervalo de variación fue de más de 5.5 mg·kg⁻¹. La varianza es baja pero el coeficiente de variación presenta valores medios. El histograma de distribución de frecuencias es simétrico y sus valores se distribuyen en una curva normal platocúrtica (Figura 25). En el segundo muestreo se produce un incremento en la varianza fluctuando en el rango de muy baja a alta disponibilidad, con un valor medio correspondiente a muy baja biodisponibilidad. La gráfica de distribución de frecuencias muestra asimetría positiva con baja desviación típica por lo que presenta una curva de distribución normal leptocúrtica (Figura 25, central). El tercer muestreo presenta una leve disminución de la varianza, oscilando los datos de la serie en el rango de muy baja a baja biodisponibilidad, también como en el segundo muestreo el histograma presenta asimetría positiva. La curva de distribución de frecuencias es normal, significación asintótica bilateral de 0.285 (Tabla 27) para la prueba de normalidad de Kolmogorov–Smirnov, y platocúrtica.

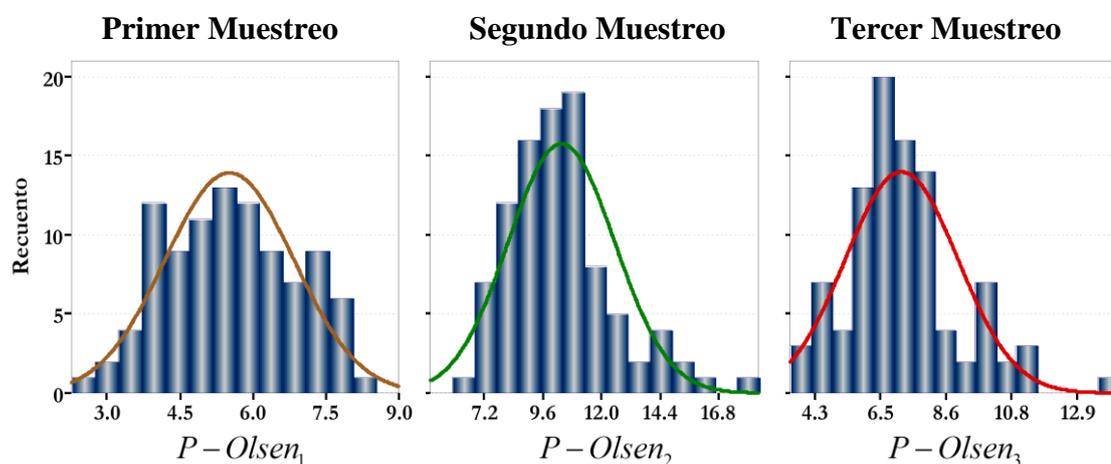
Los primeros 28 días de inundación provocaron un efecto positivo sobre los contenidos de *P-Olsen*, desde este momento hasta la floración se produce una disminución de los valores promedios. El análisis de varianza presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos y también entre bloques (Tabla 28). La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 27).

Tabla 27. Estadísticas descriptivas de la variable P -Olsen ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	$P-Olsen_1$	$P-Olsen_2$	$P-Olsen_3$
	Cal_0		
Rango	5.542	11.839	10.755
Mínimo	2.500	6.607	3.501
Media *	5.515 c	10.361 a	7.144 b
Máximo	8.042	18.446	14.256
Coefficiente de Variación	23.985	21.040	25.772
Desviación típica	1.323	2.180	1.841
Varianza	1.749	4.753	3.390
Asimetría	0.041	1.069	0.894
Curtosis	-0.730	1.562	1.633
D de Kolmogorov-Smirnov	0.544	1.170	0.986
Significancia asintótica (bilateral)	0.929	0.129	0.285

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 25. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de P -Olsen de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 28. Análisis de varianza para la variable independiente P -Olsen entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	6.0	6.0	1.8	0.1778
Muestreo	2	1167.9	584.0	177.6	<0.0001

Propiedades Bioquímicas

Error	284	933.7	3.3
Total	287	2107.7	
Corregido			

✓ **Variable Fósforo Olsen con dosis de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable *P-Olsen* en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 29 y en la Figura 26. El rango de variación global fue, de muy bajo a bajo.

En el primer muestreo se observa un incremento del contenido promedio, comparado a igual situación de las parcelas sin el agregado de cal. Se puede ver que, tanto la varianza como el coeficiente de variación presentan valores medios. Los índices de disponibilidad, de acuerdo a los valores presentados en la Tabla 5, del *P-Olsen* en este muestreo fueron muy bajos. El histograma de frecuencias presenta simetría y sus valores se ajustan a una curva de distribución normal (Figura 26). En el segundo muestreo (Tabla 29), se puede observar un incremento de los valores medios de disponibilidad variando los mismos de baja a alta disponibilidad, y presenta la mayor varianza con coeficiente de variación medio. La distribución de frecuencias para el segundo muestreo es simétrica y sus valores se distribuyen en forma normal, (Figura 26, central). Los datos del tercer muestreo en su mayoría se encuentran dentro del rango de muy baja disponibilidad, aunque, con un porcentaje muy pequeño dentro del rango de disponibilidad baja. En esta situación se produjo una disminución de los valores promedios de concentración, varianza y coeficiente de variación, considerado este último como bajo. El histograma de frecuencias muestra distribución simétrica y su curva de distribución es normal (Figura 26, derecha).

El efecto producido por el aumento de los días de inundación en esta situación fue similar al observado para las parcelas testigo donde los índices de disponibilidad crecen con los primeros 28 días de inundación y luego disminuyen los mismos en el momento de la floración. La variabilidad fluctuó de muy baja a baja disponibilidad del *P-Olsen*.

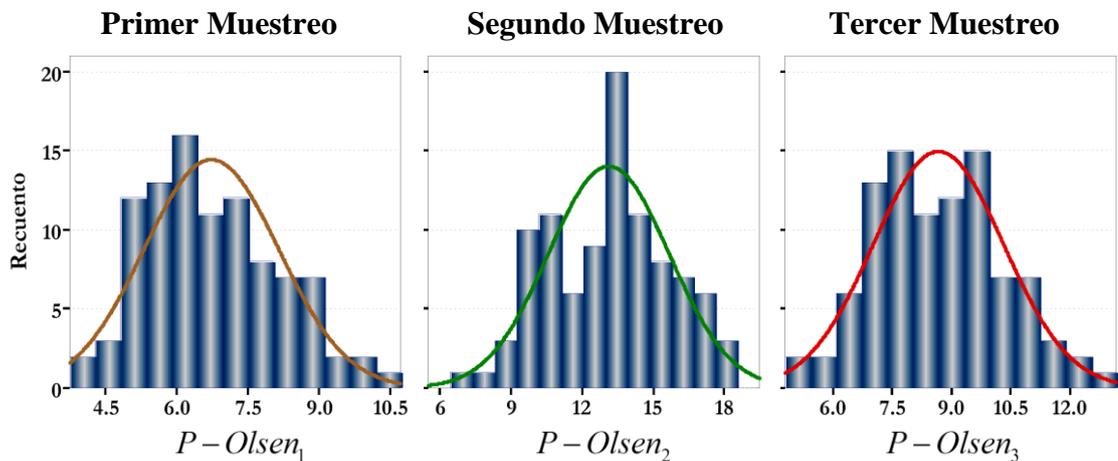
El análisis de varianza (Tabla 30), presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 29).

Tabla 29. Estadísticas descriptivas de la variable P-Olsen ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	$P-Olsen_1$	$P-Olsen_2$	$P-Olsen_3$
	Cal_{625}		
Rango	6.972	11.136	8.381
Mínimo	3.743	7.299	4.793
Media *	6.720 c	13.120 a	8.668 b
Máximo	10.715	18.435	13.174
Coefficiente de Variación	21.176	19.438	19.051
Desviación típica	1.423	2.551	1.652
Varianza	2.025	6.503	2.727
Asimetría	0.449	0.012	0.194
Curtosis	-0.346	-0.670	-0.319
D de Kolmogorov-Smirnov	0.917	0.603	0.716
Significancia asintótica (bilateral)	0.370	0.860	0.684

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 26. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de P-Olsen de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 30. Análisis de varianza para la variable independiente P-Olsen entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	48.5	48.5	13.5	0.0003
Muestreo	2	2065.8	1032.9	287.4	<0.0001

Propiedades Bioquímicas

Error	284	1020.8	3.6
Total	287	3135.0	
Corregido			

✓ **Variable Fósforo Olsen con dosis de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita**

En la Tabla 31 se muestran las estadísticas descriptivas para la variable *P-Olsen* en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita.

En el primer muestreo, los datos caen dentro del rango de muy bajo a bajo índice de disponibilidad, con varianza baja y coeficiente de variación medio. La distribución de frecuencias presenta asimetría negativa y sus valores se distribuyen en una curva normal (Figura 27) con significancia asintótica bilateral 0.907 para la prueba de normalidad de Kolmogorov–Smirnov. En el segundo muestreo, al igual que en los tratamientos testigo y 625 kg·ha⁻¹ de cal agregado, se observa un incremento del valor medio, variando los contenidos de *P-Olsen* muy bajos a medio. La varianza decrece en comparación a los otros tratamientos y la variabilidad estadística es media. La serie de datos de este muestreo presentan distribución de frecuencias simétrica y se distribuyen en una curva normal mesocúrtica. La variación del conjunto de datos del tercer muestreo caen en el rango de muy baja disponibilidad, se puede observar una fuerte disminución de la concentración media, tanto que, incluso, es menor que el estado inicial de muestreo. La variabilidad estadística se clasifica como media, aunque sea de más del 20%. El histograma de frecuencias muestra una distribución de los dato simétrica con curtosis negativa siendo su distribución de frecuencias normal mesocúrtica.

La variación temporal producida por el aumento de los días de inundación sobre los contenidos de *P-Olsen* con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita fue similar a las situaciones de los tratamientos con cero y 625 kg·ha⁻¹ de cal agregado, aunque con una variación menor cayendo ésta en el rango de muy baja disponibilidad a media.

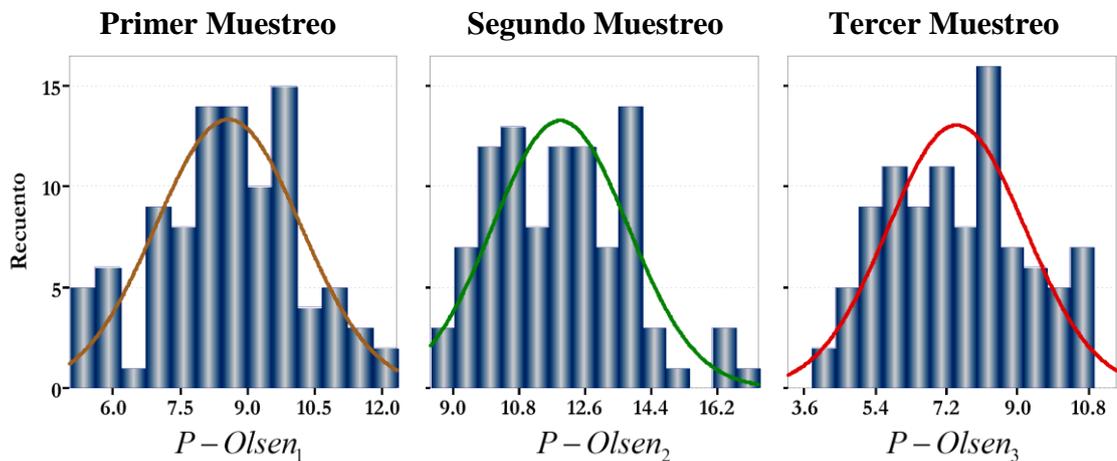
El análisis de varianza presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos (Tabla 32), con diferencias significativas entre medias (Tabla 31) de acuerdo a la prueba rangos múltiples de Duncan.

Tabla 31. Estadísticas descriptivas de la variable P-Olsen ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	$P-Olsen_1$	$P-Olsen_2$	$P-Olsen_3$
	Cal_{1250}		
Rango	7.294	8.619	6.631
Mínimo	5.035	8.719	4.054
Media *	8.569 b	11.932 a	7.453 c
Máximo	12.329	17.338	10.685
Coefficiente de Variación	18.802	15.436	23.335
Desviación típica	1.611	1.842	1.739
Varianza	2.596	3.392	3.024
Asimetría	-0.160	0.502	0.111
Curtosis	-0.274	0.037	-0.883
D de Kolmogorov-Smirnov	0.565	0.799	0.697
Significancia asintótica (bilateral)	0.907	0.545	0.716

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 27. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de P-Olsen de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 32. Análisis de varianza para la variable independiente P-Olsen entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	0.01	0.01	0.00	0.9544
Muestreo	2	1043.95	521.98	173.14	<0.0001

Error	284	856.17	3.02
Total	287	1900.13	
Corregido			

El análisis de varianza de los niveles de dolomita agregado dentro de cada muestreo (Tabla 33) fue altamente significativo en todas las situaciones, probabilidad de $F < 0.0001$.

Para los muestreos realizados en el momento de la siembra se observa que los contenidos medios son crecientes al incrementar el nivel de la dosis de cal, alcanzando una máxima liberación de *P-Olsen* con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$. La comparación de medias por la prueba de Duncan produjo diferencias significativas al nivel de probabilidad $\alpha \leq 0.05$. En el muestreo realizado en macollamiento, suelo con 28 días de inundación, los contenidos de *P-Olsen* presentaron diferencias significativas alcanzándose el máximo con el tratamiento de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$. En esta situación el efecto de la inundación parece tener mayor efecto sobre la liberación de *P-Olsen* si tenemos en cuenta las cantidades liberadas por los tratamientos con cal, de 1.2 y $3 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ con respecto al testigo después de 60 días de la aplicación del tratamiento y el aumento de los contenidos de *P-Olsen* con la inundación fueron de 4.85, 6.4 y $3.36 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ para las aplicaciones de 0, 625 y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$, respectivamente. En el tercer muestreo se puede observar un efecto negativo sobre los índices de disponibilidad por efecto de la inundación. Las diferencias entre las medias de 0 y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ no fueron significativas pero si existen diferencias de éstas con respecto a la dosis de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 33. Comparación entre medias de la variable *P-Olsen* ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.

Momentos de Muestreos	Niveles de cal aplicados $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$		
	0	625	1250

Siembra	5.515	C	6.720	B	8.569	A
Macollamiento	10.361	C	13.119	A	11.932	B
Floración	7.144	B	8.668	A	7.453	B

Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

4.1.2.3. Cambios en las concentraciones de Potasio

✓ Variable Potasio Mehlich con dosis de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita

La variación de los índices de disponibilidad del *K-Mehlich* para las parcelas sin aplicación de cal se muestran en la Tabla 34 y la Figura 28. El rango de variación de la serie de datos decreció un 194% desde el momento de la siembra a la floración. En el primer muestreo los contenidos de *K-Mehlich* varían de bajos a medio. El rango de variación fue de 30 mg·kg⁻¹ presentando un coeficiente de variación medio. La serie de datos muestran asimetría y curtosis positiva y sus valores se distribuyen en una curva normal leptocúrtica (Figura 28, izquierda). En el segundo muestreo se produjo una disminución del 49% en la varianza de los datos y también del coeficiente de variación tomando este un valor medio. Los contenidos de disponibilidad son bajos y distribuidos simétricamente. Se observa (Figura 28 central), que el histograma de frecuencias genera una curva de distribución normal platocúrtica. El tercer muestreo presenta una más amplia disminución de la varianza, siendo ésta de 156% respecto a la situación inicial, también en esta situación el coeficiente de variación muestra variabilidad media. El contenido del *K-Mehlich* varía en el rango de disponibilidad baja, presentando una gráfica de frecuencias simétrica y normal, significación asintótica bilateral de 0.714 (Tabla 34) para la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre los contenidos del *K-Mehlich* biodisponible fue negativo, decreciendo

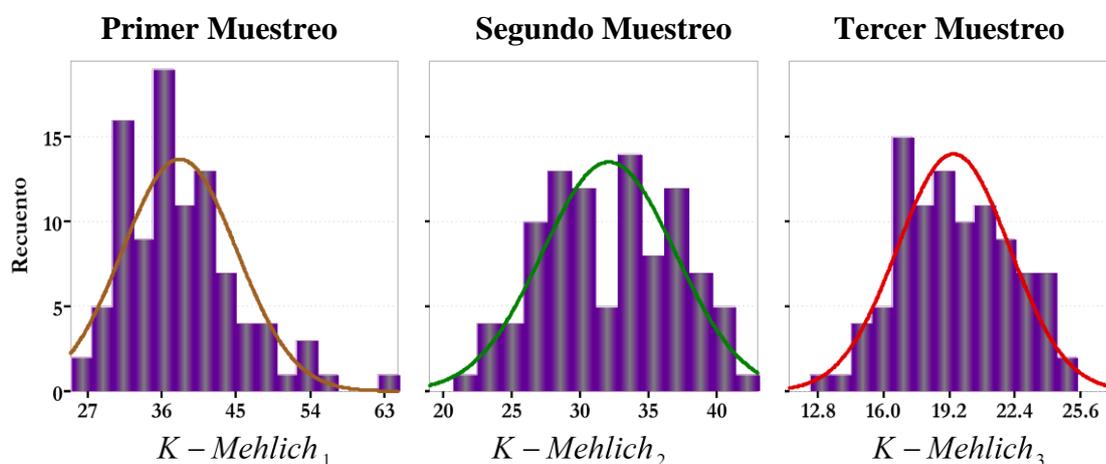
progresivamente, alcanzando la mínima disponibilidad al momento de la floración. El análisis de varianza (Tabla 35), presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 34).

Tabla 34. Estadísticas descriptivas de la variable K-Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	$K - \text{Mehlich}_1$	$K - \text{Mehlich}_2$	$K - \text{Mehlich}_3$
	Cal_0		
Rango	38.080	20.338	12.865
Mínimo	26.564	22.014	12.433
Media *	38.154 a	32.088 b	19.413 c
Máximo	64.644	42.352	25.298
Coefficiente de Variación	18.150	15.121	14.087
Desviación típica	6.925	4.852	2.735
Varianza	47.952	23.542	7.478
Asimetría	1.012	0.004	0.019
Curtosis	1.551	-0.969	-0.647
D de Kolmogorov-Smirnov	0.913	0.861	0.698
Significancia asintótica (bilateral)	0.375	0.449	0.714

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 28. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de K - Mehlich de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 35. Análisis de varianza para la variable independiente K-Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	1.6	1.6	0.1	0.8057
Muestreo	2	17556.8	8778.4	332.4	<0.0001

Error	284	7500.7	26.4
Total	287	25059.1	
Corregido			

✓ **Variable Potasio Mehlich con dosis de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable *K-Mehlich* en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 36 y la distribución de los índices de disponibilidad en los histogramas de la Figura 29.

El rango de variación, en el primer muestreo se encuentra entre contenidos bajos a medios. La variabilidad estadística, dada por el coeficiente de variación, es media. La serie de datos en su mayoría se concentran en la zona de baja disponibilidad, esta asimetría queda reflejada en el histograma de frecuencias (Figura 29, izquierda) y su curva de distribución es normal. En el muestreo realizado en pleno macollamiento se observa una disminución del valor promedio de disponibilidad, respecto al realizado en el momento de la siembra (Tabla 36), pero en esta situación se produce un incremento de 42.5% en la varianza y la variabilidad estadística es alta. En su mayoría los contenidos del *K-Mehlich* se ubican en el rango de baja disponibilidad (Figura 29, central) presentando un histograma de frecuencias simétrico y su curva se distribuye en forma normal con curtosis negativa. Los datos del tercer muestreo se encuentran dentro del rango de baja disponibilidad, con fuerte disminución de la varianza y su coeficiente de variación es medio. El histograma de frecuencia muestra simetría y su curva se distribuye normalmente (Figura 29 derecha).

En esta situación el efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre los índices de disponibilidad del *K-Mehlich* fue

negativo alcanzando el mínimo valor, al igual que en el tratamiento testigo, en el momento de la floración. La mayor variabilidad de los datos se produjo durante los primeros 28 días de inundación.

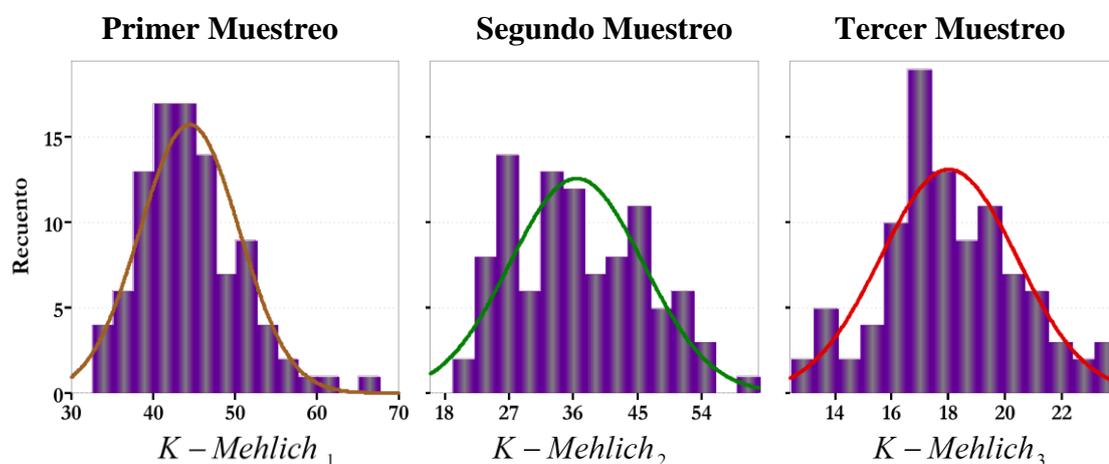
El análisis de varianza (Tabla 37), presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 36).

Tabla 36. Estadísticas descriptivas de la variable K-Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	<i>K - Mehlich</i> ₁	<i>K - Mehlich</i> ₂	<i>K - Mehlich</i> ₃
	<i>Cal</i> ₆₂₅		
Rango	30.946	40.006	11.531
Mínimo	34.265	19.859	12.424
Media *	44.408 a	36.460 b	18.006 c
Máximo	65.211	59.865	23.955
Coefficiente de Variación	13.684	25.579	13.346
Desviación típica	6.077	9.326	2.403
Varianza	36.930	86.973	5.775
Asimetría	0.822	0.277	0.137
Curtosis	0.897	-0.860	-0.022
D de Kolmogorov-Smirnov	0.974	0.789	0.763
Significancia asintótica (bilateral)	0.299	0.562	0.606

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 29. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de K - Mehlich de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 37. Análisis de varianza para la variable independiente K - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	5.6	5.6	0.1	0.7196
Muestreo	2	35226.1	17613.0	406.2	<0.0001

Propiedades Bioquímicas

Error	284	12313.8	43.4
Total	287	47545.5	
Corregido			

✓ **Variable Potasio Mehlich con dosis de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable *K-Mehlich* en los muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 38 y la distribución de frecuencias de los contenidos en la Figura 30. El rango de variación global fue de más del 160% con contenidos extremadamente bajos (11.3 mg·kg⁻¹) en el momento de la floración.

En el primer muestreo, los datos caen dentro del rango de baja a media disponibilidad con coeficiente de variación medio. La distribución de frecuencias presenta simetría y sus valores se distribuyen en una curva normal (Figura 30) con significancia asintótica bilateral 0.985 para la prueba de normalidad de Kolmogorov–Smirnov.

En el segundo muestreo se observa un aumento de la variancia, repitiéndose el patrón de variabilidad del tratamiento con 625 kg·ha⁻¹ de cal, y el rango de variación de los datos se encuentra en el intervalo de baja a media disponibilidad de *K-Mehlich*, siendo la variabilidad estadística media. El histograma de frecuencias es simétrico y los valores se distribuyen en una curva normal.

En el muestreo realizado en la floración los datos caen en el rango de baja disponibilidad, con una fuerte disminución de la variancia siendo la variabilidad estadística media. El histograma de frecuencias muestra una distribución de los datos simétrica y curtosis negativa distribuyéndose los mismos en una curva normal mesocúrtica.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre los valores promedios del índice de disponibilidad del *K - Mehlich* con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita a través del tiempo fue negativo, y la variabilidad estadística es similar al tratamiento de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$.

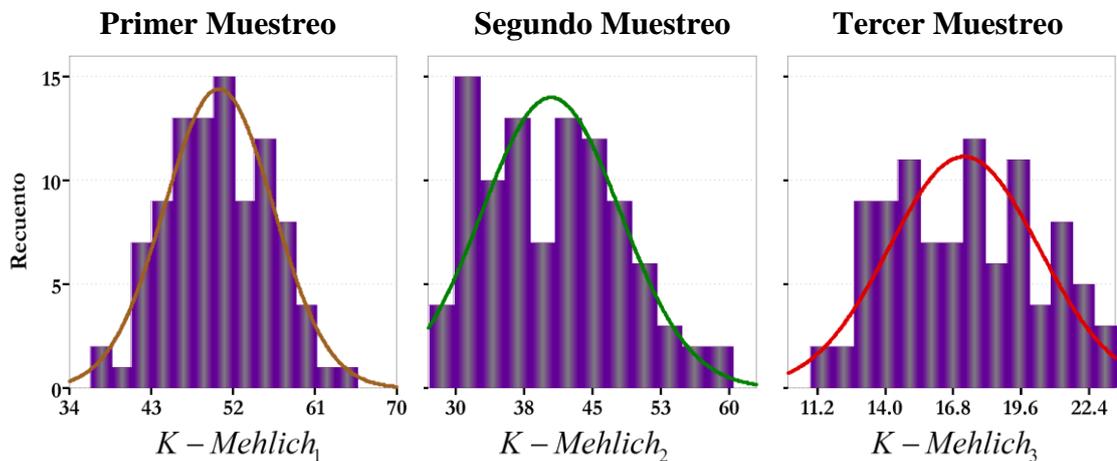
El análisis de varianza presentó diferencias altamente significativas ($P < .0001$) entre muestreos (Tabla 39). La variación observada en la concentración de potasio fue de baja a media disponibilidad y la prueba de Duncan muestra diferencias significativas entre medias (Tabla 38).

Tabla 38. Estadísticas descriptivas de la variable K - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	<i>K - Mehlich</i> ₁	<i>K - Mehlich</i> ₂	<i>K - Mehlich</i> ₃
	<i>Cal</i> ₁₂₅₀		
Rango	32.284	30.954	11.887
Mínimo	38.244	28.729	11.338
Media *	50.407 a	40.439 b	17.247 c
Máximo	70.528	59.683	23.225
Coefficiente de Variación	11.868	18.747	17.929
Desviación típica	5.982	7.581	3.092
Varianza	35.785	57.475	9.561
Asimetría	0.380	0.355	0.177
Curtosis	0.387	-0.649	-1.038
D de Kolmogorov-Smirnov	0.457	0.834	0.820
Significancia asintótica (bilateral)	0.985	0.491	0.512

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 30. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de K - Mehlich de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 39. Análisis de varianza para la variable independiente K - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	5.6	5.6	0.1	0.7196
Muestreo	2	35226.1	17613.0	406.2	<0.0001

Error	284	12313.8	43.4
Total Corregido	287	47545.5	

El análisis de varianza de los niveles de dolomita agregado dentro de cada muestreo (Tabla 40) fue altamente significativo probabilidad de $F < 0.0001$. Los contenidos medios de disponibilidad del *K-Mehlich*, dentro del primer muestreo, crecieron en concordancia con el agregado de cal. La comparación de medias por la prueba de Duncan produjo diferencias significativas al nivel de probabilidad $\alpha \leq 0.05$. Para el muestreo realizado después de 28 días de inundación, se observa una disminución de los contenidos medio, siendo la situación similar al muestreo anterior, con diferencias significativas entre medias. En el tercer muestreo, con 56 días de inundación del suelo no se encontraron diferencias significativas entre medias para los tratamientos con el agregado de cal, pero si las hay de éstas con respecto a la parcela control. Se pudo observar que la conjunción, cal agregada con días de inundación, produce un incremento de la varianza en el tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ cal, y con mayores días de inundación decrece la variabilidad estadística.

Tabla 40. Comparación de medias para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo de la variable independiente *K - Mehlich* ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$).

Momentos de Muestras	Niveles de cal aplicados $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$		
	0	625	1250
Siembra	38.154 C	44.408 B	50.407 A
Macollamiento	32.088 C	36.459 B	40.439 A
Floración	19.413 A	18.006 B	17.247 B

Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

4.1.2.4. Cambios en las concentraciones de Hierro

✓ Variable Hierro Mehlich con dosis de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita

Los cambios temporales en las concentraciones de *Fe - Mehlich* para las parcelas sin aplicación de cal se muestran en la Tabla 41 y los cambios en las concentraciones en los histogramas de la Figura 31. El rango de variación de la serie de datos creció desde el momento de la siembra a la floración.

En el primer muestreo, con un rango de variación de 196 mg·kg⁻¹, los datos caen dentro del rango de condiciones de muy altos contenidos, con un coeficiente de variación bajo. La curva de distribución de frecuencias es simétrica y sus valores se distribuyen normalmente (Figura 31, izquierda). En el segundo muestreo se produce un fuerte incremento en la varianza de los datos, el valor promedio de disponibilidad creció un 56% y la variabilidad estadística se sitúa en un valor medio. El histograma (Figura 31, central) de frecuencias muestra simetría y curtosis negativa y los datos se distribuyen en una curva normal, significación asintótica bilateral de 0.828. El tercer muestreo las concentraciones de *Fe - Mehlich* del suelo se incrementan un 48%, con respecto al muestreo en macollamiento, así como también presenta una varianza menor con un coeficiente de variación bajo. El histograma de frecuencias es simétrico, distribuyéndose los datos en una curva normal con significación asintótica bilateral de 0.487 (Tabla 41) para la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre las concentraciones de *Fe - Mehlich* fue positivo. El mayor incremento se produjo durante los primeros 28 días.

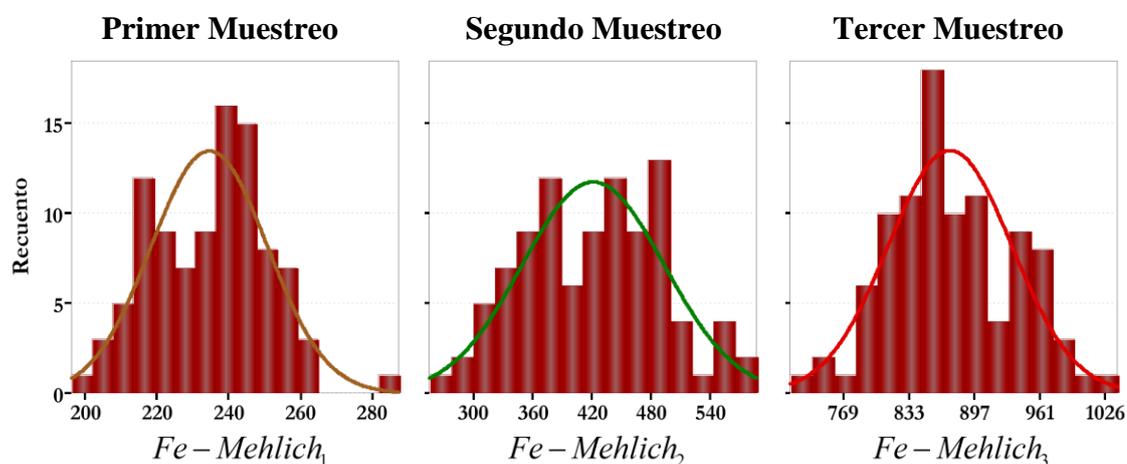
El análisis de varianza presentó (Tabla 42) diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos y también entre bloques. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 41).

Tabla 41. Estadísticas descriptivas de la variable Fe - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	<i>Fe - Mehlich</i> ₁	<i>Fe - Mehlich</i> ₂	<i>Fe - Mehlich</i> ₃
	<i>Cal</i> ₀		
Rango	91.2	331.5	320.5
Mínimo	196.2	255.4	717.2
Media *	234.554 c	421.095 b	873.532 a
Máximo	287.4	586.9	1037.7
Coefficiente de Variación	6.904	17.107	6.935
Desviación típica	16.195	72.037	60.579
Varianza	262.267	5189.280	3669.810
Asimetría	0.090	0.074	0.185
Curtosis	0.122	-0.607	-0.220
D de Kolmogorov-Smirnov	0.828	0.866	0.836
Significancia asintótica (bilateral)	0.500	0.442	0.487

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 31. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Fe - Mehlich de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 42. Análisis de varianza para la variable independiente Fe - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	18317.0	18317.0	6.1	0.0139
Muestreo	2	20729284.5	10364642.3	3470.3	<0.0001

Propiedades Bioquímicas

Error	284	848211.9	2986.7
Total	287	21595813.3	
Corregido			

✓ **Variable Hierro Mehlich con dosis de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable *Fe - Mehlich* en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 43 y la distribución de frecuencias los índices de disponibilidad en la Figura 32.

El rango de variación global, desde la siembra a floración, en las concentraciones de *Fe - Mehlich* fue de unos 1600 mg·kg⁻¹. Podemos observar una disminución de la varianza durante el primer muestreo, respecto a igual situación de las parcelas testigo y presenta un coeficiente de variación bajo. El histograma de frecuencias presenta simetría y su curva de distribución es normal mesocúrtica (Figura 32). En el segundo muestreo (Tabla 43), se puede observar un incremento en los valores de la varianza de más del 50%, comparada a igual situación de las parcelas sin cal, y presentan una variabilidad estadística media. La serie de datos presentan una gráfica de frecuencias simétricas con curtosis negativa y con un valor de significación para la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov menor del 5%, por lo que los mismos no están distribuidos en forma normal (Figura 32 central). Los datos del tercer muestreo varían de 1600 a más de 2100 mg·kg⁻¹ con mayor varianza que la situación anterior, pero con coeficiente de variación bajo. El histograma de frecuencias es simétrico y los valores se distribuyen normalmente (Figura 32, derecha).

En esta situación el efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre las concentraciones del *Fe - Mehlich* fue positivo.

Puede observarse, que a partir del muestreo realizado en el macollamiento es más manifiesto el efecto conjunto de dolomita aplicada por días de inundación alcanzándose, en el momento de la floración, concentraciones de más de $2100 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ de hierro soluble extraído.

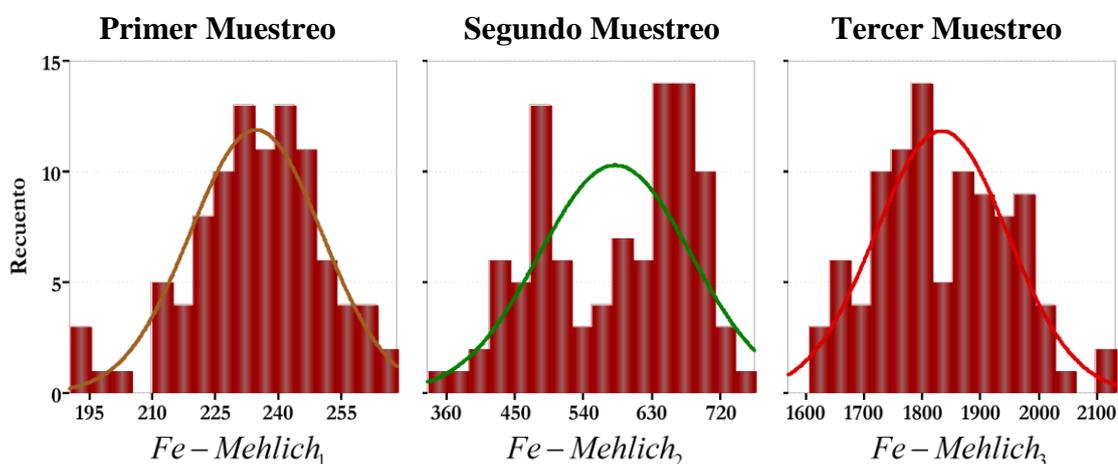
El análisis de varianza (Tabla 44), presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos y entre bloques. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 43).

Tabla 43. Estadísticas descriptivas de la variable Fe - Mehlich $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	<i>Fe - Mehlich</i> ₁	<i>Fe - Mehlich</i> ₂	<i>Fe - Mehlich</i> ₃
	<i>Cal</i> ₆₂₅		
Rango	78.0	411.8	526.4
Mínimo	190.3	353.2	1605.2
Media *	234.696 c	581.418 b	1832.882 a
Máximo	268.3	765.0	2131.6
Coefficiente de Variación	6.692	17.208	6.195
Desviación típica	15.706	100.050	113.537
Varianza	246.675	10009.950	12890.689
Asimetría	-0.521	-0.324	0.211
Curtosis	0.412	-1.129	-0.424
D de Kolmogorov-Smirnov	0.538	1.491	0.728
Significancia asintótica (bilateral)	0.935	0.023	0.665

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 32. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Fe - Mehlich de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 44. Análisis de varianza para la variable independiente Fe - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	135737.9	135737.9	18.7	<0.0001
Muestreo	2	135698547.8	67849273.9	9339.2	<0.0001

Propiedades Bioquímicas

Error	284	2063257.0	7265.0
Total	287	137897542.6	
Corregido			

✓ **Variable Hierro Mehlich con dosis de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable *Fe - Mehlich* en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 45 y la distribución de frecuencias en la Figura 33.

En el primer muestreo, los datos presentan variabilidad estadística baja. El histograma de la serie de datos se distribuyen simétricamente con curtosis negativa y sus valores siguen una curva de distribución normal platocúrtica (Figura 33) con significancia asintótica bilateral 0.521 para la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov. En el segundo muestreo se observa un incremento de la disponibilidad del *Fe - Mehlich* con respecto al testigo y también aumenta el valor de la variancia, presentándose una situación similar a lo observado con el tratamiento de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita. La serie de datos presentan una variabilidad estadística baja y su histograma de frecuencias es simétrico distribuyéndose normalmente los valores de los contenidos biodisponibles. En el tercer muestreo se observa un fuerte incremento tanto de la varianza como de las concentraciones medias, alcanzando valores de más de 3000 mg·kg⁻¹, con un coeficiente de variación medio. El histograma de frecuencia muestra distribución simétrica de los datos y su curva de distribución es normal.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre la disponibilidad del *Fe - Mehlich* con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita a través del tiempo fue positiva. Queda de manifiesto que la

interacción, días de inundación x niveles de cal aplicados, es la que produce una fuerte liberación de hierro soluble, puesto que los valores medios crecen 78% en los primeros 28 días de inundación y en los subsiguientes 28 días aumentan en 64%.

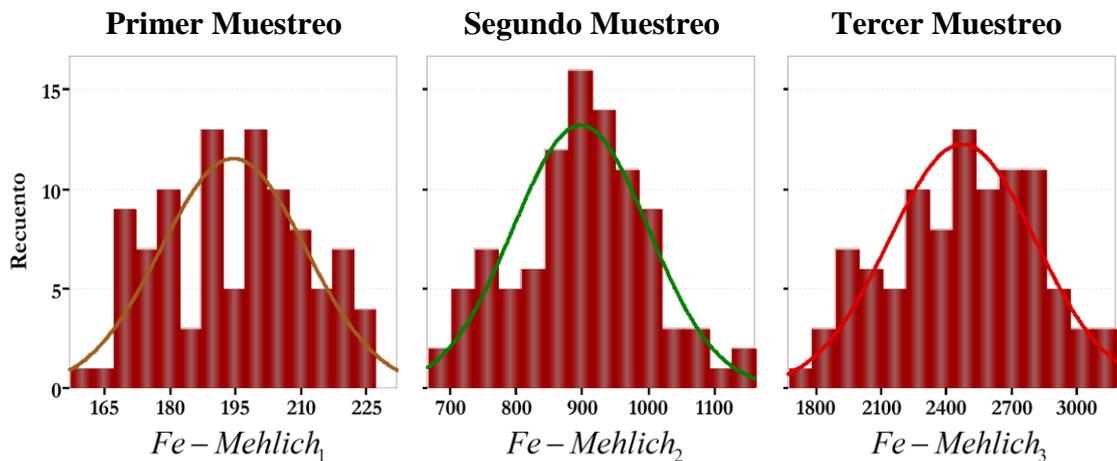
En la Tabla 46 podemos observar que el análisis de varianza presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos. La variación producida fue de suelo oxidado a suelo altamente reducido, esto se ve reflejado en los valores medios de los sucesivos muestreos y por las diferencias significativas entre medias dado por la prueba de Duncan (Tabla 45).

Tabla 45. Estadísticas descriptivas de la variable Fe - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	$Fe - Mehlich_1$	$Fe - Mehlich_2$	$Fe - Mehlich_3$
	Cal_{1250}		
Rango	63.0	473.6	1462.6
Mínimo	161.4	687.9	1709.8
Media *	194.479 c	897.269 b	2471.973 a
Máximo	224.4	1161.5	3172.4
Coefficiente de Variación	8.534	11.462	13.629
Desviación típica	16.597	102.841	336.898
Varianza	275.5	10576.2	113500.2
Asimetría	-0.051	0.043	-0.193
Curtosis	-1.008	-0.115	-0.675
D de Kolmogorov-Smirnov	0.814	0.845	0.700
Significancia asintótica (bilateral)	0.521	0.474	0.711

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 33. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Fe - Mehlich de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 46. Análisis de varianza para la variable independiente Fe - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	99294.5	99294.5	2.4	0.1219
Muestreo	2	261138694.2	130569347.1	3165.6	<0.0001

Error	284	11714131.1	41246.9
Total	287	272952119.8	
Corregido			

El análisis de varianza de los niveles de dolomita agregado dentro de cada muestreo (Tabla 47) fue altamente significativo para una probabilidad de ($F < 0.0001$). En el muestreo realizado en la siembra, los índices de disponibilidad promedios del *Fe - Mehlich* no presentan diferencias significativas entre las medias del testigo contra el tratamiento de 625 kg·ha⁻¹. El agregado de mayor cantidad de cal produce una disminución de las concentraciones de *Fe - Mehlich*, produciendo en esta situación diferencias significativas con respecto a los tratamientos de 0 y 625 kg·ha⁻¹. La comparación de medias por la prueba de Duncan produjo diferencias significativas al nivel de probabilidad $\alpha \leq 0.05$ en el muestreo realizado en macollamiento, observándose un fuerte incremento en la solubilidad del hierro. Esta situación es similar a la del muestreo efectuado en la floración. La inundación, en primer lugar, produce un efecto positivo sobre el incremento en la solubilidad del hierro y es más manifiesta en su interacción con las dosis de dolomita agregados.

Tabla 47. Comparación entre medias de la variable *Fe - Mehlich* (mg·kg⁻¹) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.

Momentos de Muestras	Niveles de cal aplicados kg·ha ⁻¹		
	0	625	1250
Siembra	234.554 A	234.696 A	194.479 B
Macollamiento	421.090 C	581.420 B	897.270 A
Floración	873.530 C	1832.880 B	2471.970 A

Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

4.1.2.5. Cambios en las concentraciones de Manganeseo

✓ Variable Manganeseo Mehlich con dosis de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita

Las estadísticas descriptivas referidas a los cambios en las concentraciones del *Mn - Mehlich* en las distintas etapas del cultivo para las parcelas sin aplicación de cal se muestran en la Tabla 48 y la distribución de frecuencias de las series de datos en la Figura 34. Se puede observar que los promedios de los índices de disponibilidad se incrementan desde el momento de la siembra hasta la floración. Como los contenidos de *Mn - Mehlich* extraídos fueron mayores que los niveles citados en la literatura (Tabla 5) no se harán referencias a la clasificación allí mencionada.

En el primer muestreo, la variabilidad estadística es media. La curva de distribución de frecuencias es simétrica y sus valores se distribuyen normalmente (Figura 34, izquierda). En el segundo muestreo se produce un incremento en la varianza de los datos y un valor medio del coeficiente de variación. El histograma de frecuencias (Figura 34, central) muestra simetría siendo su curva de distribución de frecuencias normal leptocúrtica. En el tercer muestreo la varianza disminuye y la variabilidad estadística es baja. La serie de datos presenta asimetría positiva, esto es reflejado por el histograma de frecuencias donde los datos se concentran por debajo de 300 mg·kg⁻¹ y presentan una curva de distribución normal, significación asintótica bilateral de 0.457 (Tabla 48) para la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov, simétrica y leptocúrtica.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre los índices de disponibilidad del *Mn-Mehlich* fue positivo. El mayor incremento se produjo en los primeros 28 días de inundación.

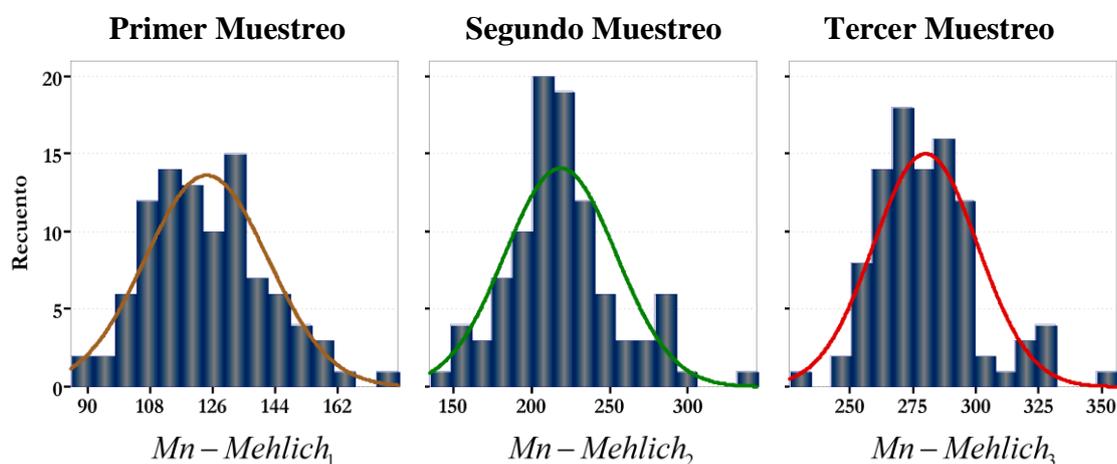
El análisis de varianza (Tabla 49), presentó diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos así como también entre bloques. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 48).

Tabla 48. Estadísticas descriptivas de la variable Mn-Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	<i>Mn – Mehlich₁</i>	<i>Mn – Mehlich₂</i>	<i>Mn – Mehlich₃</i>
	<i>Cal₀</i>		
Rango	91.241	209.626	130.124
Mínimo	88.203	134.725	225.924
Media *	124.1344 c	218.458 b	279.930 a
Máximo	179.444	344.351	356.048
Coefficiente de Variación	14.267	16.328	7.418
Desviación típica	17.7102	35.670	20.764
Varianza	313.650	1272.318	431.143
Asimetría	0.402	0.636	0.893
Curtosis	0.055	1.059	1.800
D de Kolmogorov-Smirnov	0.591	1.040	0.855
Significancia asintótica (bilateral)	0.876	0.230	0.457

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 34. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Mn - Mehlich en los



tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 49. Análisis de varianza para la variable independiente Mn-Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	8381.6	8381.6	13.0	0.0004
Muestreo	2	1182337.8	591168.9	916.2	<0.0001

Error	284	183243.9	645.2
Total			
Corregido	287	1373963.3	

✓ **Variable Manganeso Mehlich con dosis de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable *Mn - Mehlich* en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 50 y la distribución de frecuencias en la Figura 35. En esta situación el rango de variación global fue de 151.2 mg·kg⁻¹.

En el primer muestreo podemos observar que, tanto la varianza como el coeficiente de variación son similar al de las parcelas testigo, presentando una variabilidad estadística media. El histograma de frecuencia presenta simetría y su curva de distribución es normal (Figura 35). En el segundo y tercer muestreo (Tabla 50), la varianza de la serie de datos presenta una fuerte disminución en los valores. Esta disminución, comparada a igual situación de las parcelas sin la aplicación de cal, fue de 219% y de 69% respectivamente. La distribución de frecuencias para el segundo muestreo es simétrica y sus valores se distribuyen en forma normal, presentándose los mismos dentro del rango de variabilidad estadística baja (Figura 35, central). Los datos del tercer muestreo presentan un coeficiente de variación bajo y el histograma de frecuencias muestra que los datos se distribuyen simétricamente con curtosis positiva siendo su curva de distribución normal (Figura 35, derecha).

En esta situación el efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre los contenidos de *Mn - Mehlich* fue positivo. La interacción dolomita aplicada x días de inundación produjo una fuerte disminución de la varianza de la serie de datos haciendo que la

variabilidad estadística de los mismos sea baja. El mayor descenso se produjo durante los primeros 28 días, decreciendo luego este efecto hacia la floración.

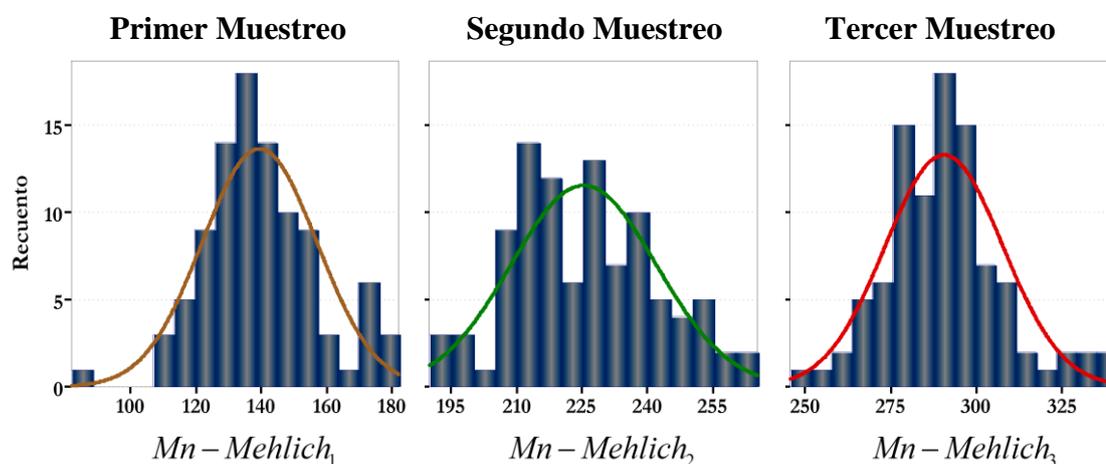
El análisis de varianza (Tabla 51), presentó diferencias significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos y entre bloques. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 50).

Tabla 50. Estadísticas descriptivas de la variable Mn-Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	<i>Mn – Mehlich₁</i>	<i>Mn – Mehlich₂</i>	<i>Mn – Mehlich₃</i>
	<i>Cal₆₂₅</i>		
Rango	96.429	74.153	95.640
Mínimo	85.446	191.223	245.667
Media *	139.383 c	225.378 b	290.576 a
Máximo	181.875	265.376	341.307
Coefficiente de Variación	12.584	7.395	5.926
Desviación típica	17.540	16.667	17.219
Varianza	307.636	277.801	296.503
Asimetría	0.308	0.210	0.515
Curtosis	0.551	-0.498	0.857
D de Kolmogorov-Smirnov	0.989	0.788	0.892
Significancia asintótica (bilateral)	0.282	0.563	0.403

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 35. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Mn - Mehlich de los



tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 51. Análisis de varianza para la variable independiente Mn-Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	1190.6	1190.6	4.1	0.0440
Muestreo	2	1104165.9	552082.9	1898.4	<0.0001

Error	284	82593.8	290.8
Total	287	1187950.3	
Corregido			

✓ **Variable Manganeso Mehlich con dosis de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable *Mn - Mehlich* en los tres muestreos realizados en la parcela con agregado de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 52 y la distribución de frecuencias de los índices de disponibilidad en la Figura 36.

En el primer muestreo los datos exhiben un rango de variación de 110 mg·kg⁻¹, presentando mayor varianza que los tratamientos testigos y con el agregado de 625 kg·ha⁻¹. El coeficiente de variación se clasifica como medio, y la distribución de frecuencias de las concentraciones del *Mn - Mehlich* presentan simetría y sus valores se distribuyen en una curva normal (Figura 36) con significancia asintótica bilateral para la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov de 0.972. En el segundo muestreo se observa un incremento del 54% en la varianza, con respecto al tratamiento con 625 kg·ha⁻¹ de cal, con una variabilidad estadística clasificada como baja. Presenta distribución de frecuencias asimétrica con un desplazamiento de los datos hacia los valores menores de 300 mg·kg⁻¹ y los índices de disponibilidad del *Mn - Mehlich* se distribuyen en una curva normal. En el muestreo realizado en floración se presenta una situación similar al muestreo anterior con incremento de la varianza y un coeficiente de variación bajo. El histograma de frecuencias muestra

una distribución de los datos simétrica con curtosis negativa y su curva se distribuye normalmente.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre la disponibilidad del *Mn-Mehlich* con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita fue positivo. Podemos observar que, con un periodo total de inundación de 56 días, el rango variación es de más de 300 mg·kg⁻¹, esto es, desde las mediciones realizadas en el momento de la siembra hasta la floración. Estos resultados son corroborados por las diferencias altamente significativas (P <0.0001) entre muestreos del análisis de varianza presentado en la Tabla 53. La comparación entre medias por la prueba de rangos múltiples de Duncan presentó diferencias significativas al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 52).

Tabla 52. Estadísticas descriptivas de la variable Mn-Mehlich (mg·kg⁻¹) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita.

Estadísticos	<i>Mn-Mehlich</i> ₁	<i>Mn-Mehlich</i> ₂	<i>Mn-Mehlich</i> ₃
	<i>Cal</i> ₁₂₅₀		
Rango	110.143	103.709	123.288
Mínimo	89.679	229.478	273.286
Media *	141.422 c	274.634 b	326.422 a
Máximo	199.822	333.187	396.574
Coeficiente de Variación	13.682	8.943	8.460
Desviación típica	19.349	24.560	27.615
Varianza	374.397	603.173	762.566
Asimetría	0.151	0.611	0.102
Curtosis	0.236	-0.326	-0.680
D de Kolmogorov-Smirnov	0.487	0.977	0.563
Significancia asintótica (bilateral)	0.972	0.295	0.909

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 36. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de *Mn - Mehlich* en los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

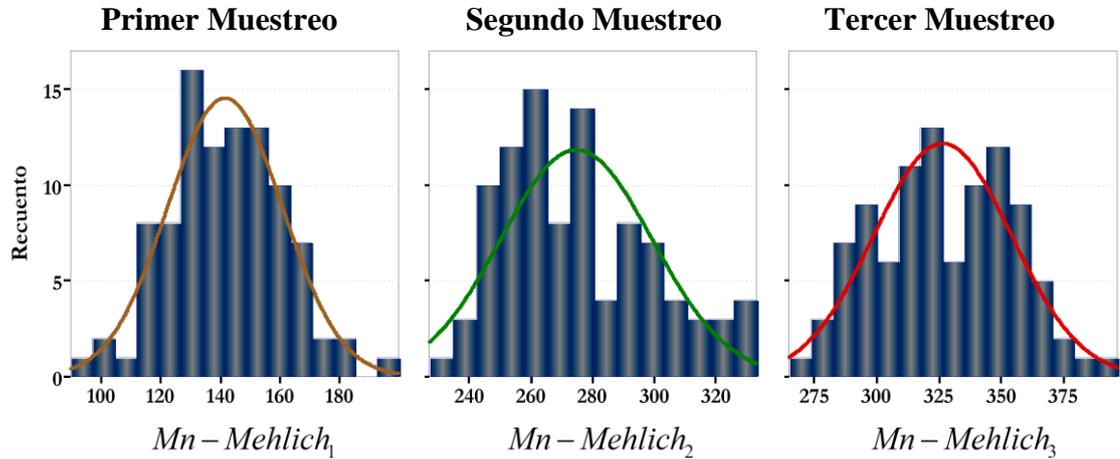


Tabla 53. Análisis de varianza para la variable independiente *Mn - Mehlich* entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	1140.2	1140.2	1.97	0.1613
Muestreo	2	1748864.5	874432.3	1512.67	<0.0001
Error	284	164172.7	578.1		
Total Corregido	287	1914177.4			

El análisis de varianza de los niveles de dolomita agregado dentro de cada muestreo sobre las concentraciones de *Mn - Mehlich* fue altamente significativo con probabilidad de $F < 0.0001$.

Los valores medios de disponibilidad del *Mn - Mehlich*, dentro del primer muestreo, se incrementaron con niveles crecientes de cal aplicados (Tablas 54). La comparación de medias por la prueba de Duncan produjo diferencias significativas al nivel de probabilidad $\alpha \leq 0.05$ para los tratamientos con cal respecto al testigo, no existiendo diferencias de medias entre las parcelas con aplicaciones de cal.

En las determinaciones realizadas en el muestreo efectuado en pleno macollamiento del cultivo, después de 28 días de inundación, las concentraciones medias de *Mn - Mehlich* no se observaron diferencias significativas entre el testigo y el tratamiento con 625 kg·ha⁻¹, pero si las hubo de éstos tratamientos con respecto a la parcela que recibió la mayor dosis de enmienda. En este estadio del cultivo puede observarse que los días de inundación producen mayor efecto sobre la liberación del manganeso soluble, debido a la reducción de compuestos mangánicos.

En el tercer muestreo, con 56 días de inundación del suelo la prueba de Duncan muestra diferencias significativas entre medias (Tabla 54). En esta situación se observa un incremento en la liberación de manganeso soluble de 21.9, 22.4 y 15.9% para los tratamientos de 0, 625 y 1250 kg·ha⁻¹ de cal respectivamente, pero estas cantidades liberadas son mucho menores si se las compara con los incrementos de 43.2%, 38.2% y 48.5% producido durante los primeros 28 días de inundación.

Tabla 54. Comparación entre medias de la variable *Mn - Mehlich* (mg·kg⁻¹) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.

Momentos de Muestreos	Niveles de cal aplicados kg·ha ⁻¹		
	0	625	1250
Siembra	124.134 B	139.383 A	141.423 A
Macollamiento	218.458 B	225.378 B	274.634 A
Floración	279.930 C	290.576 B	326.422 A

Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

4.1.2.6. Cambios en las concentraciones de Zinc

✓ Variable Zinc Mehlich con dosis de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita

Los cambios temporales en las concentraciones de *Zn-Mehlich* en las parcelas sin aplicación de cal se muestran en la Tabla 55 y los histogramas de frecuencias en la Figura 37. El rango de variación de la serie de datos decreció desde el momento de la siembra a la floración.

En el primer muestreo, con un rango de variación de 2.588 mg·kg⁻¹, los datos varían dentro del rango de medio a altos contenidos de *Zn-Mehlich*. Presenta variabilidad estadística alta, coeficiente de variación mayor de 25%. Los valores presentan asimetría y curtosis positiva, esto se ve reflejado en el histograma de la Figura 37 izquierda en el cual los datos se distribuyen en una curva normal leptocúrtica. En el segundo muestreo se produce una disminución de la varianza de los datos, las concentraciones de zinc varían en el rango de medio a altos contenidos de biodisponibilidad y con un coeficiente de variación medio. El histograma de frecuencias muestra simetría y su curva de distribución es normal. El tercer muestreo presenta una varianza similar al anterior aunque los datos presentan variabilidad estadística alta y se encuentran en el rango de bajos a altos contenidos. Presenta una gráfica de frecuencias normal, significación asintótica bilateral de 0.883 (Tabla 55) para la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov, simétrica y mesocúrtica.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre las concentraciones de *Zn - Mehlich* fue negativo. Los valores más bajos de disponibilidad se encuentran al momento de la floración, con 56 días de inundación.

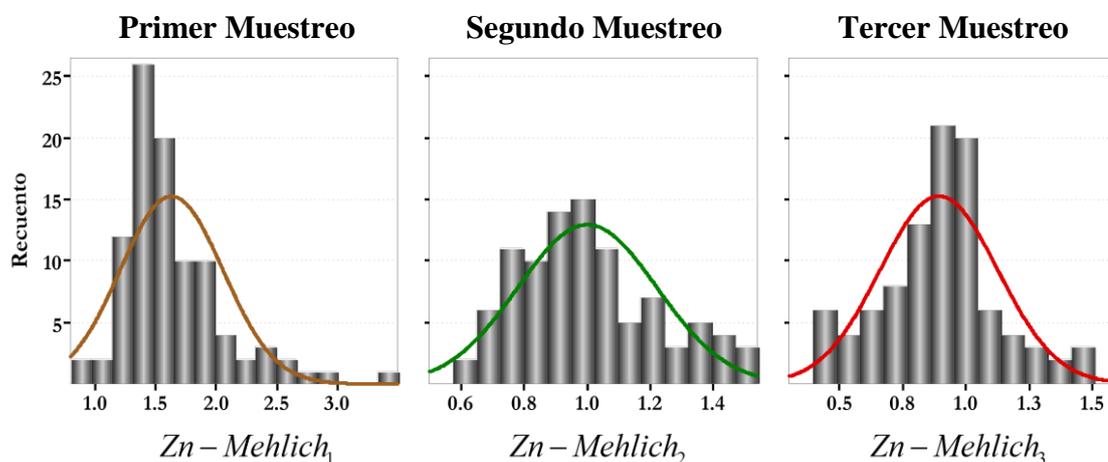
El análisis de varianza entre muestreos (Tabla 56), presento diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$). La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 55).

Tabla 55. Estadísticas descriptivas de la variable Zn-Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	<i>Zn-Mehlich</i> ₁	<i>Zn-Mehlich</i> ₂	<i>Zn-Mehlich</i> ₃
	<i>Cal</i> ₀		
Rango	2.588	0.919	1.075
Mínimo	0.847	0.622	0.398
Media *	1.632 a	1.001 b	0.893 c
Máximo	3.435	1.541	1.473
Coefficiente de Variación	25.966	22.002	26.089
Desviación típica	0.424	0.220	0.233
Varianza	0.180	0.048	0.054
Asimetría	1.526	0.551	0.060
Curtosis	3.506	-0.385	0.192
D de Kolmogorov-Smirnov	1.341	0.932	0.883
Significancia asintótica (bilateral)	0.055	0.350	0.417

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 37. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Zn-Mehlich de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 56. Análisis de varianza para la variable independiente Zn-Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	0.03	0.03	0.3	0.5662
Muestreo	2	30.63	15.32	162.4	<0.0001

Propiedades Bioquímicas

Error	284	26.78	0.09
Total	287	57.45	
Corregido			

✓ **Variable Zinc Mehlich con dosis de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable *Zn-Mehlich* en los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 57 y la distribución de frecuencias de los índices de disponibilidad en la Figura 38. Al igual que en las parcelas sin el agregado de cal, el rango de variación global de las concentraciones del *Zn-Mehlich* fue de 3 mg·kg⁻¹. Podemos observar que en el primer muestreo hay una disminución en el valor de varianza, comparada a igual situación de las parcelas sin el agregado de enmienda y presenta una variabilidad estadística catalogada como baja. El histograma de frecuencias de los índices de disponibilidad del *Zn-Mehlich* muestra simetría y sus valores se ajustan a una curva de distribución normal (Figura 38). En el segundo se puede notar que los valores de la varianza son similares a las del testigo pero su coeficiente de variación es menor aunque es clasificado como de variabilidad media. El rango de variación del índice de disponibilidad es alto, y la gráfica de frecuencias muestra que la serie de datos se distribuyen en forma normal y simétrica (Figura 38). Los datos del tercer muestreo en su mayoría se encuentran dentro del rango de baja a alta disponibilidad del *Zn-Mehlich*, con variabilidad estadística media y su gráfica de frecuencias presenta distribución simétrica. Dado que la significación asintótica bilateral de la prueba de Kolmogorov-Smirnov es menor del 5%, se rechaza la hipótesis de distribución normal de la serie de datos (Figura 38).

En esta situación el efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre la disponibilidad del zinc fue negativo, decreciendo la misma desde el momento de la siembra hasta la floración. La interacción kg de cal aplicados x días de inundación incrementó la variabilidad estadística, a diferencia del tratamiento testigo donde los valores del coeficiente de variación se mantuvieron por encima del 20%.

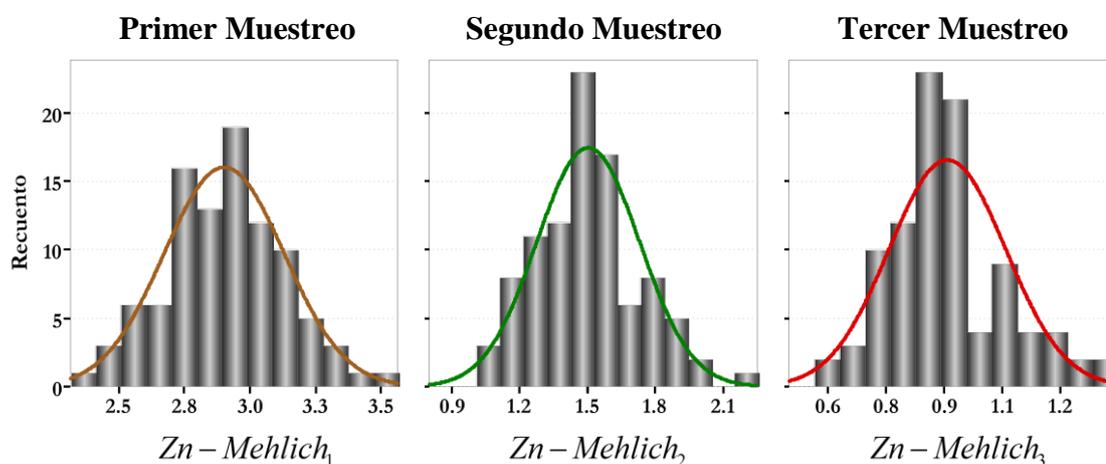
El análisis de varianza (Tabla 58), presento diferencias altamente significativas ($P < 0.0001$) entre muestreos, así como también entre bloques. La comparación de medias entre muestreos por la prueba de rangos múltiples de Duncan fue significativa al nivel de probabilidad de $\alpha \leq 0.05$ (Tabla 57).

Tabla 57. Estadísticas descriptivas de la variable Zn-Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	$Zn - Mehlich_1$	$Zn - Mehlich_2$	$Zn - Mehlich_3$
	Cal_{625}		
Rango	1.249	1.207	0.773
Mínimo	2.315	1.046	0.574
Media *	2.901 a	1.502 b	0.908 c
Máximo	3.564	2.253	1.347
Coefficiente de Variación	7.911	15.145	16.589
Desviación típica	0.230	0.228	0.151
Varianza	0.053	0.052	0.023
Asimetría	0.124	0.412	0.625
Curtosis	0.133	0.435	0.490
D de Kolmogorov-Smirnov	0.416	0.757	1.440
Significancia asintótica (bilateral)	0.995	0.615	0.032

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 38. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Zn - Mehlich de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 58. Análisis de varianza para la variable independiente Zn - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	0.55	0.55	11.1	0.0010
Muestreo	2	200.96	100.48	2456.1	<.0001

Error	284	11.62	0.04
Total	287	213.04	
Corregido			

✓ **Variable Zinc Mehlich con dosis de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita**

Las estadísticas descriptivas para la variable *Zn-Mehlich* y su distribución de frecuencias para los tres muestreos realizados en la parcela con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita se muestran en la Tabla 59 y la Figura 39.

En el muestreo realizado en el momento de la siembra, la serie de datos caen dentro del rango de altos índices de disponibilidad con coeficiente de variación medio y la distribución de frecuencias de los mismos presentan simetría y sus valores se distribuyen en una curva normal (Figura 39) con significancia asintótica bilateral 0.881 para la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov.

En el segundo muestreo se observa una disminución de la variancia, pero este decrecimiento contrasta con la mayor variabilidad estadística que presenta, comparada con el muestreo realizado al momento de la siembra. El rango de variación de los datos corresponde a alta disponibilidad de *Zn-Mehlich*. Los índices de disponibilidad presentan distribución de frecuencias simétrica con curtosis negativa y se distribuyen de forma normal.

La serie de datos en el tercer muestreo variaron en el rango de altas concentraciones de *Zn-Mehlich* disponible. También en esta situación hay una disminución de la varianza y el coeficiente de variación del zinc soluble fue medio. El histograma de frecuencias muestra una

distribución simétrica de los datos y los mismos se distribuyen normalmente.

El efecto producido por el aumento de los días de inundación sobre las concentraciones de *Zn - Mehlich* en las parcelas con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita a través del tiempo fue negativo. La variabilidad estadística aumentó en los primeros 28 días de inundación y luego ésta decreció al momento de la floración.

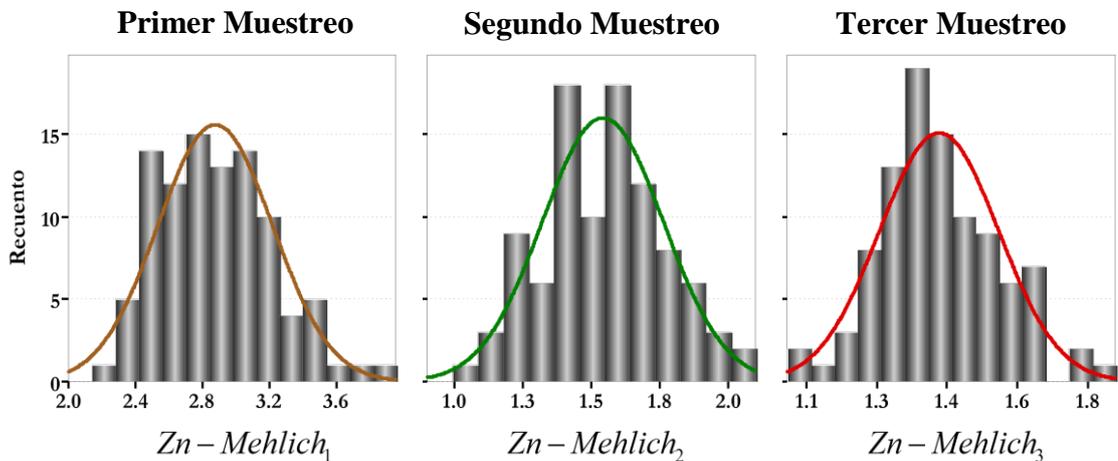
El análisis de varianza presentó diferencias altamente significativas entre muestreos y también entre bloques (Tabla 60). La variación producida se situó dentro del rango de alta disponibilidad, con concentraciones promedios de 1 a 4 mg·kg⁻¹. La prueba de Duncan mostró diferencias significativas entre medias (Tabla 59).

Tabla 59. Estadísticas descriptivas de la variable Zn-Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Estadísticos	<i>Zn – Mehlich₁</i>	<i>Zn – Mehlich₂</i>	<i>Zn – Mehlich₃</i>
	<i>Cal₁₂₅₀</i>		
Rango	1.795	0.989	0.842
Mínimo	2.162	1.026	1.030
Media *	2.876 a	1.541 b	1.420 c
Máximo	3.957	2.015	1.872
Coefficiente de Variación	11.966	14.367	10.776
Desviación típica	0.344	0.221	0.153
Varianza	0.118	0.049	0.023
Asimetría	0.568	0.012	0.289
Curtosis	0.211	-0.432	0.273
D de Kolmogorov-Smirnov	0.587	0.453	0.821
Significancia asintótica (bilateral)	0.881	0.986	0.511

* Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

Figura 39. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Zn - Mehlich de los tres



muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Tabla 60. Análisis de varianza para la variable independiente Zn - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

Fuentes	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados Medios	Valor F	Pr > F
Bloques	1	0.5	0.5	11.1	0.0010
Muestreo	2	201.0	100.5	2456.1	<0.0001

Error	284	11.6	0.1
Total	287	213.035	
Corregido			

El análisis de varianza de las dosis de dolomita agregado dentro de cada muestreo para la variable *Zn - Mehlich* fue altamente significativo, probabilidad de F <0.0001. Dentro del muestreo realizado en el momento de la siembra las concentraciones medias se incrementaron en conjunción con el incremento de los niveles de cal agregados (Tablas 61). La comparación de medias por la prueba de Duncan no presentó diferencias significativas al nivel de probabilidad $\alpha \leq 0.05$ entre los tratamientos con la aplicación de enmiendas, pero si las hubo de éstos con respecto al testigo. En el muestreo realizado en el macollamiento la situación es similar al muestreo anterior y se puede observar el efecto negativo que produce la inundación sobre la disponibilidad del zinc. En el tercer muestreo, no se encontraron diferencias significativas entre las medias del testigo con la dosis de 625 kg·ha⁻¹, pero si fueron significativas las diferencias de éstos tratamientos con respecto a la dosis de 1250 kg·ha⁻¹. También en esta situación la inundación produce disminución de las concentraciones de zinc, quedando dos tratamientos por debajo del nivel crítico (Malavolta *et al.*, 1989).

Tabla 61. Comparación entre medias de la variable Zn - Mehlich (mg·kg⁻¹) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.

Momentos de Muestreos	Niveles de cal aplicados kg·ha ⁻¹		
	0	625	1250
Siembra	1.632 B	2.901 A	2.876 A
Macollamiento	1.001 B	1.502 A	1.541 A
Floración	0.893 B	0.908 B	1.419 A

Prueba de Duncan. Medias con la misma letra no presentan diferencias significativas al nivel 5%.

4.2. Análisis estadístico bivariado

4.2.1. Propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas

Como en el caso del análisis univariado, en esta sección se discutirán las estadísticas que resumen las principales características de la relación bivariada entre las propiedades estudiadas.

Las estadísticas mas frecuentemente utilizadas para ello son la covarianza y su forma estandarizada, el coeficiente de correlación lineal (ec. 38). La covarianza (ec. 37) es una medida de la variación conjunta de las variables Z_i y Z_j alrededor de la media y se encuentra condicionada por la dimensión de la escala de las dos variables relacionadas, por ello es de más fácil interpretación el coeficiente de correlación lineal de Pearson, que proporciona una medida tan sólo de la relación lineal entre las dos variables, aunque también está, como la covarianza, fuertemente afectado por los valores extremos. Por lo tanto, es necesario, para la correcta interpretación del coeficiente de correlación, que se cumplan las siguientes condiciones:

- i. Que existe regresión lineal. Esto quiere decir que la nube de puntos tienden a agruparse en una línea recta y
- ii. Que cumpla la condición de homocedasticidad. Esto significa que las desviaciones típicas (o las varianzas) de las ordenaciones tienden a ser iguales.

Los criterios para su interpretación serán los siguientes: valores de correlación r entre 0.3 y 0.5 bajos, entre 0.5 y 0.8 medios y mayores

de 0.8 altos (Downie y Heath, 1983). De acuerdo a estos criterios se estableció como límite de significación una probabilidad $Pr \leq 0.25\%$. Este nivel de probabilidad para los 96 pares de datos correlacionados corresponde, aproximadamente, a un valor de $r = 0.30$.

4.2.1.1. Relación entre variables en el momento de la siembra

En primer lugar, se discutirán las relaciones entre las variables evaluadas en los distintos estadios de desarrollo del cultivo de arroz, siembra, pleno macollamiento y floración, dentro cada tratamiento de enmienda realizado. Posteriormente, se discutirán las relaciones de las variables entre muestreos –siembra vs. macollamiento, siembra vs. floración y macollamiento vs. floración– en cada tratamiento.

En la Tabla 62 se presenta la matriz de correlación de las variables del muestreo realizado en el momento de la siembra, las cuales fueron determinadas en condiciones de suelo con humedad de campo. En general, hubo muy baja relación entre las variables, pudiendo destacarse las correlaciones entre el manganeso con el pH y el fósforo, y del fósforo con el potasio.

La relación negativa entre el pH–manganeso se da normalmente en suelos ácidos. Con pH por debajo de 5.5 estos suelos contienen mayores concentraciones de las formas solubles e intercambiables de Mn^{2+} , ello es debido a la alta solubilidad que tienen los compuestos de este elemento bajo condiciones de pH bajos (Das, 2000; Navarro Blaya y Navarro García, 2000).

Por lo que respecta a la presencia de microregiones con mayores contenidos de P en correlación con mayores niveles de K, también fue observada en otros estudios y confirmarían los resultados obtenidos. Así la relación entre el fósforo y potasio fue constatada por varios autores, principalmente, a través de estudio de fertilización en el cultivo de arroz.

De Datta *et al.* (1988) encontró que la respuesta al P fue mayor cuando fue aplicado junto con el K comparada con las aplicaciones individuales de P; mientras que la respuesta del K presentó el mismo comportamiento, o sea mayores rendimientos en combinación con el P que respecto a las aplicaciones individuales del K.

Chandra y Mishra (1991) obtuvieron incrementos de 145% en los rendimientos, cuando el cultivo fue fertilizado con 90 kg N·ha⁻¹ junto con 13.1 kg P·ha⁻¹ y 25 kg K·ha⁻¹ en comparación con el tratamiento de 60 kg N·ha⁻¹ en combinación con el P y K.

Wilson, *et al.* (1996) observaron que, salvo las combinaciones de bajos contenidos de P y K, los rendimientos aumentaban significativamente con el incremento en los niveles iniciales en el suelo. Además explican que los altos rendimientos observados en suelos con bajas concentraciones de ambos nutrientes se deben a las interacciones entre los niveles iniciales de P y K en el suelo con las dosis del fertilizante aplicado.

En cuanto a la relación positiva del manganeso con el fósforo es contraria a lo indicado por Mandal y Haldar, (1980). Estos autores observaron que las aplicaciones de fósforo en suelos arroceros provocaban una disminución del contenido de manganeso extractado con DTPA, atribuyendo esto a la precipitación como fosfato de manganeso. Por otro lado, Warnock (1970) observó que las aplicaciones de P incrementaron las cantidades de manganeso extractable y Fageria y Zimmermann (1995) no obtuvieron diferencias significativas entre los niveles de P agregado a un Oxisol y el manganeso extraído con Mehlich-1,

aunque si observaron mayor absorción de Mn y producción de materia seca por la planta de arroz al incrementar los niveles de P.

En las parcelas donde se aplicó $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, en el muestreo realizado en el momento de la siembra, también se observa una pobre relación entre las variables. Se puede observar (Tabla 62) que existe una relación baja a media entre los valores de pH con el potencial redox, el fósforo y el potasio.

Relaciones inversas entre el pH y E_h son mayoritariamente citadas en condiciones de suelos inundados (Ponnamperuma 1964, 1972) debido al agotamiento del O_2 . Esta situación también puede ocurrir en suelos drenados, en determinados micrositios, causada por una mayor actividad biológica. La mayor actividad biológica puede ser atribuida a una mejora en las condiciones ambientales, como consecuencia de la enmienda aplicada. Este hecho queda justificado por las diferencias significativas entre medias observadas en este tratamiento respecto al testigo tanto para las medias de pH como para el E_h (Tablas 12 y 19).

La solubilidad del fósforo en suelos ácidos es menor debido a la formación de compuestos insolubles con el Fe^{3+} y Al^{3+} . Las características químicas de la Serie San Luis presentadas en la Tabla 3 muestran que el porcentaje de aluminio intercambiable es de 33%. La adición de dolomita provocaría un incremento en los valores de pH y, consecuentemente una liberación de fósforo generando una relación positiva entre el pH y el fósforo. Esta situación es corroborada por las diferencias significativas entre medias de este tratamiento respecto al testigo (Tabla 33).

Un aumento del pH del suelo así junto con la presencia de calcio en la solución del suelo favorece la liberación del potasio atrapado entre las unidades cristalinas de la arcilla (Navarro Blaya y Navarro García 2000). Este argumento, así como también las diferencias significativas entre este tratamiento respecto al testigo (Tabla 40), permite explicar la relación positiva observada entre el pH y el *K - Mehlich*.

En Tabla 63 se presentan las correlaciones correspondientes al muestreo realizado en el momento de la siembra en las parcelas con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita. En esta situación, también se puede observar que existe una escasa relación entre las variables, se destacan en este tratamiento las relaciones negativas entre pH *versus* E_h , E_h *versus* *Zn - Mehlich* y *P - Olsen versus Fe - Mehlich*.

Al igual que en el tratamiento de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, en este tratamiento también se obtuvo una correlación negativa entre el pH y E_h , en consecuencia, los argumentos dados allí, pueden ser aplicados en esta situación para explicar la relación observada.

Con respecto a la relación inversa entre el potencial redox y las concentraciones de Zn se considerarán los siguientes aspectos para su justificación. La aplicación de cal, principalmente, provoca un aumento del pH, y produce una inmovilización del Zn siempre que el pH sea mayor de 5 (Guerrero Riascos, 1988; Das, 2000; Navarro Blaya y Navarro García, 2000). Por otro lado Fageria y Zimmermann (1995) no encontraron diferencias significativas en los contenidos de Zn con el agregado de 2 y $4 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ de cal, respecto al testigo. Además, la aplicación de enmienda caliza puede mejorar las condiciones ambientales

promoviendo una mayor actividad microbiana, que conllevan a el incremento de las condiciones reductoras en determinadas microregiones, corroborado esto por la correlación entre el pH y el E_h . La actividad biológica es un factor importante que incrementa la disponibilidad del Zn a través de la descomposición de compuestos orgánicos de Zn (Hamilton *et al.* 1993) o por la producción de ácidos orgánicos de cadenas cortas (Das, 2000). Estas consideraciones pueden justificar la relación negativa entre el potencial redox y los contenidos de Zn encontrada en este estudio.

En suelos ácidos el P lábil se encuentra adsorbido a la superficie de la fase sólida y también forma uniones ligando con el Al y los óxidos de Fe (Rodríguez Sanfuentes, 1993). El encalado eleva el pH e introduce Ca^{2+} en el sistema suelo-planta y aumenta la disponibilidad del fósforo. Esto es debido a que los óxidos de Fe y Al presentan carga positiva neta y los aniones fosfato son fijados. El OH^- generado por el encalado ocupa las cargas positivas desplazando el fosfato que reacciona con los iones Ca^{2+} provenientes de la cal, formando fosfato monocálcico disponible (Malavolta y Kliemann, 1985). Este hecho explicaría la concurrencia de microregiones con altos contenidos de P en relación con bajas concentraciones de Fe.

Tabla 62. Matriz de correlación de las variables evaluadas en el momento de la siembra en las parcelas con 0 kg·ha⁻¹ de dolomita.

	pH	E_h	NH_4^+ - N	P - Olsen	K - Mehlich	Fe - Mehlich	Mn - Mehlich	Zn - Mehlich
pH	1							
E_h	-0.088	1						
NH_4^+ - N	0.146	-0.114	1					
P - Olsen	-0.247	-0.144	-0.041	1				
K - Mehlich	-0.019	-0.234	0.256	0.322*	1			
Fe - Mehlich	-0.122	-0.005	-0.056	-0.157	0.064	1		
Mn - Mehlich	-0.310*	-0.038	-0.281	0.370**	0.111	0.117	1	
Zn - Mehlich	0.089	-0.130	0.160	0.092	0.068	-0.081	0.142	1

Tabla 63. Matriz de correlación de las variables evaluadas en el momento de la siembra en las parcelas con 625 kg·ha⁻¹ de dolomita aplicados.

	pH	E_h	NH_4^+ - N	P - Olsen	K - Mehlich	Fe - Mehlich	Mn - Mehlich	Zn - Mehlich
pH	1							
E_h	-0.431**	1						
NH_4^+ - N	0.233	-0.107	1					
P - Olsen	0.523**	-0.260	0.083	1				
K - Mehlich	0.412**	-0.229	-0.020	0.291	1			
Fe - Mehlich	-0.188	0.022	0.005	-0.039	-0.211	1		
Mn - Mehlich	0.251	-0.189	0.031	0.079	0.098	-0.202	1	
Zn - Mehlich	0.174	0.057	0.043	0.294	0.055	-0.046	0.002	1

Tabla 64. Matriz de correlación de las variables evaluadas en el momento de la siembra en las parcelas con 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita aplicados.

	pH	E_h	NH_4^+ - N	P - Olsen	K - Mehlich	Fe - Mehlich	Mn - Mehlich	Zn - Mehlich
pH	1							
E_h	-0.415**	1						
NH_4^+ - N	0.298	-0.246	1					
P - Olsen	-0.001	-0.218	-0.128	1				
K - Mehlich	0.232	-0.010	0.224	-0.161	1			
Fe - Mehlich	-0.189	0.126	-0.133	-0.342*	0.147	1		
Mn - Mehlich	-0.042	0.142	-0.003	-0.292	-0.029	0.034	1	
Zn - Mehlich	-0.047	-0.336*	0.051	0.210	-0.125	-0.106	0.118	1

*, ** Pr ≤ 0.25%, ≤ 0.01%.

4.2.1.2. Relación entre variables en pleno macollamiento

Las correlaciones entre las variables correspondientes al muestreo realizado en pleno macollamiento con 28 días de inundación para los tratamientos con 0, 625 y 1250 kg·ha⁻¹ se muestran en las Tablas 65, 66 y 67, respectivamente.

En el tratamiento testigo el pH se correlacionó negativamente con el E_h y con el *K - Mehlich*. El E_h se relacionó negativamente con el *P - Olsen* y de forma positiva con el *K - Mehlich*. El $NH_4^+ - N$ se relacionó positivamente con el *K - Mehlich* con el *P - Olsen* y con el *Mn - Mehlich*, por último el *Fe - Mehlich* se relacionó inversamente con el *Zn - Mehlich*.

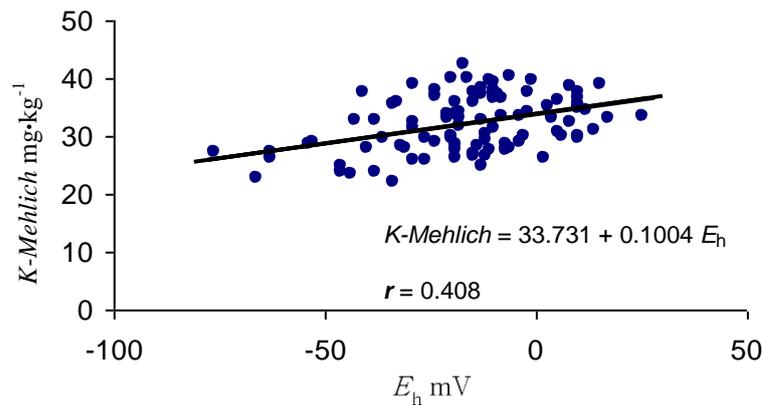
Las consecuencias primarias de la inundación del suelo son la disminución del potencial redox que trae aparejado una serie de cambios biofísicoquímicos y bioquímicos entre los que se encuentra el incremento en los valores del pH, debido a un consumo adicional de protones del sistema durante la respiración anaeróbica de los microorganismos (Takai y Kamura, 1966; Ponnampereuma, 1972; Patrick y Reddy, 1978; Kimura, 2000, Morales *et al.*, 2002). Por ello, estas dos propiedades biofísicoquímicas, se encuentran inversamente correlacionadas en suelos inundados.

La correlación negativa entre el pH y el potasio es debido a que al inundarse un suelo el pH del suelo se incrementa a causa de la disminución del potencial redox. La caída del E_h provoca la reducción de compuestos insolubles de hierro y manganeso que se vuelven cationes intercambiables dominantes y desplazan de los sitios de intercambio al

K^+ , Na^+ , Al^{3+} , Ca^{2+} y Mg^{2+} (Ponnamperuma, 1964, 1972, 1986; Sánchez, 1976). Bajo esta situación el K^+ puede perderse por lixiviación o formar compuestos insolubles con el Al y con el Fe reducido (León y Arregocés, 1985).

Los argumentos utilizados anteriormente también esclarecen la relación positiva entre el potencial redox y el potasio, puesto que se corresponden microregiones con crecientes condiciones reductoras y contenidos bajos de K, como se puede apreciar en la Figura 40.

Figura 40. Relación entre el E_h (mV.) y el K - Mehlich ($mg \cdot kg^{-1}$) en el tratamiento testigo después de 28 días de inundación



La relación negativa entre el E_h y el $P-Olsen$ se pueden justificar teniendo en cuenta los siguientes aspectos. Dentro de los cambios que ocurren en los suelos encharcados, se menciona como un efecto secundario de la reducción el incremento en la solubilidad del P. Este incremento ha sido asociado con cambios en los compuestos de hierro, particularmente, óxidos e hidróxidos de Fe pobremente cristalizados (Shukla *et al.*, 1971; Kuo y Lotse, 1974; Kuo y Mikkelsen, 1979; Sah, *et al.*, 1989 a, b) y al P soluble en soluciones reductoras (Patrick y Mahapatra, 1968; Bacha, 2002), siendo este proceso de

reducción–disolución controlado por el potencial redox (Holford y Patrick, 1979). En consecuencia, un incremento de las condiciones anaeróbicas, en determinados micrositios del sistema suelo–planta, se relacionarán con mayores concentraciones de *P - Olsen*.

En cuanto a la relación positiva entre el $NH_4^+ - N$ y el *K - Mehlich* sería una consecuencia, como se ha mencionado en la introducción, de la acumulación del $NH_4^+ - N$ (aproximadamente $5 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, Tabla 20) debido a que la mineralización del nitrógeno orgánico se detiene en la etapa de amonificación cuando el suelo es anegado. Por otro lado, en esta etapa del cultivo el suelo presentaba un estado de reducción moderado, (media del E_h de -16 mV y mínimo de -76 mV , Tabla 13) de modo que la reducción de los compuestos de manganeso se ha producido y también a comenzado la reducción de los compuesto de hierro; por lo tanto el incremento de las concentraciones de estos dos iones en la solución del suelo (Tablas 41 y 48) se tornan dominantes y desplazan al K^+ y NH_4^+ de los sitios de intercambio. Además, bajo condiciones de alta disponibilidad de nitrógeno, el incremento del suministro de N aumenta la concentración y absorción de K, mientras que, altas dosis de N sin la aplicación de K disminuyen las concentraciones de K (Wilkinson y Stuedemann, 1979); por lo que la respuesta de los cultivos a la fertilización potásica dependen en buena medida del nivel de nutrición con N (Mengel y Kirkby, 2001).

La correlación positiva observada entre el P con el Mn para las parcelas testigo en el muestreo realizado en pleno macollamiento (Tabla 65), es afín a la encontrada en el muestreo realizado en el momento de la

siembra e igual tratamiento, por lo que estos resultados confirman los argumentos utilizados en aquella situación.

Por último, la relación negativa observada entre el Fe y el Zn en el muestreo realizado en pleno macollamiento en el tratamiento sin encalado (Tabla 65), coincide con lo informado en la mayoría de las investigaciones efectuadas al respecto. En ellos se constató que el Zn interfiere con la absorción del Fe; que la aplicación de Zn, aunque, incrementa el desarrollo de la mayoría de las plantas, conduce finalmente a una marcada reducción en las concentraciones de Fe en la planta y finalmente que la movilidad del Fe se encuentra inversamente relacionada al Zn (Das, 2000).

Las variables correlacionadas en el tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ en el muestreo realizado en pleno macollamiento se muestran en la Tabla 66. Las relaciones significativas observadas fueron del pH con el E_h y con el *Mn - Mehlich* y del E_h con el *Mn - Mehlich*.

Respecto a la correlación entre el pH y el E_h ya se a discutido y es la relación que se ha repetido con mayor frecuencia a través de los diferente tratamientos aplicados y distintos estadios del cultivo evaluados para el desarrollo de esta tesis.

La correlación positiva entre el pH y las concentraciones del *Mn - Mehlich* se contrapone a lo observado en el primer muestreo sin el agregado de cal, como también al hecho de que las concentraciones de los microelementos decrece con el aumento del pH. Ahora bien, los argumentos dados en aquella circunstancia se corresponden con un suelo que se ha caracterizado bioquímicamente con el contenido de humedad a

campo, situación, totalmente opuesta a la que se presenta aquí, puesto que el suelo estuvo inundado durante 28 días. Por ello, esta relación se considerará en conjunción con la correlación negativa observada entre el E_h y el *Mn - Mehlich*.

Cuando un suelo es inundado el suministro de O_2 es interrumpido, por la lámina de agua interpuesta entre éste y la atmósfera, y los microorganismos anaerobios toman el mando de los procesos que en él ocurren. La caída del potencial redox es la primera manifestación del cambio de condición aeróbica a anaeróbica. Los microorganismos anaerobios utilizan los compuestos oxidados, tales como los nitratos, óxidos superiores de manganeso y óxidos e hidróxidos de hierro del suelo, como aceptores finales de electrones y son reducidos, perdiéndose como gases en el caso de los nitratos o incrementando sus concentraciones en la solución del suelo para el caso de manganeso y hierro. Durante la reducción de los compuestos de manganeso hay un consumo adicional de H^+ del medio (Figura 5), causando un incremento del pH, en consecuencia el *Mn - Mehlich* se relaciona positivamente con el pH e inversamente con el E_h .

Las correlaciones significativas observadas en el muestreo realizado en pleno macollamiento en las parcelas con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ se presentan en la Tabla 67, y fueron correlaciones negativas entre el pH con el E_h , del E_h con el *P - Olsen* y con el *Zn - Mehlich* y relaciones positivas entre el *K - Mehlich* con el *Zn - Mehlich* y del *Fe - Mehlich* con el *Mn - Mehlich*. Las primeras tres correlaciones negativas fueron discutidas en secciones previas, por ello, sólo se argumentaran las relaciones positivas mencionadas.

Tanto las concentraciones del *K-Mehlich* como las del *Zn-Mehlich* son afectadas por el pH y en forma indirecta por el potencial redox. En secciones anteriores se argumentaron las relaciones positivas del pH y E_h con el *K-Mehlich* y la relación negativa entre el E_h con el *Zn-Mehlich*, todos aquellos factores pueden ser aplicados en esta situación para explicar la correlación positiva entre el *K-Mehlich* con el *Zn-Mehlich*. Aunque en un estudio realizado por Sadana y Takkar citado por Das (2000), sobre los efectos del Ca^{2+} , Mg^{2+} y K^+ en la absorción y translocación de ^{65}Zn en plantas de arroz de 21 días de edad, demostraron que el Ca^{2+} , Mg^{2+} y K^+ reducen la absorción Zn^{2+} por las plantas de arroz en 90, 60 y 20%, respectivamente, por lo que esta situación es opuesta a la observada en este estudio.

Respecto a la correlación positiva entre el *Fe-Mehlich* y el *Mn-Mehlich* se puede decir que ambos iones son afectados por las condiciones redox y que la mayoría de los microorganismos que reducen el Fe^{3+} también reducen el Mn^{4+} (Paul y Clark, 1996). Además son considerados como macronutrientes para el cultivo de arroz (Sánchez, 1976), debido a las altas concentraciones observadas después que el suelo es inundado. Atta *et al.* (1996) observaron que el hierro y manganeso residual decrecen cuando el hierro y manganeso fácilmente reducibles se incrementan al disminuir los valores del potencial redox y viceversa y generalmente incrementan el hierro y manganeso hidrosolubles, el manganeso intercambiable y fácilmente reducible,

mientras que solo hay un leve decrecimiento del hierro intercambiable y reducible.

Tabla 65. Matriz de correlación de las variables evaluadas en pleno macollamiento en las parcelas con 0 kg·ha⁻¹ de dolomita aplicados.

	pH	E_h	NH_4^+ - N	P - Olsen	K - Mehlich	Fe - Mehlich	Mn - Mehlich	Zn - Mehlich
pH	1							
E_h	-0.566**	1						
NH_4^+ - N	-0.110	0.282	1					
P - Olsen	0.217	-0.432**	-0.104	1				
K - Mehlich	-0.382**	0.408**	0.396**	-0.072	1			
Fe - Mehlich	0.155	-0.155	-0.115	0.286	-0.128	1		
Mn - Mehlich	0.142	-0.298	-0.206	0.742**	-0.080	0.265	1	
Zn - Mehlich	0.069	0.114	0.220	-0.118	0.003	-0.308*	-0.193	1

Tabla 66. Matriz de correlación de las variables evaluadas en pleno macollamiento en las parcelas con 625 kg·ha⁻¹ de dolomita aplicados.

	pH	E_h	NH_4^+ - N	P - Olsen	K - Mehlich	Fe - Mehlich	Mn - Mehlich	Zn - Mehlich
pH	1							
E_h	-0.351*	1						
NH_4^+ - N	-0.029	-0.131	1					
P - Olsen	0.119	-0.215	0.075	1				
K - Mehlich	-0.231	-0.249	-0.094	-0.089	1			
Fe - Mehlich	0.291	-0.195	0.110	-0.141	0.041	1		
Mn - Mehlich	0.315*	-0.362*	0.113	0.098	-0.010	0.122	1	
Zn - Mehlich	0.015	-0.101	0.186	-0.159	-0.067	0.257	0.290	1

Tabla 67. Matriz de correlación de las variables evaluadas en pleno macollamiento en las parcelas con 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita aplicados.

	pH	E_h	NH_4^+ - N	P - Olsen	K - Mehlich	Fe - Mehlich	Mn - Mehlich	Zn - Mehlich
pH	1							
E_h	-0.394**	1						
NH_4^+ - N	0.234	-0.063	1					
P - Olsen	0.026	-0.424**	0.048	1				
K - Mehlich	0.101	-0.014	0.183	-0.018	1			
Fe - Mehlich	0.168	-0.182	0.093	-0.058	0.148	1		
Mn - Mehlich	0.202	-0.173	0.126	-0.112	0.203	0.429**	1	

Zn - Mehlich	0.261	-0.402**	-0.006	0.101	0.325*	0.258	0.085	1
--------------	-------	----------	--------	-------	--------	-------	-------	---

*, ** $P_r \leq 0.25\%$, $\leq 0.01\%$.

4.2.1.3. Relación entre variables en la floración

Las correlaciones obtenidas entre las variables en el momento de la floración para los tratamientos 0, 625 y 1250 kg·ha⁻¹ de enmienda caliza realizados en este estudio se muestran en las Tablas 68, 69 y 70, respectivamente. En general y al igual que en las situaciones anteriores los valores de correlación fueron bajos.

En el tratamiento testigo también se observaron relaciones positivas entre el E_h con el *K-Mehlich*, del *P-Olsen* con el *Mn-Mehlich* y las mismas fueron argumentadas en secciones anteriores, en cuanto a las correlaciones, negativa entre el $NH_4^+ - N$ con el *Zn-Mehlich* y positivas entre el *K-Mehlich* con el *Mn-Mehlich* y de este con el *Zn-Mehlich* se discutirán a continuación.

El nitrógeno y el zinc biodisponibles siguen caminos opuestos en los suelos sumergidos, como se indicó en la introducción la mineralización del nitrógeno orgánico se detiene en la etapa de amonificación y el $NH_4^+ - N$ tiende a acumularse, esta situación se puede observar en la Tabla 20 en la que la concentración del nutriente se incremento, desde el momento de la siembra a floración, en casi un 47%. En este tratamiento, sin el agregado de dolomita, los valores de pH (Tabla 6) están próximos a la neutralidad y por ello, como se puede ver en la Tabla 55, las concentraciones del Zn disminuyeron 45%. Se ha informado que la concentración del zinc se incrementa en la rizosfera debido a la acidificación inducida por la raíz resultante de los H^+ generados por la oxidación del hierro ferroso y la liberación de H^+ al medio por parte de las raíces para balancear la entrada en exceso de

cationes, especialmente NH_4^+ , respecto de los aniones (Begg *et al.*, 1994; Kirk, *et al.*, 1998). Kabata-Pendias y Pendias (2001) destacan que la interacción entre el Zn y el N en la planta en la mayoría de los casos es un efecto secundario de dilución debido al incremento de la biomasa ocasionada por exceso de fertilización.

Al igual que en el caso del $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ con el Zn, el *K - Mehlich* y el *Mn - Mehlich* presentan el mismo comportamiento. En la tabla 34 podemos ver que la concentración del K biodisponibles decrece progresivamente desde el momento de la siembra hasta la floración con una disminución en los contenidos del 49%. Li *et al.* (2002) informaron que el sistema radicular del arroz facilita los cambios en las fracciones del K del suelo en la rizosfera, siendo esto sustentado por el hecho de que se observa que el agotamiento de las fracciones fácilmente disponibles e intercambiables del K de la rizosfera se extiende hasta 10 mm desde la superficie de la raíz tanto a bajos como altos niveles de K suministrados. Por el contrario, como se puede observar en la Tabla 48, las concentraciones del Mn se incrementan por la reducción de los óxidos superiores de manganeso. De acuerdo a Ponnampereuma (1972), los iones Mn^{2+} pueden ser absorbidos al complejo de cambio o precipitados con pH cercanos a la neutralidad (Tabla 6). Es bien conocido el poder oxidante de las plantas, puesto que bombean O_2 hacia la rizosfera (Bacha, 2002), por lo que cabe la posibilidad de una insolubilización de los iones Mn^{2+} , como lo mencionan Kabata-Pendias y Pendias (2001) que indican que la oxidación del manganeso es una reacción espontánea con el oxígeno atmosférico. En consecuencia, un

agotamiento de K en la zona rizosférica se correspondería con la precipitación de óxidos de manganeso y en micrositos más alejados lo inverso.

Los mecanismos que pone en acción la arquitectura radicular de las plantas de arroz son variados y se ha descrito en secciones previas, como el cultivo es capaz de absorber nutrientes (caso del Zn^{2+}) y excluirlos (Fe^{2+} y Mn^{2+}) de su ambiente inmediato a través de ellos. La relación positiva observada entre el Zn^{2+} y el Mn^{2+} puede ser justificada a través de estos mecanismos. Das (2000), habla de una situación opuesta a la observada aquí, destaca que a un incremento en la concentración del Mn^{2+} en la solución nutritiva le corresponde un incremento del efecto antagónico sobre la absorción del Zn^{2+} . En cambio Mandal y Haldar (1980) encontraron que la aplicación de Zn incrementaba el Mn extractable. Lo justifican considerando que el mayor potencial de oxidación del Mn, Mn^{2+} (+1.08) comparado al del Zn, Zn^{2+} (+0.76) favorece la oxidación del Mn a Mn^{2+} en el suelo debido a la siguiente reacción:



que puede explicar el incremento del Mn biodisponible resultante de la aplicación de Zn.

En Tabla 69 se presentan las correlaciones observadas en el tratamiento con la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en el momento de la floración y éstas fueron: relación positiva entre el E_h con el $NH_4^+ - N$ y negativa entre el $NH_4^+ - N$ y el $Fe - Mehlich$.

Un proceso de transformación que puede llevar a la inmovilización temporaria del N fertilizante como de los iones NH_4^+ generados por la mineralización de la materia orgánica es la fijación por minerales arcillosos de tipo 2:1. Scherer y Zhang (2003) sugieren que la fijación de los iones NH_4^+ puede ser promovida por la disminución del potencial redox en suelos inundados, debido a la reducción del Fe^{3+} estructural causando un incremento de las cargas negativas de ciertos minerales arcillosos, como la biotita (Sparks, 2000). Por otro lado, debido a la capacidad de las plantas de arroz de excretar O_2 a la rizosfera y provocar la oxidación del Fe^{2+} a Fe^{3+} por lo que cabe la posibilidad de que la liberación del NH_4^+ fijado puede ser causada por la elevación del potencia redox en la vecindad de las raíces. Estos argumentos permiten explicar la relación positiva entre el E_h y el $\text{NH}_4^+ - N$, además sirven para justificar la relación inversa observada entre el $\text{NH}_4^+ - N$ y el $Fe - Mehlich$ provocado por la oxidación del Fe^{2+} y precipitación de compuestos oxidados de Fe^{3+} . Por otro lado, la planta al absorber NH_4^+ excreta H^+ y provoca una acidificación en la zona de la raíz que incrementa la solubilidad del Fe así como también su biodisponibilidad (Das, 2000).

En el tratamiento con el agregado de $1250 \text{ kg} \cdot \text{ha}^{-1}$ al momento de la floración (Tabla 70) solo se ha observado la relación inversa entre el pH con el E_h , la cual ha sido discutida previamente.

Tabla 68. Matriz de correlación de las variables evaluadas en la floración en las parcelas con 0 kg·ha⁻¹ de dolomita aplicados.

	pH	E_h	$\text{NH}_4^+ - \text{N}$	P - Olsen	K - Mehlich	Fe - Mehlich	Mn - Mehlich	Zn - Mehlich
pH	1							
E_h	-0.196	1						
$\text{NH}_4^+ - \text{N}$	0.287	0.123	1					
P - Olsen	-0.024	-0.019	-0.047	1				
K - Mehlich	-0.118	0.317*	-0.064	0.161	1			
Fe - Mehlich	0.164	-0.100	0.146	0.126	-0.075	1		
Mn - Mehlich	-0.090	-0.005	-0.165	0.323*	0.391**	-0.046	1	
Zn - Mehlich	0.063	0.030	-0.370*	0.286	0.015	0.143	0.346*	1

Tabla 69. Matriz de correlación de las variables evaluadas en la floración en las parcelas con 625 kg·ha⁻¹ de dolomita aplicados.

	pH	E_h	$\text{NH}_4^+ - \text{N}$	P - Olsen	K - Mehlich	Fe - Mehlich	Mn - Mehlich	Zn - Mehlich
pH	1							
E_h	-0.034	1						
$\text{NH}_4^+ - \text{N}$	0.092	0.437**	1					
P - Olsen	-0.218	0.145	0.242	1				
K - Mehlich	0.030	-0.030	-0.265	-0.239	1			
Fe - Mehlich	-0.027	-0.282	-0.571**	-0.167	0.072	1		
Mn - Mehlich	0.181	-0.250	-0.227	-0.106	0.200	0.132	1	
Zn - Mehlich	0.050	-0.107	-0.183	-0.075	0.095	0.254	0.241	1

Tabla 70. Matriz de correlación de las variables evaluadas en la floración en las parcelas con 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita aplicados.

	pH	E_h	$\text{NH}_4^+ - \text{N}$	P - Olsen	K - Mehlich	Fe - Mehlich	Mn - Mehlich	Zn - Mehlich
pH	1							
E_h	-0.343*	1						
$\text{NH}_4^+ - \text{N}$	-0.042	-0.018	1					
P - Olsen	-0.237	-0.199	0.020	1				
K - Mehlich	0.143	-0.210	-0.149	0.224	1			
Fe - Mehlich	-0.129	-0.018	0.013	0.280	0.022	1		
Mn - Mehlich	0.159	-0.230	0.054	-0.200	0.136	-0.143	1	
Zn - Mehlich	0.161	-0.206	-0.271	0.042	-0.001	-0.007	0.143	1

*, ** $P_r \leq 0.25\%, \leq 0.01\%$.

4.2.1.4. Relación de variables entre muestreos

En este trabajo también, y como fuera demostrado por Ponnampertuma (1972) y otros autores, las variaciones ocurridas en los valores de pH, independientemente de las cantidades de cal agregados, se incrementaron progresivamente en conjunción con los días de inundación, alcanzando valores próximos a la neutralidad en todas las situaciones estudiadas. No se observaron relaciones del pH entre los distintos tratamientos de encalado en los muestreos realizados en los diferentes estadios del cultivo. Dentro de tratamientos se observaron relaciones entre muestreos en pleno macollamiento con el realizado en la floración ($r = 0.627$, $Pr \leq 0.0001$) para el tratamiento testigo y con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita ($r = 0.814$, $Pr \leq 0.0001$), (Tablas 72 y 73). Solo en el tratamiento testigo se observaron relaciones del pH con los nutrientes extractados (Tabla 71).

Se demuestra así, una vez más, que la inundación de los suelos por cortos periodos de tiempo producen efectos favorables sobre el pH, principalmente en aquellos suelos fuertemente ácidos, y a pesar de las bajas correlaciones observadas, los efectos que éste produce sobre la disponibilidad de nutrientes para el crecimiento de las plantas son de gran importancia económica y ambiental.

La caída del potencial redox fue creciente desde la siembra a la floración y se puso de manifiesto que la conjunción de dosis de cal aplicado con los días de inundación acentúan el descenso del E_h . Las relaciones observadas en los distintos tratamientos entre los muestreos realizados se observan en las Tablas 71 a 73. La única correlación entre

el E_h se dio en el tratamiento con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en el muestreo en la siembra con el realizado en pleno macollamiento. Las relaciones observado entre los diferentes estadios del E_h con los nutrientes en los distintos tratamientos se produjo con mayor frecuencia en los estadios con más días de inundación. Contrariamente a lo que ocurrió dentro de los tratamientos, entre momentos de muestreos la correlación entre el pH con el E_h no fue observada. Podemos entonces decir que el factor tiempo es el causante de la ausencia de esta relación.

Los contenidos de N biodisponible de forma consistente se ha acumulado desde el momento de la siembra a floración. Las correlaciones observadas entre el $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ con las otras propiedades evaluadas entre los distintos estadios del cultivo para cada tratamiento se presenta en las Tablas 71, 72 y 73. Se puede ver que existe correlación en el momento de la siembra con pleno macollamiento en los tres tratamientos, no presentándose, en cambio, relaciones entre los momentos más avanzados del cultivo. Solo se correlacionó con el *Mn - Mehlich* en pleno macollamiento con la floración en el tratamiento testigo. El factor tiempo asociado a la las dosis de cal aplicados serían las causas de esta falta de asociación.

La dinámica del fósforo presenta similitud en todos los tratamientos y concuerda con la mayoría de las publicaciones realizadas al respecto, esta situación es, la liberación de fósforo biodisponible durante los primeros 28 días de inundación, para luego, en los posteriores 28 días de inundación, decrecer a valores próximos a los iniciales e incluso por debajo de estos. (Tabla 33). No se observa

relación cuando se considera el mayor periodo de tiempo, siembra vs. floración, contrario a lo que ocurre con los estadios más próximos (Tablas 71 a 73). Se presentaron relaciones inversas con el E_h , $Fe - Mehlich$ y $Zn - Mehlich$ y positiva con el $Mn - Mehlich$. Estos datos muestran la estrecha dependencia del $P - Olsen$ con los elementos que son afectados por las condiciones reductoras.

La biodisponibilidad del $K - Mehlich$ fue negativamente afectada por el factor tiempo puesto que se observó un progresivo decrecimiento de los contenidos desde el momento de la siembra a la floración. Visualmente, ésta situación no afectó el crecimiento del cultivo, por lo que, y como se ha discutido, la planta de arroz presenta estrategias eficientes para la absorción a pesar de desarrollarse en un suelo con los niveles de disponibilidad por debajo del rango crítico. En el tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ el $K - Mehlich$ no se correlacionó con las otras variables (Tabla 72). En los estadios de macollamiento a floración, en el tratamiento testigo, el $K - Mehlich$ se correlacionó negativamente con el pH y con $Zn - Mehlich$ y de forma positiva con el $Mn - Mehlich$ (Tabla 71). En el tratamiento con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ se encontraron correlaciones con el $Mn - Mehlich$ entre siembra y macollamiento, con el pH entre siembra y floración y con el $Zn - Mehlich$ entre macollamiento y floración (Tabla 73). El conjunto de datos presentados en esta tesis pueden contribuir a explicar la falta de respuesta del cultivo al agregado de fertilizantes potásicos.

La dinámica del Fe a través de los diferentes estadios del cultivo mostró las características típicas de un elemento redox. Los contenidos

de Fe extractados fueron creciente y se pudo observar que los mismos se duplicaron y triplicaron en los tratamientos con cal comparados al testigo (Tabla 47). A pesar de las altas concentración de Fe soluble no se observaron síntomas de toxicidad, directa o indirecta, en cambio, se observó una fuerte deposición de Fe férrico en la superficie de las raíces (Foto 4). En las Tablas 71 a 73 se presentan las correlaciones observadas, que en general fueron bajas. Estas consideraciones y muy especialmente la interacción días de inundación con dosis de dolomita aplicados, ponen en evidencia que, la práctica de aplicar enmiendas calizas a suelos que después serán inundados puede acarrear más desventajas que beneficios y que se presente toxicidad ocasionada por el Fe depende de múltiples factores.

Al igual que el Fe, el Mn manifestó su carácter de elemento redox. Sus concentraciones fueron crecientes a través de las diferentes etapas del cultivo. Las relaciones entre muestreos de presentan en las Tablas 71 a 73. En general, se pudieron observar relaciones con las demás propiedades en la mayoría de los tratamientos entre los muestreos. Contrariamente a lo observado con el Fe, la interacción entre días de inundación con las dosis de cal no quedó evidenciada.

La evolución de los contenidos de Zn a través de los diferentes estadios del cultivo fue decreciente, confirmando lo publicado respecto a la dinámica de este elemento en suelos inundados. Las aplicaciones de enmienda ejercieron un efecto positivo sobre la biodisponibilidad en el estado inicial del cultivo.

Los datos revelan que la disminución de las concentraciones del Zn, dependen de los contenidos iniciales y existe casi una constancia en

cuanto a las cantidades que se insolubilizan con el aumento de los días de inundación. Las correlaciones observadas se presentan en las Tablas 71 a 73. El Zn es el elemento que más relaciones presento con las demás propiedades evaluadas. Estos datos muestran que el comportamiento del Zn esta influenciado de forma más marcada por la dinámica de las otras propiedades y prácticas culturales con son la aplicación de enmiendas calizas e inundación del suelo.

Tabla 71. Matriz de correlación entre las diferentes etapas del cultivo de arroz en las parcelas con 0 kg·ha⁻¹ de dolomita.

Siembra versus Macollamiento								
	pH ₁	E _{h1}	NH ₄ ⁺ - NH ₁	P - Olsen ₁	K - Mehlich ₁	Fe - Mehlich ₁	Mn - Mehlich ₁	Zn - Mehlich ₁
pH ₂	x	x	x	x -0.311**	x	x	x	x
E _{h2}	x	x	x	x	x	x	x	x
NH ₄ ⁺ - NH ₂	x	x	0.385**	x	x	x	x	x
P - Olsen ₂	x	x	x		x	x	x	x
K - Mehlich ₂	x	x	x	0.308*	x	x	x	x
Fe - Mehlich ₂	x	x	x	x	x	x	x	x
Mn - Mehlich ₂	x	x	x	x	x	x	x	x
Zn - Mehlich ₂	x	x	x	x	x	x	x	0.475**
Siembra versus Floración								
	pH ₁	E _{h1}	NH ₄ ⁺ - NH ₁	P - Olsen ₁	K - Mehlich ₁	Fe - Mehlich ₁	Mn - Mehlich ₁	Zn - Mehlich ₁
pH ₃	x	x	x	x -0.317*	x	x	x	x
E _{h3}	x	x	x	x	x	x	x	x
NH ₄ ⁺ - NH ₃	x	x	x	x	x	x	x	x
P - Olsen ₃	x	x	x	x	x	x	x	x
K - Mehlich ₃	x	x	x	x	x	x	x	x
Fe - Mehlich ₃	x	0.445**	x	x	x	x	x	x
Mn - Mehlich ₃	-0.317*	x	x	x	x	x	x	x
Zn - Mehlich ₃	x	x	x	x	x	x	x	-0.357*
Macollamiento versus Floración								
	pH ₂	E _{h2}	NH ₄ ⁺ - NH ₂	P - Olsen ₂	K - Mehlich ₂	Fe - Mehlich ₂	Mn - Mehlich ₂	Zn - Mehlich ₂
pH ₃	0.627**	x	x	x	-0.332*	x	x	0.326*
E _{h3}	x	x	x	x	x	x	x	x
NH ₄ ⁺ - NH ₃	x	x	x	x	x	x	-0.335*	x
P - Olsen ₃	x	-0.433**	x	0.467**	x	x	0.380**	x
K - Mehlich ₃	x	x	x	x	x	x	0.350*	-0.357*
Fe - Mehlich ₃	0.392**	x	x	x	x	x	x	x
Mn - Mehlich ₃	x	-0.310*	-0.337*	0.573**	x	x	0.641**	x
Zn - Mehlich ₃	0.325*	-0.382**	x	0.530**	x	0.370*	x	x

*, ** Pr ≤ 0.25%, ≤ 0.01%.

Tabla 72. Matriz de correlación en las diferentes etapas del cultivo de arroz en las parcelas con 625 kg·ha⁻¹ de dolomita.

Siembra versus Macollamiento								
	pH ₁	E _{h1}	NH ₄ ⁺ - NH ₁	P - Olsen ₁	K - Mehlich ₁	Fe - Mehlich ₁	Mn - Mehlich ₁	Zn - Mehlich ₁
pH ₂	×	×	×	×	×	×	×	×
E _{h2}	×	×	×	×	×	×	×	×
NH ₄ ⁺ - NH ₂	×	×	0.548**	×	×	×	×	×
P - Olsen ₂	×	×	×	×	×	×	×	×
K - Mehlich ₂	×	×	×	×	×	×	-0.325*	×
Fe - Mehlich ₂	×	×	×	×	×	×	×	0.307*
Mn - Mehlich ₂	×	×	×	×	×	×	×	0.316*
Zn - Mehlich ₂	×	×	×	×	×	×	×	0.891**
Siembra versus Floración								
	pH ₁	E _{h1}	NH ₄ ⁺ - NH ₁	P - Olsen ₁	K - Mehlich ₁	Fe - Mehlich ₁	Mn - Mehlich ₁	Zn - Mehlich ₁
pH ₃	×	×	×	×	×	×	×	×
E _{h3}	×	×	×	×	×	×	×	×
NH ₄ ⁺ - NH ₃	×	×	×	×	×	×	×	×
P - Olsen ₃	×	×	×	×	×	×	×	-0.380**x
K - Mehlich ₃	×	×	×	×	×	×	×	×
Fe - Mehlich ₃	×	×	×	×	×	×	0.443**	×
Mn - Mehlich ₃	×	×	×	×	×	×	×	0.327*
Zn - Mehlich ₃	×	×	×	×	×	×	×	×
Macollamiento versus Floración								
	pH ₂	E _{h2}	NH ₄ ⁺ - NH ₂	P - Olsen ₂	K - Mehlich ₂	Fe - Mehlich ₂	Mn - Mehlich ₂	Zn - Mehlich ₂
pH ₃	0.814**	×	×	×	×	×	×	×
E _{h3}	×	×	×	×	×	-0.327*	×	×
NH ₄ ⁺ - NH ₃	×	×	×	0.557**	×	×	×	×
P - Olsen ₃	×	×	×	×	×	×	-0.367*	-0.412**
K - Mehlich ₃	×	×	×	×	×	×	×	×
Fe - Mehlich ₃	×	×	×	-0.385**	×	0.443**	×	×
Mn - Mehlich ₃	×	×	×	×	×	×	×	×
Zn - Mehlich ₃	×	×	×	×	×	×	×	×

*, ** P_r ≤ 0.25% ≤ 0.01%.

Tabla 73. Matriz de correlación entre los diferentes estadios del cultivo de arroz en las parcelas con 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita.

Siembra versus Macollamiento								
	pH ₁	E _{h1}	NH ₄ ⁺ - NH ₁	P - Olsen ₁	K - Mehlich ₁	Fe - Mehlich ₁	Mn - Mehlich ₁	Zn - Mehlich ₁
pH ₂	x	x	x	x	x	x	x	x
E _{h2}	x	0.355*	x	x	x	x	x	-0.398**x
NH ₄ ⁺ - NH ₂	x	x	0.403**	x	x	x	x	x
P - Olsen ₂	x	-0.350*	x	0.402**	x	x	x	x
K - Mehlich ₂	x	x	x	x	x	x	x	x
Fe - Mehlich ₂	x	x	x	x	x	x	x	x
Mn - Mehlich ₂	x	x	x	x	0.380**	x	x	x
Zn - Mehlich ₂	x	x	x	x	x	x	x	0.733**
Siembra versus Floración								
	pH ₁	E _{h1}	NH ₄ ⁺ - NH ₁	P - Olsen ₁	K - Mehlich ₁	Fe - Mehlich ₁	Mn - Mehlich ₁	Zn - Mehlich ₁
pH ₃	x	x	x	x	0.334*	x	x	x
E _{h3}	x	x	x	x	x	x	x	x
NH ₄ ⁺ - NH ₃	x	x	x	x	x	x	-0.347*	-0.397**
P - Olsen ₃	x	x	x	0.451**	x	-0.425**	x	x
K - Mehlich ₃	x	x	x	x	x	x	x	x
Fe - Mehlich ₃	x	-0.391**	x	x	x	x	x	x
Mn - Mehlich ₃	x	x	x	x	x	x	x	x
Zn - Mehlich ₃	x	x	x	x	x	x	0.342*	x
Macollamiento versus Floración								
	pH ₂	E _{h2}	NH ₄ ⁺ - NH ₂	P - Olsen ₂	K - Mehlich ₂	Fe - Mehlich ₂	Mn - Mehlich ₂	Zn - Mehlich ₂
pH ₃	0.328*	x	x	x	x	x	x	x
E _{h3}	x	x	x	x	x	x	x	x
NH ₄ ⁺ - NH ₃	x	x	x	x	x	x	x	-0.418**
P - Olsen ₃	x	x	x	0.336*	x	x	x	x
K - Mehlich ₃	x	x	x	x	x	x	x	0.349*
Fe - Mehlich ₃	x	x	x	x	x	x	x	x
Mn - Mehlich ₃	x	x	x	x	0.372*	0.347*	0.498**x	x
Zn - Mehlich ₃	x	x	x	x	x	0.318*	x	0.365*

*, ** Pr ≤ 0.25%, ≤ 0.01%.

4.3. Análisis geoestadístico

En este apartado se lleva a cabo el análisis de la variabilidad espacial de las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas en el suelo del área experimental estudiada, así como de la producción del cultivo de arroz sembrado en la misma. En la práctica, el análisis geoestadístico comprende esencialmente dos fases, de acuerdo con las descripciones convencionales del mismo (Journel, 1986; Samper y Carrera, 1990; Burrough, 1993; Goovaerts, 1997; Vieira, 2000). La primera fase consiste en el análisis estructural, uno de cuyos objetivos se centra en cuantificar la estructura espacial de la variable, la propiedad o el atributo estudiado mediante el análisis del semivariograma. En la segunda fase se lleva a cabo una estimación por krigado y se representa la distribución espacial de los valores obtenidos, junto con la incertidumbre de los mismos. En este trabajo se presentan conjuntamente los resultados de la fase de análisis estructural y de la fase de estimación.

Algunos autores (Samper y Carrera, 1990) han pretendido sistematizar la metodología del análisis estructural, si bien continúa la controversia acerca de los procedimientos utilizados en las diferentes ramas de las ciencias y, además, con frecuencia es necesario hacer hipótesis subjetivas para estudiar un fenómeno particular que no siempre gozan de amplia aceptación.

Por el contrario, la fase de estimación sigue una sistemática relativamente sencilla. Una vez definido el modelo de semivariograma ajustado a los datos experimentales, se aplica las ecuaciones de krigado

y se calculan los valores de la variable estudiada y su varianza de estimación en los puntos o bloques previamente definidos.

Dentro del análisis estructural se pueden distinguir diversas tareas que son mutuamente iterativas entre sí y que pueden guiar el proceso de obtención de un modelo de dependencia espacial. Siguiendo el esquema de Samper y Carrera (1990) las cuatro tareas fundamentales de esta fase son:

- Estudio conceptual del fenómeno
- Análisis preliminar de los datos
- Cálculo del semivariograma experimental
- Ajuste de un modelo de semivariograma

En primer lugar, en el marco del actual trabajo de tesis doctoral, el estudio conceptual se refiere a las principales propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas y ha sido desarrollado en un apartado de la introducción. Por tratarse de suelos de arrozal sometidos a inundación, se ha prestado particular atención a las oscilaciones a lo largo del tiempo de las propiedades estudiadas. Estas fluctuaciones son inducidas como consecuencia de los efectos debidos a la presencia de condiciones aerobias y anaerobias a lo largo del ciclo vegetativo, dos situaciones que presentan un notable contraste.

Como se discutió previamente, en Edafología el estudio conceptual implica tener en cuenta necesariamente como posible causa de variabilidad espacial a los factores de formación del suelo: material de partida, organismos vivos y en particular la vegetación, topografía, clima y manejo o acción del hombre. En el caso estudiado, se puede admitir

que en las parcelas experimentales topografía, vegetación y clima son homogéneos; en consecuencia las principales causas de variabilidad espacial deben de estar relacionadas con el material de partida y el manejo.

Por tanto, para interpretar los resultados del análisis de dependencia espacial, se considera de especial interés la heterogeneidad del material de partida ya descrita en el capítulo de materiales y métodos, así como las enmiendas diferenciales empleadas para analizar el efecto del encalado, cuyas dosis también han sido consignadas en el mismo.

En segundo lugar, el análisis preliminar de los datos también ha sido ampliamente tratado en el primer apartado del capítulo de resultados (4.1) mediante el cálculo de parámetros estadísticos (media, desviación típica, asimetría, curtosis, etc.) y la representación mediante histogramas de frecuencias. Como consecuencia, se pudo definir las distribuciones de probabilidad y comprobar si los datos de una propiedad tomados en una fecha dada provienen de una o de varias poblaciones, de acuerdo con las diferentes dosis de enmienda caliza empleadas y efectuar el mismo ejercicio para los datos tomados en fechas sucesivas.

El estudio estadístico de los datos permitió poner de manifiesto que, en general, las distribuciones de frecuencia de las propiedades estudiadas diferían entre sí de modo significativo, cuando se comparaba el testigo y las dos dosis de caliza empleadas. En caso de encontrar diferencias significativas es necesario asumir que los datos muestrales proceden de distintas poblaciones. Por ello, se decidió calcular semivariogramas y llevar a cabo el análisis geoestadístico de todas las

variables simples para cada una de las tres series de datos obtenidas en función de la dosis caliza. Del mismo modo y dadas las importantes fluctuaciones temporales de los valores de las propiedades estudiadas el análisis estadístico de cada variable simple se llevó a cabo en las tres fecha sucesiva, en que se disponía de datos, es decir siembra, pleno macollamiento y floración.

Del estudio estadístico de los datos también surge la cuestión de la pertinencia de efectuar una transformación logarítmica, previa al análisis geoestadístico, o bien asumir que las distribuciones de las series de datos experimentales son normales. A pesar de la importante asimetría de algunas de las distribuciones de frecuencias analizadas (sección 4.1) en el presente trabajo se han utilizado sistemáticamente los valores de las variables estudiadas sin transformar.

En tercer lugar, el análisis del comportamiento espacial de las propiedades estudiadas se llevó a cabo mediante la construcción de semivariogramas medios o adireccionales. Es decir, los semivariogramas experimentales se calcularon como isótropos, debido a que no existen motivos que apoyen la hipótesis de la anisotropía, ni datos suficientes para observarla experimentalmente.

Para decidir hasta que distancia se estima el semivariograma muestral, así como la magnitud de los intervalos empleados en el cálculo conviene tener en cuenta, de acuerdo con Samper y Carrera (1990) los siguientes criterios aproximados: la distancia máxima del semivariograma ha de ser, a lo sumo, igual a la mitad de la distancia entre las muestras más alejadas y cada valor de los semivariogramas experimentales se debe de calcular al menos con 30 pares de puntos muestrales. A pesar de

que la distancia máxima entre los puntos de cada parcela es inferior a 200 m, los cálculos se efectuaron hasta aproximadamente 160 m, dado que el número de pares de puntos muestrales era muy superior a 30, tanto en las proximidades del origen como a esta distancia. Todos los semivariogramas experimentales se cortaron, posteriormente a su cálculo, a una distancia variable que oscilaba entre 120 y 160 m, si bien en la mayor parte de los casos se ajustaron modelos teóricos hasta 160 m de distancia máxima.

Por último, y en cuarto lugar, los modelos teóricos se eligieron de acuerdo con el siguiente procedimiento general:

- 1) un ajuste visual de diferentes modelos (esféricos, circulares, pentaesféricos, exponenciales y lineales) modificando por prueba y error los 3 parámetros principales que definen el semivariograma (efecto pepita, C_0 ; meseta, $C_0 + C_1$ y alcance, a) e intentando minimizar la suma de cuadrados ponderados de las diferencias entre semivarianzas calculadas y teóricas.
- 2) un ajuste fino, según el método de validación cruzada para verificar que el modelo elegido cumple los requisitos exigidos. Este ajuste permite, además, establecer el modelo más adecuado cuando hay dudas entre varias expresiones.

Como se mencionó anteriormente, el método de validación cruzada se basa en eliminar un punto y estimarlo por krigeado a partir de sus vecinos, repitiendo el proceso en todos los puntos muestrales.

Como resultado de este ejercicio, se calculan diversos parámetros basados en las diferencias entre los valores estimados y observados que permiten evaluar la bondad de los modelos de semivariogramas

ajustados. Los principales parámetros obtenidos por validación cruzada son: el punto de corte, la pendiente y el coeficiente de correlación de la recta de regresión que se construye entre valores estimados por krigado y los medidos que han de ser 0, 1 y 1 respectivamente; la media (EM) y varianza (ECM) de los errores absolutos (diferencia entre estimados y observados) que han de ser lo más cercano a 0 y menor de la varianza, respectivamente; la media (MECMA) y varianza (ECMA) de los errores reducidos (diferencia entre estimados y observados divididos por la varianza) y que han de acercarse lo más posible a 0 y 1, respectivamente. Entre estos parámetros, se consideran como más importantes, y en este orden, el denominado error cuadrático medio adimensional (ECMA), también llamado criterio de consistencia, que se espera que se aproxime al valor de $ECMA = 1$, la desviación tipo de los errores, o error cuadrático medio (ECM) que debe de cumplir la condición $ECM < \text{varianza muestral}$ y la media de los errores verdaderos (EM), que ha de aproximarse a cero, es decir $EM = 0$.

En este trabajo, a efectos de su utilización en la discusión, se reflejaron en las tablas los valores del error cuadrático medio adimensional (ECMA), la media de los errores verdaderos (EM) y el coeficiente de correlación entre valores medidos y calculados. Aún reconociendo la importancia del error cuadrático medio (ECM) como criterio de ajuste, no se consignó en las tablas elaboradas ya que en todos los casos estudiados fue inferior a la varianza muestral, cumpliendo por lo tanto con el criterio de consistencia.

Hay que tener en cuenta que las cuatro tareas en que se ha subdividido el análisis estructural deben considerarse como iterativas

entre sí, de modo que unas guían y limitan a las otras (Samper y Carrera, 1990).

Por otra parte, de los tres primeros pasos del análisis estructural, estudio conceptual, análisis estadístico preliminar y cálculo del semivariograma muestral también se deduce el tipo de hipótesis a desarrollar sobre cada propiedad estudiada. Así, si el semivariograma muestral se estabiliza y si a nivel conceptual no cabe esperar ninguna tendencia, entonces parece razonable adoptar la hipótesis de la estacionariedad. Por el contrario, si del análisis estructural del fenómeno se deduce que debe mostrar una tendencia y, además, el semivariograma muestral lo confirma, entonces las distintas fases del análisis pondrán de manifiesto la presencia de la misma.

En las Tablas 74 a 81 se presenta un resumen del análisis estructural de las 8 propiedades estudiadas (dos propiedades biofísicoquímicas, pH y E_h , y seis propiedades bioquímicas, nitrógeno amoniacal, fósforo, potasio, hierro, manganeso y zinc) en cada uno de los tres tratamientos con dosis diferentes de cal. En cada una de las tablas y por tanto para cada tratamiento, se consignan los datos que corresponden a los tres estadios analizados, siembra, pleno macollamiento y floración, a lo largo del período vegetativo del cultivo del arroz.

La información presentada en estas tablas se refiere al tipo de modelo teórico de semivariograma ajustado, los parámetros efecto pepita, meseta y alcance ($C_0, C_0 + C_1, \mathbf{a}$, respectivamente) de los mismos, la relación entre efecto pepita/meseta, o discontinuidad en el origen que

da una idea del grado de dependencia espacial. También se muestra en las mismas tablas el valor de algunos de los parámetros usados para validar los modelos teóricos, obtenidos por validación cruzada y en concreto los coeficientes de correlación entre valores observados y estimados por krigado, la media de los errores entre los mismos (EM) y la varianza de los errores reducidos o error cuadrático medio adimensional (ECMA), principal criterio a la hora de decidir la expresión teórica de un semivariograma.

Paralelamente a las Tablas 74 a 81, en las Figuras 41 a 72 se presentan los semivariogramas experimentales y los modelos teóricos ajustados a los mismos que se obtuvieron para cada variable y dosis de enmienda caliza en los tres estadios del período vegetativo estudiados. Para cada variable, se pueden observar en primer lugar los semivariogramas experimentales los modelos ajustados a los mismos, y, a continuación, se presentan los correspondientes mapas estimados por krigado así como las varianzas de los errores de estimación de los mismos.

Del conjunto de 72 semivariogramas verificados se desprende que todas las variables estudiadas, objeto de este trabajo de tesis doctoral, presentan un aumento de la semivarianza en función de la distancia hasta alcanzar una meseta estable. Dado que el semivariograma experimental se estabiliza, parece razonable adoptar la hipótesis de la estacionariedad para la red de muestreo objeto de estudio.

En general, para todas las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas estudiadas se puso de manifiesto una notable dependencia espacial a la escala espacial analizada. Se pudieron ajustar a los datos

experimentales modelos de semivariograma con efecto pepita relativamente poco importante, inferior siempre al 28% del valor de la meseta, con frecuencia incluso inferior al 15% de dicho valor de referencia y un rango de dependencia espacial que osciló entre 35 y 104 m como valores extremos, pero que más frecuentemente se localiza en el entorno comprendido entre 50 y 70 m.

El escaso valor del efecto pepita indica una notable continuidad espacial a pequeñas distancias entre los puntos de la red de muestreo. En consecuencia, el diseño experimental empleado ha sido capaz de capturar una proporción importante de la varianza espacial de las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas estudiadas, de modo que puede ser considerado como adecuado para el análisis de la variabilidad espacial de las mismas.

Como ya se mencionó anteriormente, la variabilidad espacial en el suelo estudiado debe de ser atribuida esencialmente a dos factores, material de partida y manejo. Por lo que respecta al manejo, los tres tratamientos de la enmienda caliza han dado lugar a parcelas representadas, con frecuencia, por poblaciones con distribuciones de frecuencias que difieren significativamente entre sí. Dentro del área asignada a cada tratamiento se puede asumir que las enmiendas calizas y los tratamientos con fertilizantes han sido homogéneos. Sin embargo, un importante factor de manejo en los suelos de arrozal como es la inundación pudo causar cierta variabilidad espacial; la heterogeneidad de las condiciones de inundación viene puesta de manifiesto por la cartografía de los valores de E_h , en particular durante la fase de pleno macollamiento.

Sin embargo, y como hipótesis de trabajo, se puede considerar que la variabilidad espacial observada dentro del área asignada a cada tratamiento con enmienda caliza se debe sobre todo al efecto del material de partida. Esta hipótesis viene apoyada por las discontinuidades texturales anteriormente puestas de manifiesto en la serie San Luis, sobre la que se desarrolla el suelo estudiado, y debidas a la heterogeneidad del material de partida originario.

A la escala estudiada, parece plausible que la estructura de los lentejones arenosos o de textura gruesa, intercalados en una matriz más fina sea una de las principales causas de variabilidad espacial. Dicha hipótesis puede ser sostenida, incluso teniendo en cuenta el efecto homogenizador de la preparación del suelo que lleva a la formación de un horizonte subsuperficial muy compacto previamente a la inundación.

4.3.1. Propiedades biofísicoquímicas

4.3.1.1. Análisis estructural y estimación del pH

En la Tabla 74 y las Figuras 41 a 44 se muestran los resultados del análisis estructural y krigado para el pH. Se puede observar que los nueve semivariogramas alcanzan una meseta estable, sin necesidad de filtrar ningún tipo de tendencia y presentan una estructura espacial que consta de la suma de un efecto pepita y una estructura de tipo esférico en siete casos y lineal en los dos casos restantes (Figura 41).

El efecto pepita es inferior al 15% del valor de la meseta en seis de los nueve casos estudiados e inferior al 25% en los tres restantes, por lo que de acuerdo con los criterios de Cambardella *et al.* (1994) el grado de autocorrelación o dependencia espacial entre pares de muestras vecinas es, respectivamente, fuerte (C_0 entre 0 y 15%) o moderado (C_0 entre 15 y 25%).

Tanto en la parcela testigo como en las dos parcelas con dosis crecientes de dolomita (625 y 1250 kg·ha⁻¹) se observa que, para el pH, la meseta aumenta del orden de 10 o más entre el primer y el segundo muestreo, para reducirse posteriormente entre el segundo y el tercer muestreo, lo que está de acuerdo con las fluctuaciones de los valores medios de esta variable analizadas anteriormente.

En condiciones aeróbicas (primer muestreo) se observa que el alcance de los modelos de semivariogramas ajustados en las tres parcelas, para el pH, es muy similar, oscilando entre 53 y 63 m. Al mismo tiempo se comprueba que existe una tendencia a la disminución del alcance en los dos tratamientos con enmiendas calizas, pero no así en el

testigo. Así, con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el alcance disminuye de 63 m en el primer muestreo a 37 m en el tercero, mientras que con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de enmienda pasa de 53 m a 35 m. En consecuencia, las enmiendas calizas parecen modificar el rango de dependencia espacial del pH, de modo que tiende a reducirse al pasar de aerobiosis a anaerobiosis (Figura 41).

Tabla 74. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y validación cruzada para la variable pH en los diferentes estadios de crecimiento del cultivo de arroz.

pH 0 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ Dolomita									
Muestreo	Modelo	C_0	C_1	C_0+C_1	a (m)	% C_0	r	EM	ECMA
Primero	Esférico	1.45E^{-3}	6.86E^{-3}	8.31E^{-3}	56	17.4	0.712	0.022	0.988
Segundo	Esférico	6.16E^{-3}	7.78E^{-2}	8.40E^{-2}	62	7.3	0.766	0.007	1.023
Tercero	Esférico	4.60E^{-3}	5.46E^{-2}	5.92E^{-2}	54	7.8	0.756	0.007	1.002
pH 625 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ Dolomita									
Primero	Esférico	4.70E^{-4}	4.48E^{-3}	4.95E^{-3}	63	9.5	0.740	-0.008	1.054
Segundo	Esférico	8.20E^{-3}	8.92E^{-2}	9.74E^{-2}	48	8.4	0.727	-0.011	1.006
Tercero	Linear	1.11E^{-2}	3.94E^{-2}	5.06E^{-2}	37	22.0	0.680	0.014	1.009
pH 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ Dolomita									
Primero	Esférico	9.19E^{-6}	5.74E^{-3}	5.75E^{-3}	53	0.2	0.830	-0.013	0.962
Segundo	Esférico	7.93E^{-3}	5.16E^{-2}	5.95E^{-2}	40	13.3	0.567	-0.023	1.105
Tercero	Linear	2.68E^{-3}	1.25E^{-2}	1.52E^{-2}	35	17.7	0.580	0.008	1.050

C_0 =efecto pepita, C_1 =varianza estructural C_0+C_1 = meseta, a= alcance efectivo, % C_0 =porcentaje del efecto pepita respecto a la meseta, r=coeficiente de correlación de los valores estimados *versus* los observados, EM=media de errores absolutos y ECMA=error cuadrático medio adimensional.

En la Tabla 74 también se presentan una síntesis de los resultados de la prueba de validación cruzada. La correlación entre valores estimados por krigeado y datos experimentales fue siempre superior a 0.56 y en seis de los casos estudiados mayor de 0.70. Los tres semivariogramas con una correlación inferior presentaban efecto pepita de cierta importancia, cifrados entre 13.3 y 22.0 % del valor de la

meseta. Sin embargo el semivariograma del primer muestreo en el testigo proporcionó una correlación de 0.71 a pesar de que la discontinuidad en el origen suponía hasta un 17.4% del valor de la meseta.

La media de los errores absolutos (EM) siempre fue muy próxima a cero; en dos de los casos estudiados ascendió a cifras del orden de 0.02 unidades de pH, siendo en los restantes casos todavía mucho más próxima al valor considerado como ideal.

La validación cruzada, por último, condujo a unos valores de error cuadrático medio adimensional (ECMA) próximos a la unidad en algunos casos o prácticamente idénticos, la mayor parte de las veces. El peor resultado en cuanto al criterio de consistencia corresponde al segundo muestreo efectuado en la parcela con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, en el que se obtuvo $\text{ECMA} = 1.10$, que es la más alejada con respecto al valor teórico. En este caso, los resultados de la validación se pueden considerar aceptables y cuando los errores cuadráticos medios son prácticamente similares al valor teórico, se puede afirmar que son muy satisfactorios.

La variabilidad espacial y las fluctuaciones temporales de la parcela testigo y las encaladas con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ se pueden observar en las Figuras 42, 43 y 44, respectivamente. En todos los mapas de krigado se aprecian pequeñas regiones de mayor o menor extensión que han sido cartografiadas automáticamente, utilizando siempre por defecto una escala con seis intervalos.

Resulta obvio que los mapas de krigado son demasiado suaves como para reproducir los valores puntuales máximos y mínimos medidos

experimentalmente, que se consignaron al efectuar el análisis estadístico, en la sección 4.1. En la parcela testigo el rango de pH osciló entre 4.0 y 4.4 durante el primer muestreo, 5.1 y 6.3 durante el segundo y 6.0 y 7.0 durante el tercero, lo que pone en evidencia una clara tendencia al aumento de este parámetro a lo largo del ciclo vegetativo del arroz. Del mismo modo, en el tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el pH fluctuó entre 4.15 y 4.55 durante el primer muestreo, 5.0 y 6.4 durante el segundo y 6.2 y 7.1 durante el tercero. Por último tras la adición de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita la variación de pH fue de 4.25 a 4.75 durante el primer muestreo, 5.3 a 6.4 durante el segundo y 6.5 a 7.05 durante el tercero.

Independientemente del tratamiento con dolomita, el rango de valores de pH que se pueden cartografiar es más reducido durante la siembra y alcanza su mayor amplitud en la fase de macollamiento, mientras que durante la floración presenta valores intermedios a los de los dos estadios anteriores.

El patrón de distribución de pH en los diferentes mapas de krigado tiende a reflejar el tipo de semivariogramas ajustados, siendo coherentes con el alcance de los mismos. De este modo, se comprueba que conforme se reduce el alcance (es decir, sobre todo en el segundo y tercer muestreo de las parcelas tratadas con dolomita) la distribución espacial del pH resulta más heterogénea, presentando microregiones más discontinuas, con transiciones más bruscas entre las mismas.

En general, la localización de los valores máximos y mínimos de pH varía entre los sucesivos muestreos de un mismo tratamiento. No obstante, cuando se examinan con cierto detalle los mapas de krigado

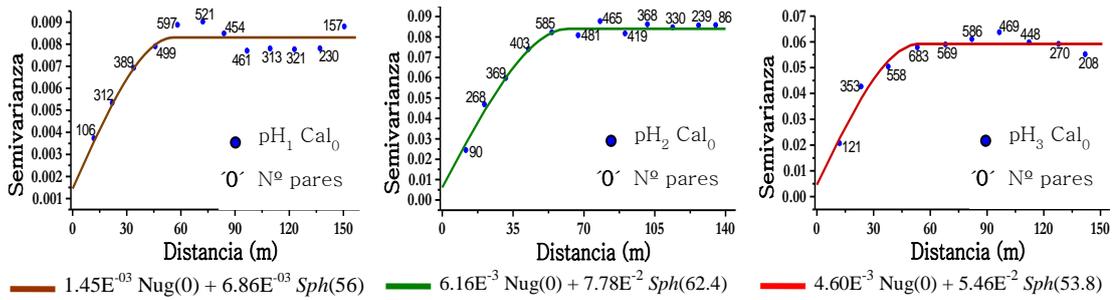
que corresponden al segundo y al tercer muestreo, es decir a las etapas de pleno macollamiento y floración, se puede apreciar un cierto paralelismo entre los mismos, sobre todo en cuanto a la proximidad de las áreas en que se localizan los máximos y los mínimos, si bien el solapamiento no es completo.

Las varianzas de los errores de estimación son de un orden de magnitud 10 veces inferiores en el primer muestreo que en el segundo y tercer muestro. Si los errores de krigeado se expresan como desviación estándar, el valor máximo es inferior a 0.06 unidades de pH en el primer caso y 0.2 en el segundo.

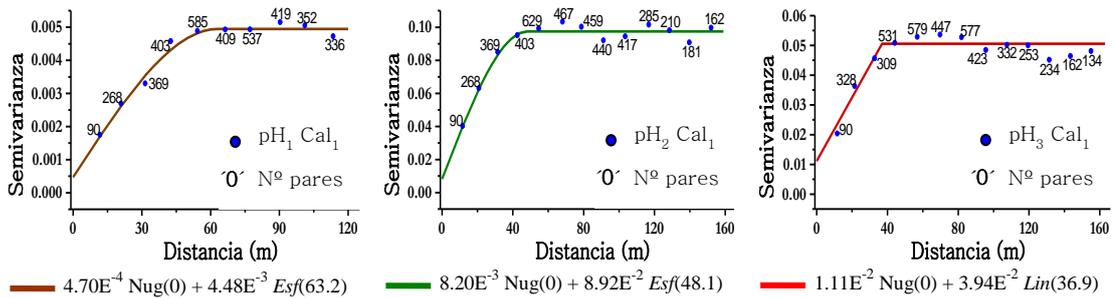
Los mapas de la varianza de los errores de estimación presentan un aspecto mixto, con forma de "queso de Gruyere" en determinadas áreas, en particular alrededor de los puntos muestrales y bandas en aquellas otras zonas más alejadas de los mismos. Esta distribución refleja el hecho de que en los puntos muestrales los errores son nulos, de modo que en el entorno de los mismos se origina un fuerte gradiente. Los errores de krigeado dependen de la red de muestreo, así como del tipo de semivariograma y de los parámetros del mismo, en particular el efecto pepita y el alcance. Para el pH se puede comprobar que la importancia relativa del área con bandas aumenta cuando el efecto pepita es relativamente alto; para ello basta con comparar los resultados del primer muestreo en la parcela testigo y de los terceros en el tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita (con 17.4%, 22.0% y 17.7% de efecto pepita respectivamente) con los restantes muestreos.

Figura 41. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable pH en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.

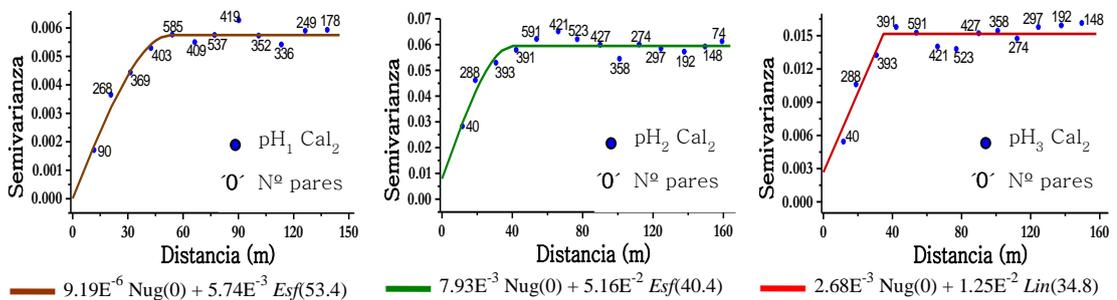
0 kg·ha⁻¹ Dolomita



625 kg·ha⁻¹ Dolomita



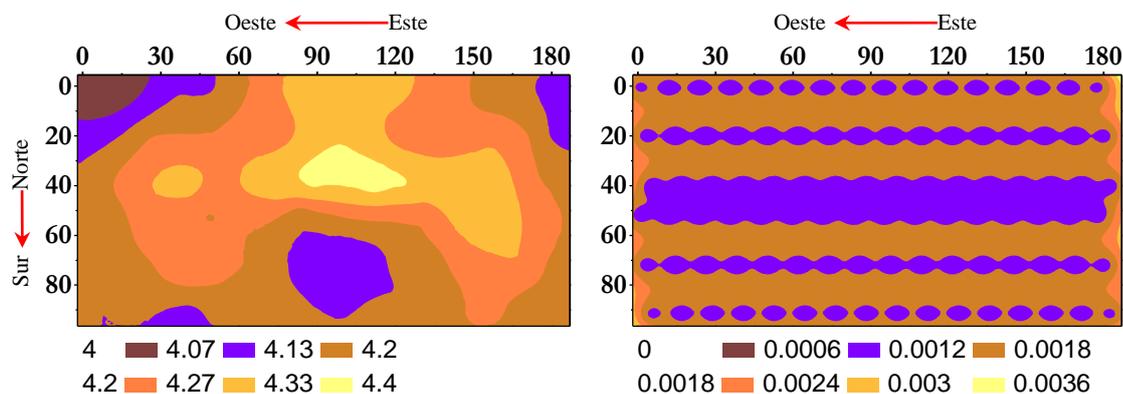
1250 kg·ha⁻¹ Dolomita



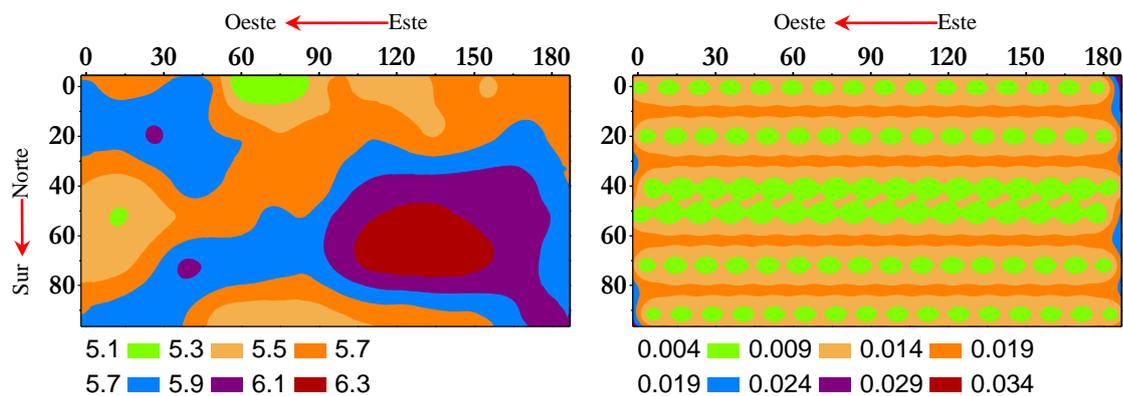
Muestreos: Primero — Segundo — Tercero —

Figura 42. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) para la variable pH en la parcela con la aplicación de 0 kg-ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo.

Siembra



Macollamiento



Floración

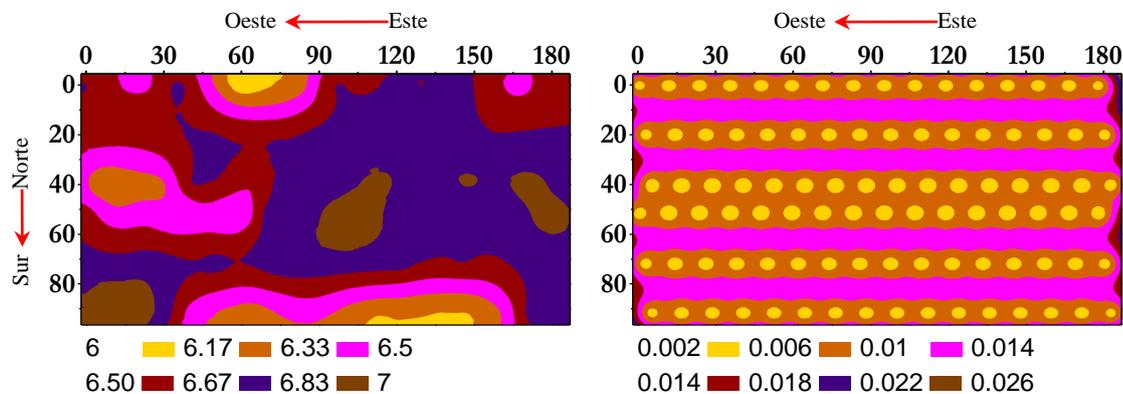


Figura 43. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable pH en la parcela con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita para los muestreos realizado al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.

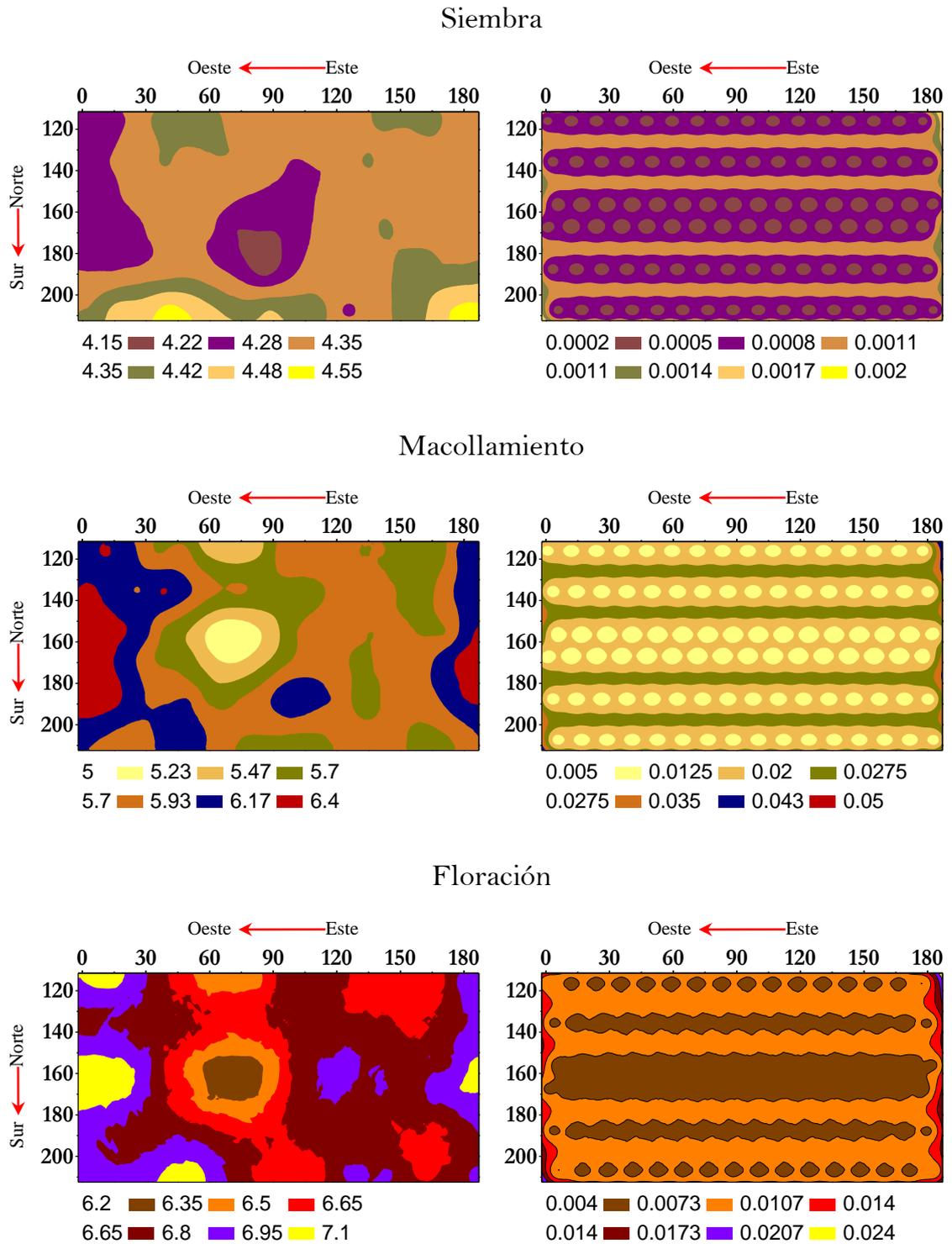
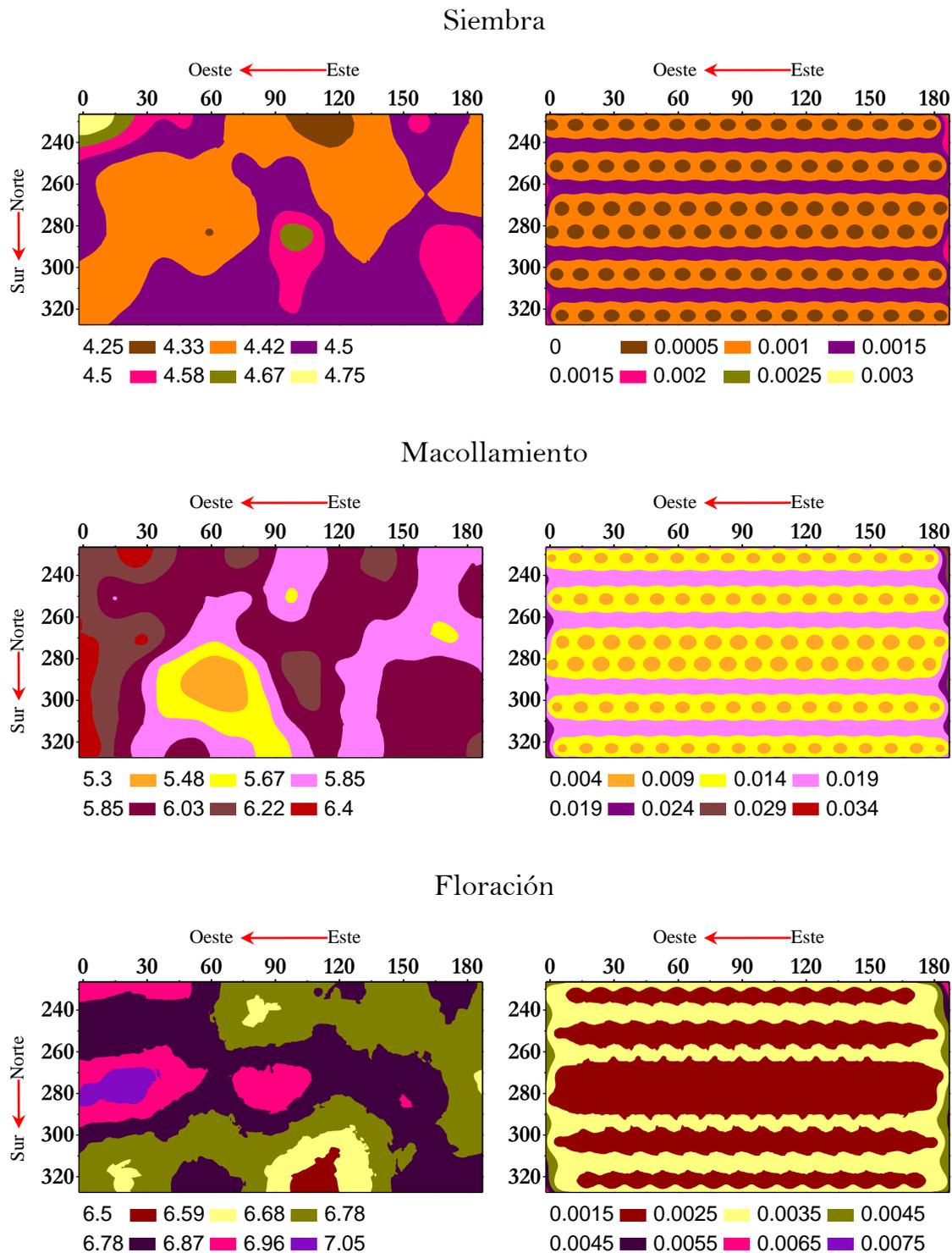


Figura 44. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable pH en la parcela con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita para los muestreos realizado al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.



4.3.1.2. Análisis estructural y estimación del E_h

A los nueve semivariogramas experimentales calculados para el potencial redox (E_h) se le pudieron ajustar modelos de tipo esférico en cinco ocasiones y circular en dos casos, siendo los dos restantes de tipo pentaesférico y exponencial. En la Tabla 75 se consigna para cada tratamiento y período estudiado el tipo de modelo teórico ajustado y el valor de los parámetros del mismo. También están reflejados en esta tabla los principales parámetros de la validación cruzada que se obtuvieron para los distintos tipos de modelos elegidos.

Tabla 75. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable E_h en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.

E_h 0 kg-ha ⁻¹ Dolomita									
Muestreo	Modelo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	%C ₀	r	EM	ECMA
Primero	Circular	9.37	48.5	57.87	42	16.2	0.635	-0.006	1.059
Segundo	Esférico	31.00	394.5	425.50	57	7.3	0.784	-0.001	0.990
Tercero	Pentaesférico	99.92	1095.2	1195.12	58	9.1	0.580	0.008	1.050
E_h 625 kg-ha ⁻¹ Dolomita									
Primero	Circular	18.01	97.9	115.91	52	15.5	0.721	0.014	1.020
Segundo	Esférico	55.18	198.2	253.38	51	21.8	0.654	0.011	1.000
Tercero	Esférico	210.50	757.3	967.80	68	21.8	0.691	0.005	1.000
E_h 1250 kg-ha ⁻¹ Dolomita									
Primero	Esférico	14.40	110.2	124.60	71	11.6	0.710	0.016	1.080
Segundo	Esférico	17.52	169.1	186.62	40	9.4	0.596	0.034	1.101
Tercero	Exponencial	65.93	982.3	1048.23	61	6.3	0.621	-0.010	0.998

Para los datos de E_h , el efecto pepita resultó inferior al 15%, del valor de la meseta, en cinco de los nueve casos estudiados e inferior al 25% en los cuatro restantes. Las discontinuidades en el origen fueron

más elevadas en los tres muestreos efectuados en la parcela a la que se aplicaron $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, así como en el primer muestreo de la parcela testigo.

En la parcela testigo y en las parcelas con los dos tratamientos de dolomita el valor de la meseta del E_h aumenta progresivamente entre los sucesivos muestreos. Este incremento es particularmente notable, por su magnitud entre las muestras tomadas durante las fases de pleno macollamiento y floración.

El alcance de los modelos de semivariogramas ajustados en las tres parcelas, para los datos de E_h oscila entre 40 y 71 m. Las mayores diferencias se observan durante la fase de aerobiosis, en la que el rango de dependencia espacial se cifra en 42 m para la parcela testigo y en 71 m para la parcela con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita. Para los muestreos efectuados durante las fases de pleno macollamiento y floración el alcance osciló entre 40 y 68 m. En dos de los tratamientos, el testigo y el que recibió $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el alcance es mayor durante la fase aeróbica que en anaerobiosis; por el contrario, en el tratamiento con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el valor del alcance durante la siembra es el más elevado de esta serie de datos.

Los resultados de la validación cruzada (Tabla 75) oscilaron entre 0.58 y 0.78, siendo en cinco de las nueve series de datos superiores a 0.65. Los coeficientes de correlación inferiores no siempre se obtuvieron en los semivariogramas que presentaron mayor efecto pepita.

La validación cruzada condujo a una media de los errores absolutos (EM) con un valor máximo de 0.034 mV. en el segundo muestreo del

tratamiento con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita y en las restantes series de datos siempre se situó mucho más próxima a cero. Los mejores resultados para este parámetro se obtuvieron en los sucesivos muestreos efectuados en la parcela testigo (Tabla 75).

Los valores del error cuadrático medio adimensional (ECMA) obtenidos por validación cruzada fueron prácticamente iguales al valor teórico en la parcela a la que se aplicaron $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, y, por lo tanto, totalmente satisfactorios. El peor resultado del error cuadrático medio adimensional (ECMA) corresponde a los datos de la parcela con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, y en particular al primer y segundo muestreo en los que se alcanzó valores de $\text{ECMA} = 1.08$ y $\text{ECMA} = 1.10$, respectivamente.

La variabilidad espacial y las fluctuaciones temporales de la parcela testigo y las parcelas tratadas con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita se presenta en las Figuras 46, 47, y 48 respectivamente. En los tres tratamientos se puede apreciar como va disminuyendo paulatinamente el valor de E_h , como consecuencia del desarrollo de condiciones anaeróbicas más intensas, tras la fase de inundación. Hay que destacar que durante la fase de macollamiento, y, como consecuencia de la heterogeneidad espacial, tanto en la parcela testigo como en la enmendada con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, se puso de manifiesto la presencia de pequeñas microregiones en las que todavía se medían valores positivos de E_h , y, por tanto, en el conjunto de la parcela se registraban al mismo tiempo condiciones aeróbicas y anaeróbicas.

Durante el primer muestreo, el valor del E_h de la parcela testigo osciló entre 540 y 575 mV, durante el segundo lo hizo entre -76 y 20 mV y durante el tercero entre -250 y -100 mV, lo que permite constatar el paso de condiciones aeróbicas a anaeróbicas y la intensidad creciente de la anaerobiosis a lo largo del ciclo vegetativo del arroz. Del mismo modo, en el tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el valor del E_h fluctuó entre 510 y 565 mV durante el primer muestreo, -55 y +20 mV durante el segundo y -260 y -140 mV durante el tercero. Por último, tras la adicción de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita la variación de E_h fue de 500 a 550 mV. durante el primer muestreo, -60 a -5 mV durante el segundo y -265 a -150 mV durante el tercero.

Estos resultados ponen claramente de manifiesto que la heterogeneidad espacial del potencial redox en todas las parcelas experimentales se va incrementando a lo largo del ciclo vegetativo del arroz. Por tanto, independientemente de la dosis de dolomita aplicada, el rango de valores de E_h que se pueden cartografiar es más reducido durante la siembra que en la fase de macollamiento, y, a su vez, es menor en esta fase que durante la floración.

Para la variable E_h , se puede apreciar, una vez más, que el patrón de distribución puesto de manifiesto en los mapas de krigado refleja el tipo y los parámetros de los semivariogramas ajustados, como cabe esperar cuando la red de muestreo en las distintas parcelas es similar. De este modo, se comprueba que la distribución espacial de los valores de E_h y la heterogeneidad de las microregiones depende del tipo de semivariograma, el efecto pepita y el alcance de los mismos.

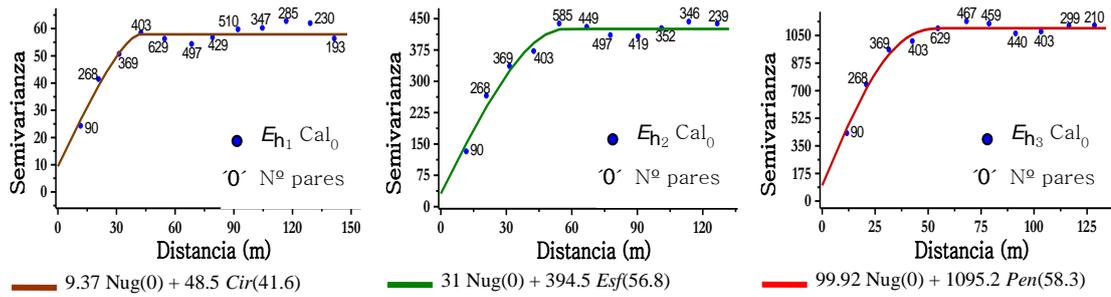
En general, la localización de los valores máximos y mínimos de E_h varía entre los sucesivos muestreos de un mismo tratamiento. No obstante, al igual que ocurría con el pH, cuando se examinan con cierto detalle los mapas de krigado que corresponden al segundo y al tercer muestreo, es decir a las etapas de pleno macollamiento y floración, se puede apreciar un cierto paralelismo entre los mismos, sobre todo en cuanto a la proximidad de las áreas en que se localizan los máximos y los mínimos, si bien el solapamiento no es completo. Por otra parte, cuando se comparan entre sí los mapas de pH y de E_h , se comprueba, que particularmente durante la fase de anaerobiosis, los máximos de la primera variable tienden a coincidir con los mínimos de la segunda y a la inversa, aunque este solapamiento no es generalizable.

En valores absolutos, las varianzas de los errores de estimación son inferiores en el primer muestreo que en el segundo y, a su vez, son muchos menores en el segundo que en el tercer muestro. Si los errores de krigado se expresan como desviación estándar, el valor máximo durante el primer muestreo es del orden de 7 mV o inferior y durante el tercer muestreo del orden de 23 mV o inferior. Por tanto la precisión de las estimas mediante krigado disminuye entre el primer y el tercer muestreo. De este modo, en el primer muestreo los coeficientes de variación de los errores de krigado son inferiores al 2%, lo que indica una estimación totalmente satisfactoria, mientras que en el tercer muestreo, aunque la estimación fue buena, los coeficientes de variación de dichos errores pueden ser del orden de un 20% en algunas microregiones.

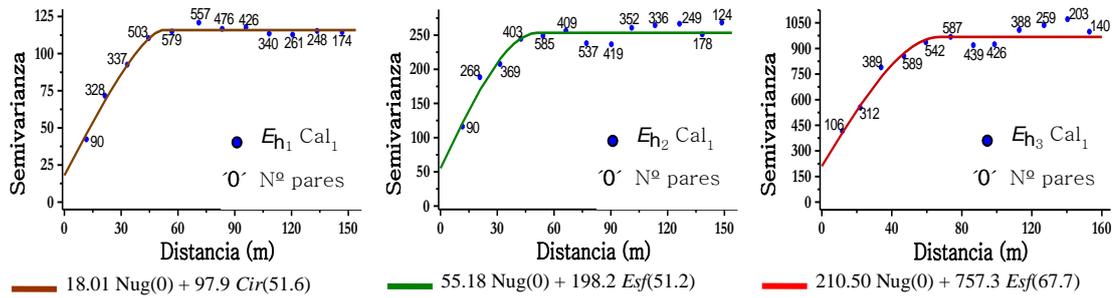
De nuevo, los mapas de la varianza de los errores de estimación presentan un aspecto mixto, con forma de "queso de Gruyere" en determinadas áreas, en particular alrededor de los puntos muestrales y bandas en aquellas otras zonas más alejadas de los mismos. También para la variable E_h se puede comprobar que la importancia relativa del área con bandas aumenta cuando el efecto pepita es relativamente alto, en concreto en los tres muestreos de la parcela con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita (con 15.5%, 21.8% y 21.8% de efecto pepita respectivamente) y en el primer muestreo de la parcela testigo con un efecto pepita igual al 16.2 % del valor de la meseta.

Figura 45. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable E_h en los muestreos realizados en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal.

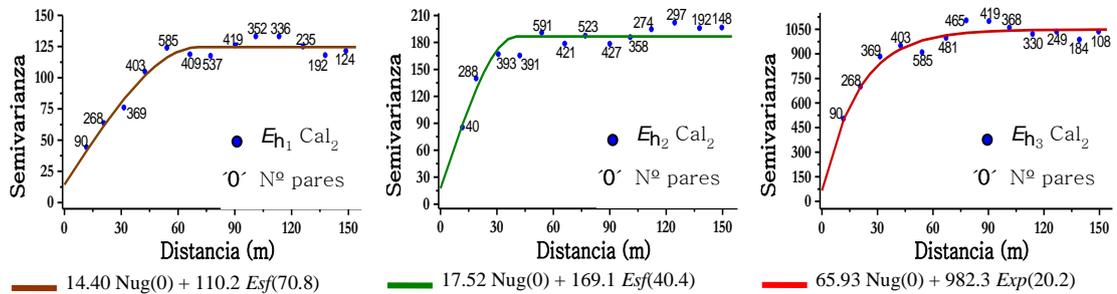
0 kg·ha⁻¹ Dolomita



625 kg·ha⁻¹ Dolomita



1250 kg·ha⁻¹ Dolomita



Muestreos: Primera — Segunda — Tercera —

Figura 46. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable E_h en los tres muestreos con la aplicación de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

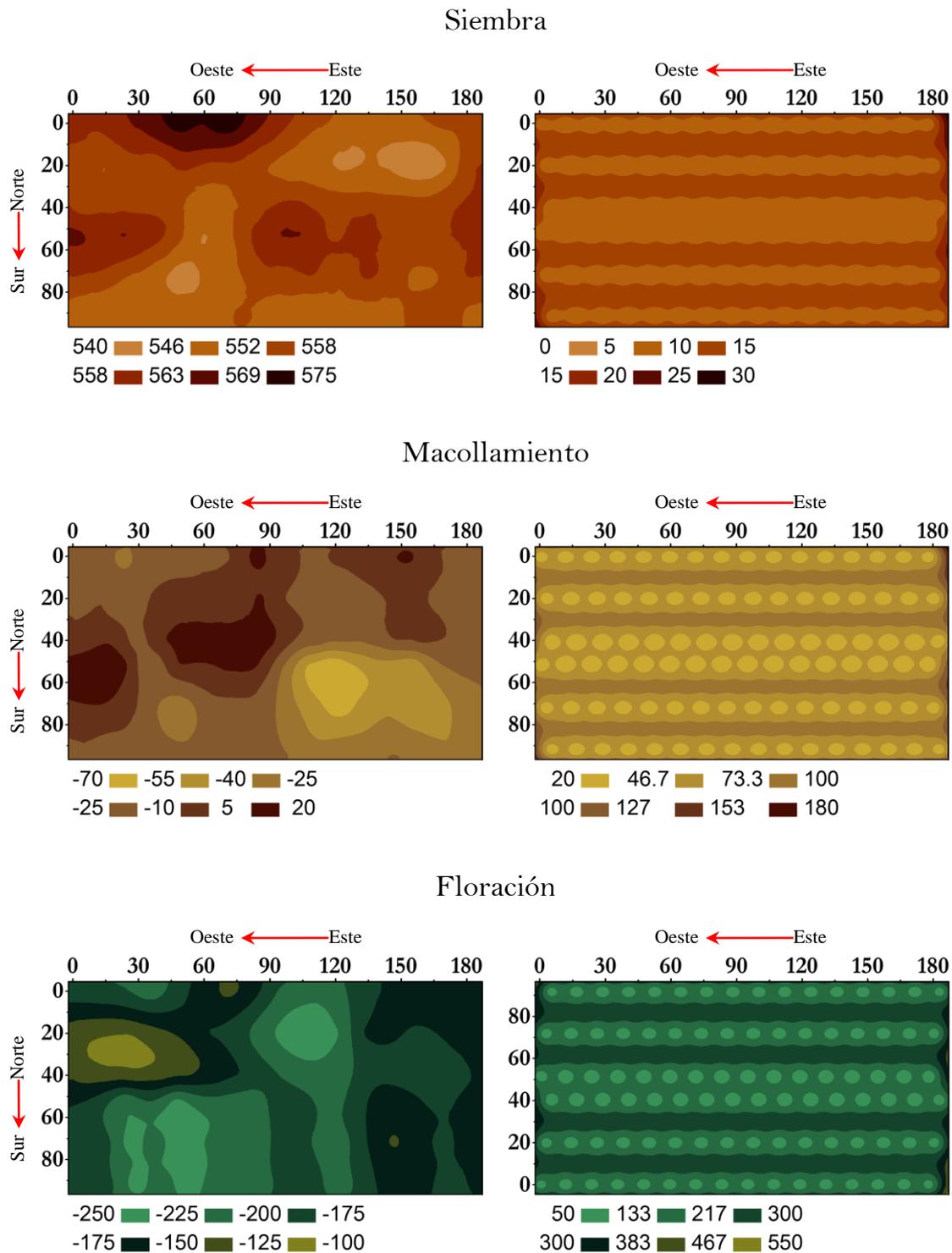


Figura 47. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable E_h con la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

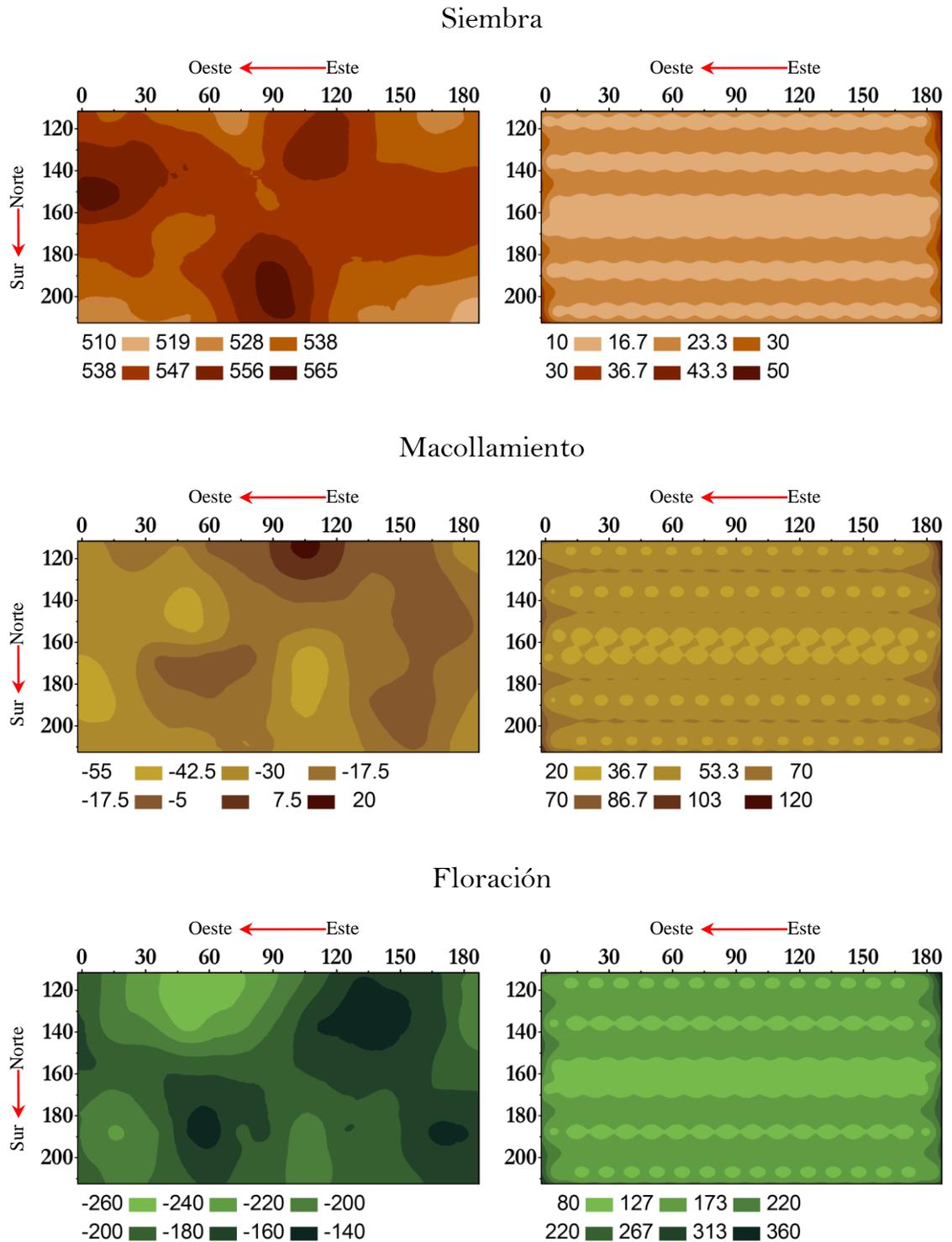
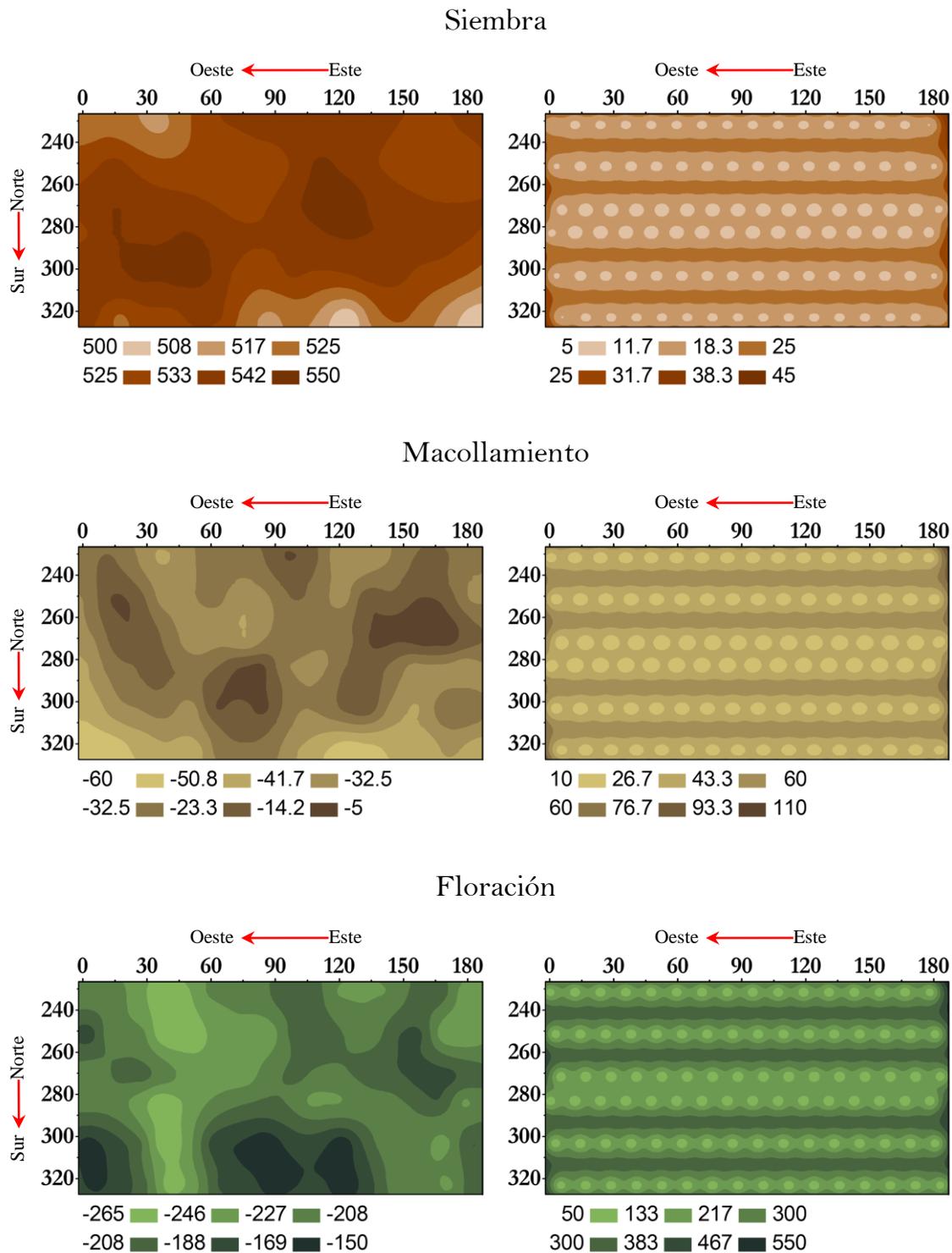


Figura 48. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable E_n con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.



4.3.2. Propiedades bioquímicas

4.3.2.1. Análisis estructural y estimación del Nitrógeno-Amonio

Los resultados del análisis estructural y el krigado para el nitrógeno amoniacal se muestran en la Tabla 76 y en las Figuras 49 a 52. De nuevo, para el $NH_4^+ - N$ el conjunto de los nueve semivariogramas de los distintos tratamientos y fechas alcanzan una meseta estable, sin necesidad de filtrar ningún tipo de tendencia y presentan una estructura espacial que se puede modelizar mediante la suma de un efecto pepita, bajo o moderado, y un componente que viene definido por un modelo teórico de semivariograma. El tipo de semivariograma ajustado, tanto en las parcelas testigo como en las que se aplicaron $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, ha sido siempre de tipo esférico. En las parcelas a las que se aplicaron $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita se ajustó un modelo de semivariograma de tipo exponencial en el primer muestreo, lineal en el segundo y pentaesférico en el tercero (Figura 49).

El efecto pepita del $NH_4^+ - N$ resultó ser inferior al 15% del valor de la meseta en siete de los nueve casos estudiados. En el segundo muestreo de las dos parcelas a las que se aplicó dolomita, el efecto pepita osciló entre 22.2 y 25%. No se observó ninguna regularidad o tendencia en cuanto al aumento o disminución de la discontinuidad espacial a pequeña escala entre sucesivas fechas de muestreo.

En las parcelas enmendadas con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita la meseta disminuyó sustancialmente entre el primer y el segundo tratamiento, para aumentar de nuevo en el tercer tratamiento, sin llegar,

de todos modos, al nivel inicial en la época de la siembra. Por el contrario, en el testigo y en la parcela con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita la meseta fue más elevada en el tercer tratamiento que en el primero. De todas formas, para el $NH_4^+ - N$, las fluctuaciones de los valores de la meseta entre diferentes fechas del mismo tratamiento o para un mismo muestreo en distintas parcelas son de pequeña magnitud, sobre todo cuando se comparan con las observadas en el caso del pH y el E_h .

El alcance de los semivariogramas ajustados osciló entre 36 y 104 m (Figura 49); no obstante las mayores diferencias en cuanto a este parámetro se registraron en la parcela con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, en donde se ajustó un modelo lineal con un alcance corto, de 36 m durante el segundo muestreo y un modelo pentaesférico con un alcance de 104 m, es decir, del orden de unas tres veces mayor tras el tercer muestreo. En la parcela testigo el alcance de los modelos esféricos ajustados fue prácticamente similar, oscilando entre 46 y 48 m. Por último, en la parcela con una aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el alcance de las estructuras ajustadas para describir la dependencia espacial del $NH_4^+ - N$ fue aumentando sucesivamente, desde 38 m en el primer muestreo hasta 67 m en el tercero, de modo que duplicó su valor.

Al analizar los resultados de la prueba de validación cruzada, se comprueba que la correlación entre valores estimados por krigado y datos experimentales fue siempre superior a 0.55 y en seis de los casos estudiados mayor de 0.65. Los dos semivariogramas con efecto pepita más elevado, 22.2 % y 25 % del valor de la meseta, presentaron coeficientes de correlación de 0.67 y 0.64 respectivamente.

La media de los errores absolutos (EM) del $NH_4^+ - N$ siempre resultó ser inferior a 0.02, es decir, muy próxima a cero. La validación cruzada, por último, condujo a unos valores de error cuadrático medio adimensional (ECMA) próximos a la unidad en algunos casos o prácticamente idénticos en la mayor parte de las series de datos estudiadas, siendo la excepción el primer muestreo de la parcela a la que se aplicó $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita para el que se obtuvo $ECMA = 1.16$. Los resultados de la validación se pueden considerar aceptables o son muy satisfactorios, en función de la proximidad al valor teórico que se obtiene para este parámetro.

Tabla 76. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable $NH_4^+ - N$ en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.

$NH_4^+ - N$ 0 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ Dolomita									
Muestreo	Modelo	C_0	C_1	C_0+C_1	a (m)	$\%C_0$	r	EM	ECMA
Primero	Esférico	1.87	13.32	15.19	48	12.3	0.703	0.015	1.000
Segundo	Esférico	1.51	14.10	15.61	46	9.7	0.718	0.018	1.003
Tercero	Esférico	1.47	24.05	25.52	47	5.8	0.694	0.009	1.090
$NH_4^+ - N$ 625 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ Dolomita									
Primero	Esférico	1.36	15.19	16.55	38	8.2	0.553	-0.009	1.166
Segundo	Esférico	3.01	9.03	12.04	58	25.0	0.643	-0.013	1.006
Tercero	Esférico	4.56	29.32	33.88	67	13.5	0.732	0.005	1.013
$NH_4^+ - N$ 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ Dolomita									
Primero	Exponencial	3.13	29.43	32.56	59	9.6	0.642	-0.016	0.967
Segundo	Lineal	2.86	10.02	12.88	36	22.2	0.670	-0.018	1.023
Tercero	Pentaesférico	2.16	14.52	16.68	104	12.9	0.772	0.008	1.002

La variabilidad espacial y las fluctuaciones temporales del $NH_4^+ - N$ en la parcela testigo y las enmendadas con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita se pueden observar en las Figuras 50 51 y 52,

respectivamente. En todos los mapas de krigado se aprecian las seis pequeñas regiones de mayor o menor extensión que han sido cartografiadas automáticamente.

En la parcela testigo el rango de contenido en $NH_4^+ - N$ osciló entre 10 y 28 $mg \cdot kg^{-1}$ durante el primer muestreo, 18 y 34 $mg \cdot kg^{-1}$ durante el segundo y 30 y 48 $mg \cdot kg^{-1}$ en el tercero, lo que pone en evidencia un aumento importante del mismo a lo largo del ciclo vegetativo del arroz, que se cifra exactamente en 20 $mg \cdot kg^{-1}$ entre la siembra y la floración. Del mismo modo, en el tratamiento con 625 $kg \cdot ha^{-1}$ de dolomita el contenido de $NH_4^+ - N$ que se pudo representar cartográficamente varió entre 20 y 38 $mg \cdot kg^{-1}$ durante el primer muestreo, 23 y 35 $mg \cdot kg^{-1}$ durante el segundo y 32 y 54 $mg \cdot kg^{-1}$ durante el tercero; en este caso los valores mínimos aumentaron de un modo sostenido, incluso entre el primer y el segundo muestreo; por término medio, entre siembra y floración el aumento del contenido en $NH_4^+ - N$ fue de 14 $mg \cdot kg^{-1}$. Tras la adicción de 1250 $kg \cdot ha^{-1}$ de dolomita, el rango de oscilación del contenido en $NH_4^+ - N$ varió entre 14 y 42 $mg \cdot kg^{-1}$ durante el primer muestreo, 20 y 36 $mg \cdot kg^{-1}$ durante el segundo y 30 a 48 $mg \cdot kg^{-1}$ durante el tercero; en este caso también se aprecia que los valores mínimos aumentan de un modo sostenido entre los sucesivos muestreos. Considerando el conjunto de todas las parcelas, se aprecia que el rango de valores del contenido en $NH_4^+ - N$ que se puede cartografiar oscila en los nueve casos estudiados entre 12 y 28 $mg \cdot kg^{-1}$, si bien con frecuencia se sitúa en el entorno de

los 16 a 18 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, y, todo ello, sin que se observe una tendencia definida a que aumente o disminuya entre las fases de siembra y macollamiento.

El patrón de distribución del contenido de $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ en los diferentes mapas de krigeados refleja el tipo de semivariogramas ajustados, siendo coherente sobre todo con el alcance de los mismos. Se aprecia, de este modo, un notable contraste entre aquellos mapas elaborados a partir de semivariogramas con alcance del orden 40 m o inferiores y el obtenido para el tercer muestreo tras la aplicación de 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, en el que se aprecia una importante continuidad.

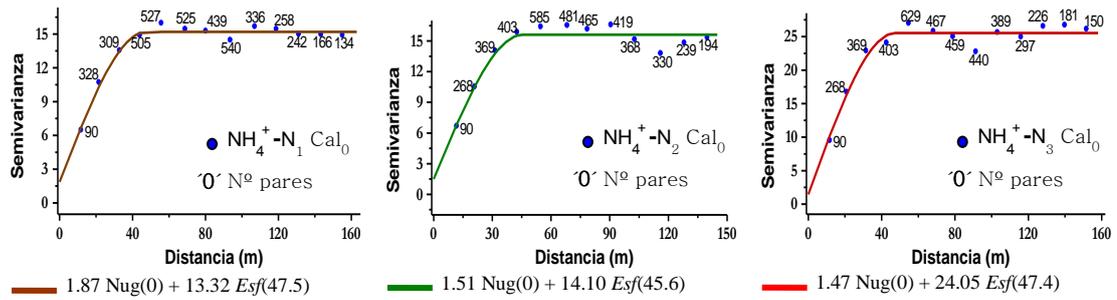
En general, la localización de los valores máximos y mínimos del $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ varía entre los sucesivos muestreos de un mismo tratamiento. Contrariamente a lo que ocurría con las variables previamente estudiadas, pH y E_h , no se aprecia paralelismo entre los mapas obtenidos en dos períodos distintos durante la fase de anaerobiosis. El contenido en $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ depende de numerosos factores como potencial redox, pH, contenido en materia orgánica del suelo, absorción radicular, etc., lo que permite explicar las notables fluctuaciones dentro de la misma parcela entre muestreos sucesivos.

Las varianzas de los errores de estimación cartografiadas presentan un valor absoluto máximo de 18 en el caso del primer muestreo del tratamiento con 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, pero en general son inferiores a la mitad de este valor máximo, es decir inferiores a 9.

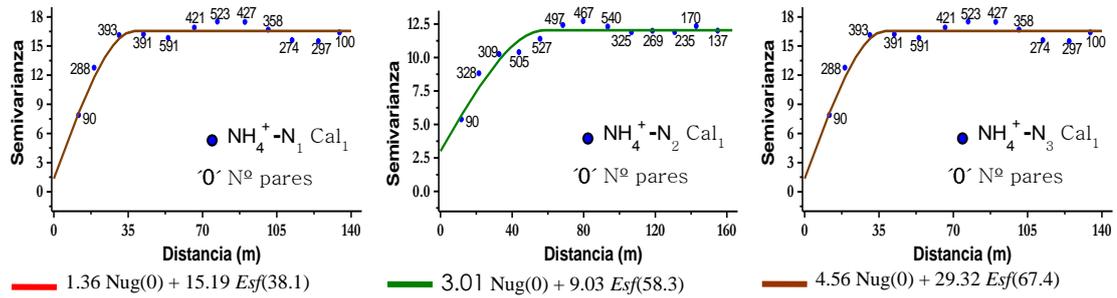
Por tanto, si los errores de krigado se expresan en términos de desviación estándar, se comprueba que el valor máximo de la misma sería del orden de 4, pero generalmente esta cifra se reduce a menos de 3. Con ello los coeficientes de variación de los errores de krigado pueden alcanzar cifras del orden del 30% durante la siembra, si bien en la mayor parte de las superficies, y, particularmente durante la floración se mantienen por debajo del umbral del 10%.

Figura 49. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ para los muestreos realizado en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal.

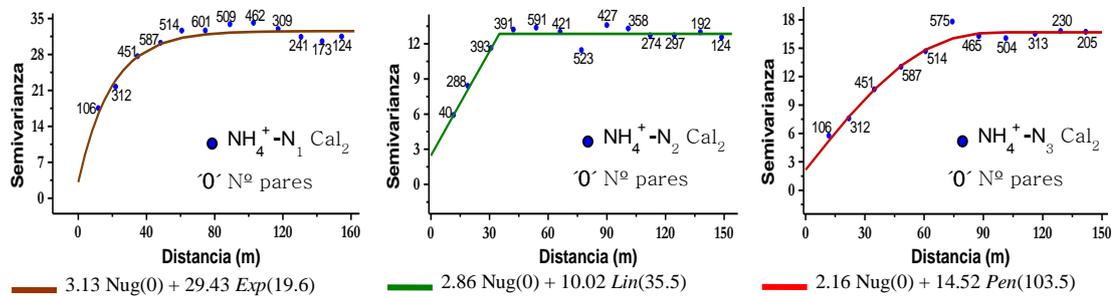
0 kg·ha⁻¹ Dolomita



625 kg·ha⁻¹ Dolomita



1250 kg·ha⁻¹ Dolomita



Muestreos: Primera — Segunda — Tercera —

Figura 50. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ con la aplicación de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

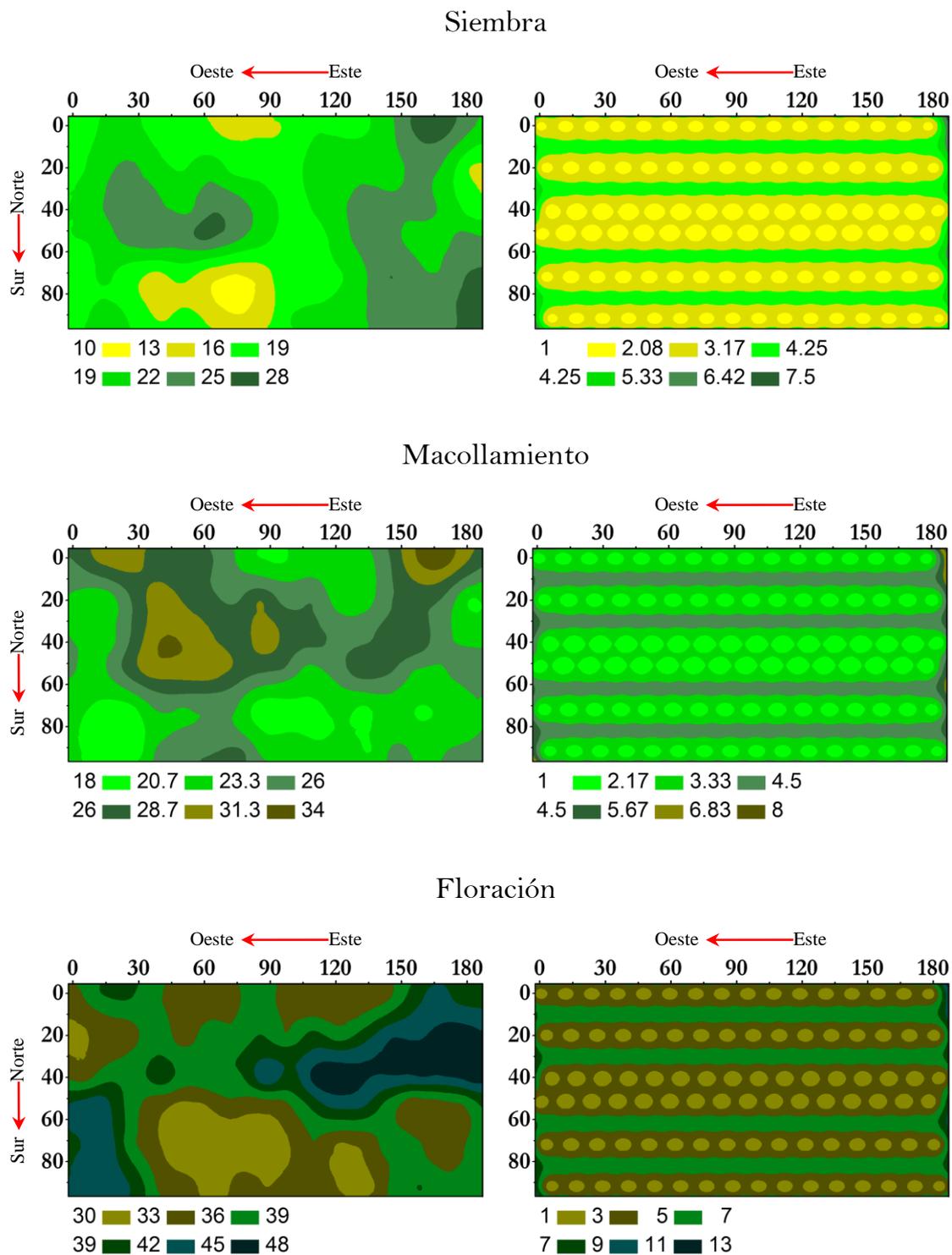


Figura 51. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ con la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

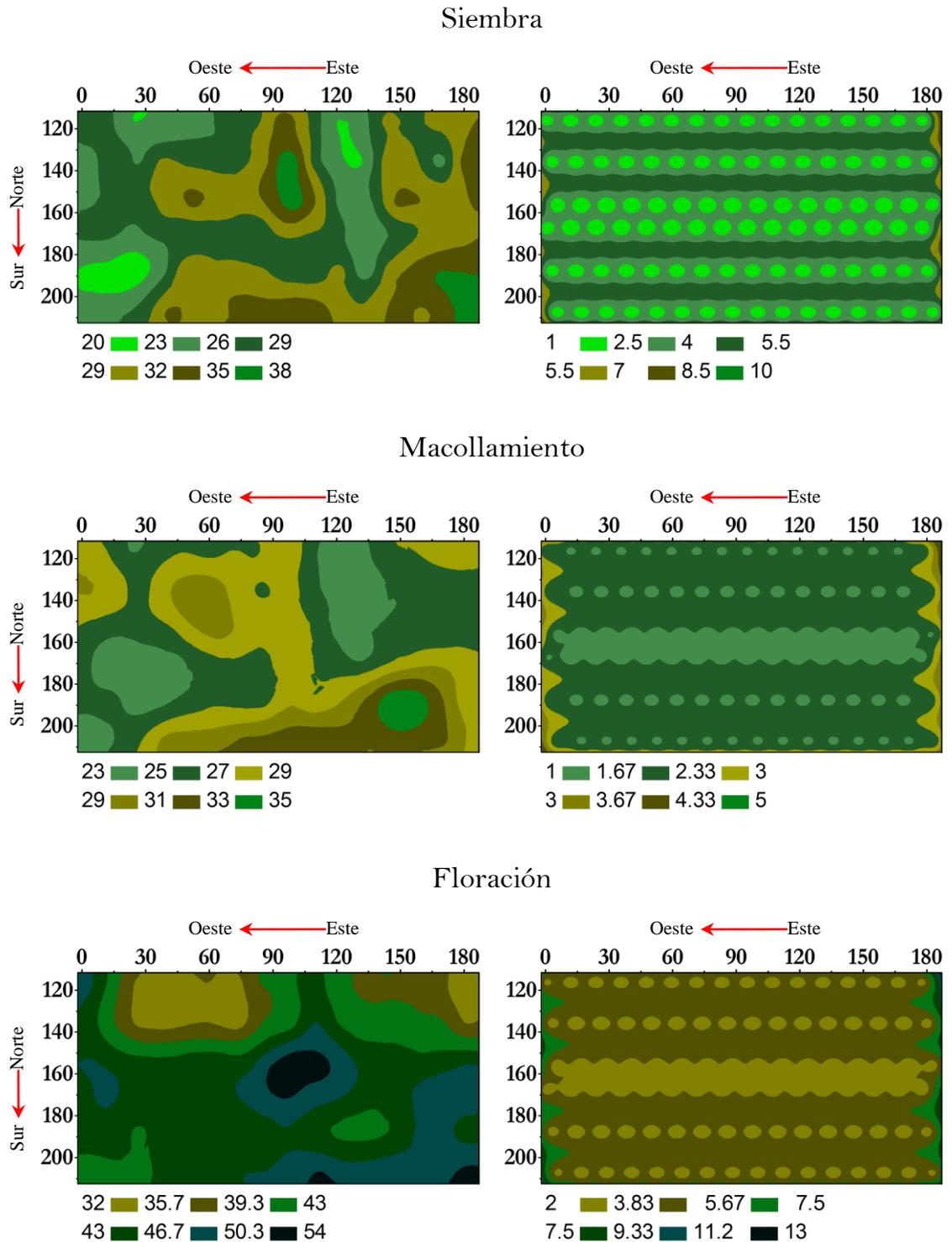
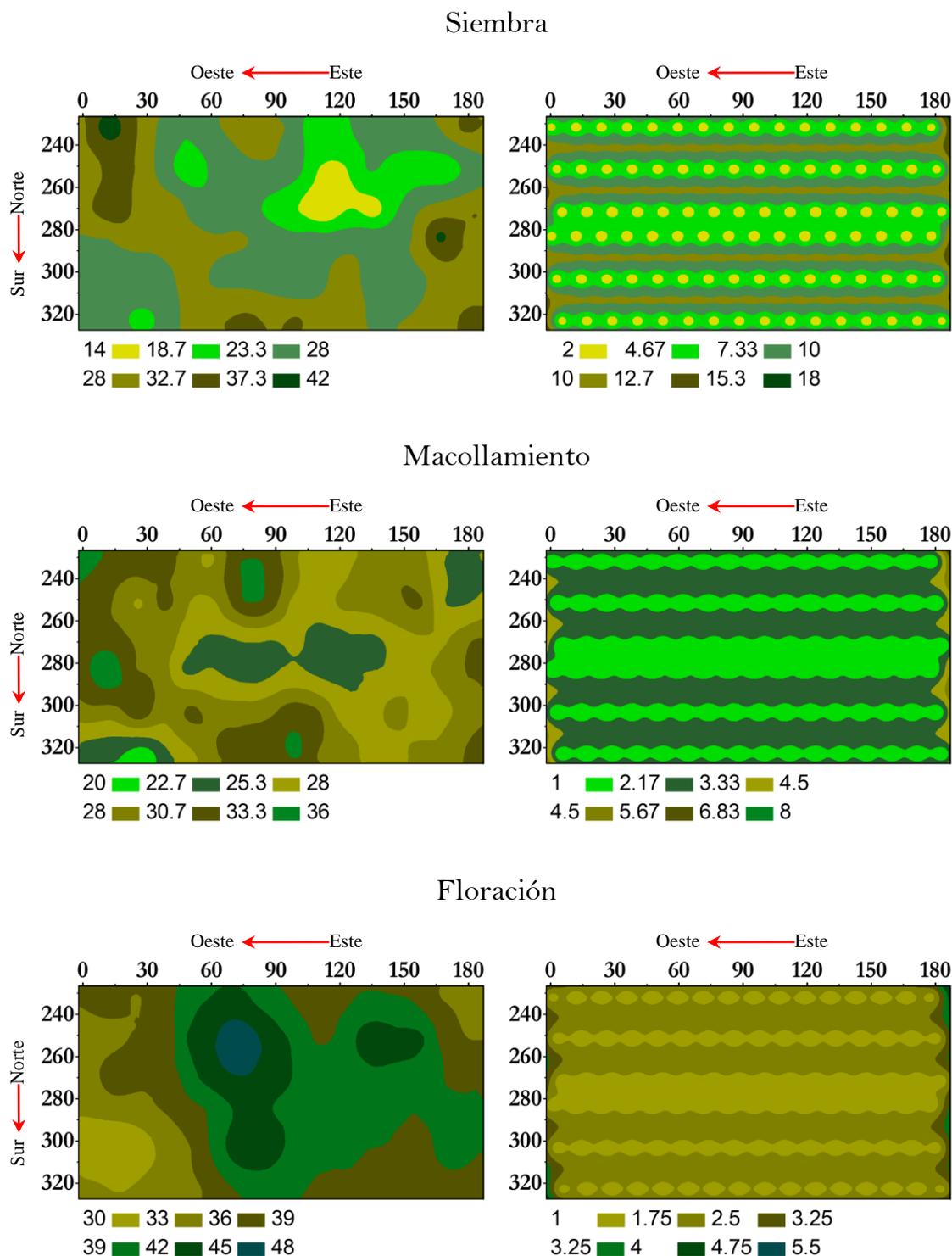


Figura 52. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.



4.3.2.2. Análisis estructural y estimación del Fósforo

Los resultados del análisis estructural y los semivariogramas experimentales ajustados a modelos teóricos y el krigado para fósforo se pueden observar en la Tabla 77 y en las Figuras 53, 54, 55 y 56. También en el caso del fósforo, los semivariogramas obtenidos para los distintos tratamientos y fechas alcanzan una meseta estable, sin necesidad de filtrar ningún tipo de tendencia y presentan una estructura espacial que se puede modelizar mediante la suma de un efecto pepita, bajo o moderado, y un componente que viene definido por un modelo teórico de semivariograma. El tipo de semivariograma ajustado ha sido de tipo esférico, en tres ocasiones, pentaesférico en dos, circular también en dos, y exponencial y lineal en una (Figura 53).

El valor del efecto pepita más importante se obtuvo en el tercer muestreo de la parcela testigo, con un 28 % del valor de la meseta, el primer muestreo de la parcela enmendada con 625 kg·ha⁻¹ de dolomita, en donde supuso un 22.6 % del valor de la meseta y el tercer muestreo de la parcela enmendada con 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita, con una cifra del 27.6% del valor de la meseta. En los restantes seis casos estudiados, la discontinuidad en el origen resultó ser inferior al 15% del valor de la meseta de los nueve casos estudiados. No se pudo verificar ninguna regularidad o tendencia en cuanto al aumento o disminución de la discontinuidad espacial a pequeña escala entre sucesivas fechas de muestreo.

Para las tres dosis de enmienda caliza se observa que el valor absoluto de la meseta es más elevado durante el segundo muestreo; es

decir entre el primer y el segundo tratamiento el valor de la meseta aumenta sustancialmente, para disminuir de nuevo entre el segundo y el tercer tratamiento, si bien dicha disminución es de menor cuantía, particularmente en la parcela a la que se le aplicaron 625 kg·ha⁻¹ de dolomita.

Tabla 77. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable P - Olsen en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.

<i>P - Olsen 0 kg·ha⁻¹ Dolomita</i>									
Muestreo	Modelo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	%C ₀	r	EM	ECMA
Primero	Circular	0.23	1.63	1.86	48	12.4	0.709	-0.037	1.050
Segundo	Esférico	0.67	4.61	5.28	67	12.7	0.753	0.009	1.003
Tercero	Circular	1.04	2.67	3.71	60	28.0	0.669	0.002	0.994
<i>P - Olsen 625 kg·ha⁻¹ Dolomita</i>									
Primero	Pentaesférico	0.49	1.69	2.18	73	22.6	0.643	-0.011	1.018
Segundo	Esférico	0.44	6.32	6.76	49	6.5	0.731	-0.003	1.044
Tercero	Esférico	0.36	2.52	2.88	54	12.5	0.726	0.022	1.006
<i>P - Olsen 1250 kg·ha⁻¹ Dolomita</i>									
Primero	Pentaesférico	0.14	2.55	2.69	59	5.3	0.746	-0.027	1.000
Segundo	Exponencial	0.43	3.17	3.60	68	11.9	0.630	-0.019	1.007
Tercero	Linear	0.87	2.28	3.15	45	27.6	0.697	0.007	1.008

El alcance de los semivariogramas ajustados al contenido en fósforo osciló entre 45 y 73 m, siendo de un orden de magnitud similar al encontrado para otras propiedades del suelo. En la parcela testigo, el rango de dependencia espacial varió entre 48 m en el primer muestreo y 67 m en el segundo, obteniéndose un valor intermedio, 60 m, durante el tercer muestreo. En la parcela que recibió una dosis de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita, el valor del alcance fue de 73 m en el primer muestreo, 49 m en el segundo y 54 m en el tercero. Con una aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita, se ajustaron modelos cuyo alcance fue de 59, 68 y 45 m,

durante el primer, segundo y tercer muestreo respectivamente. Todo ello pone de manifiesto que el alcance de los modelos de semivariograma ajustados al contenido en fósforo no se modifica entre aerobiosis y anaerobiosis siguiendo una pauta regular.

Los coeficientes de correlación de los valores estimados por krigeado y los datos experimentales que se obtienen tras la prueba de validación cruzada, para las concentraciones de *P-Olsen* fueron siempre superiores 0.60 y en cinco de los casos estudiados mayores de 0.65, lo que supone un mejor resultado que en el caso del $NH_4^+ - N$. Los tres semivariogramas con efecto pepita más elevado presentaron coeficientes de correlación inferiores a 0.70; sin embargo, el coeficiente de correlación más bajo ($r = 0.63$) se obtuvo para los datos del segundo muestreo en la parcela enmendada con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

La media de los errores absolutos (EM) del contenido en fósforo se mantuvo siempre, siendo inferior a 0.04, y, con frecuencia, inferior a 0.02 o más próxima a cero. La validación cruzada, en la parcela testigo fue totalmente satisfactoria en los tres muestreos, ya que el error cuadrático medio adimensional (ECMA) en la práctica llega a coincidir o a estar muy próximo del valor teórico. En las parcelas enmendadas con dolomita, la validación cruzada condujo a un error cuadrático medio adimensional máximo ($\text{ECMA} = 1.05$) en el primer muestreo de la parcela tratada con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, por lo que el resultado puede ser considerado como satisfactorio.

La variabilidad espacial y las fluctuaciones temporales de la concentración de *P-Olsen* en la parcela testigo y las parcelas

enmendadas con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita se presentan en las Figuras 54, 55 y 56, respectivamente. En todos los mapas de krigado se aprecian las seis pequeñas regiones de mayor o menor extensión que han sido cartografiadas automáticamente.

En la parcela testigo la concentración de *P-Olsen* osciló entre 3 y $8.5 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el primer muestreo, 7 y $17 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el segundo y 3 y $14 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ en el tercero. En el tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el contenido de *P-Olsen* que se pudo representar cartográficamente varió entre 4.5 y $10 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el primer muestreo, 8 y $19 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el segundo y 5 y $13 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el tercero. Tras la adicción de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, el rango de oscilación del contenido en *P-Olsen* oscilaba entre 5 y $12 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el primer muestreo, 9 a $17 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el segundo y 4.5 a $11 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el tercero. En los tres tratamientos los contenidos en fósforo fueron claramente más elevados durante el segundo muestreo que en el primero o en el tercero, como se pone de manifiesto considerando el conjunto de todas las parcelas, y dado que el rango de concentraciones de *P-Olsen* que se puede cartografiar oscila entre 3 y $12 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, durante el primer muestreo, entre 7 y $19 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el segundo y entre 3 y $14 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el tercero.

El patrón de distribución de la concentración de *P-Olsen* en las diferentes épocas de muestreo y tratamientos presenta algunas regularidades que se pueden destacar. Durante la siembra, en la fase de aerobiosis, los contenidos en fósforo tienden a ser más elevados en el

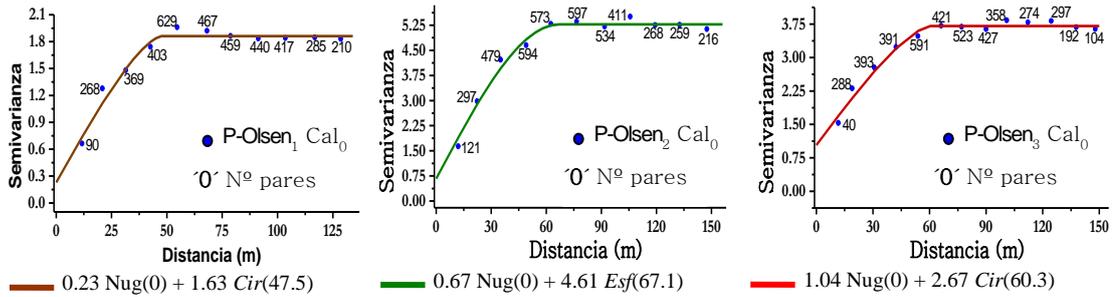
borde de la parcela que en el centro, lo que resulta particularmente visible en la parcela testigo y en la parcela con $625 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ de dolomita. Por el contrario, en el segundo muestreo las concentraciones máximas de *P-Olsen* presentan una localización preferente totalmente distinta de la que se observa en el primero. De nuevo, la posición de los valores máximos y mínimos de *P-Olsen* varía entre los sucesivos muestreos de un mismo tratamiento.

Las varianzas de los errores de estimación presentan un valor máximo de $3.4 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ en el segundo muestreo de la parcela testigo, pero en las restantes parcelas y fechas de muestreo su magnitud es de $2.0 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ o inferior. Cuando estos errores de krigado se expresan como desviación estándar, el valor máximo es inferior a $1.9 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ en el primer caso y $1.5 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ en el segundo caso.

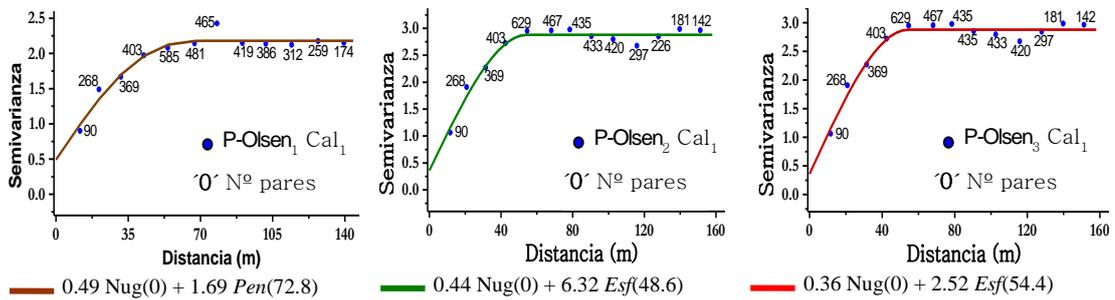
Como es habitual para las variables estudiadas en esta parcela experimental, los mapas de la varianza de los errores de estimación presentan un aspecto mixto, con aspecto de "queso de Gruyere" en determinadas áreas, en particular alrededor de los puntos muestrales y bandas en aquellas otras zonas más alejadas de los mismos. En el caso del *P-Olsen*, no obstante, se aprecia también la influencia del tipo de semivariograma y alcance, además del efecto pepita.

Figura 53. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable P - Olsen para los muestreos realizados en el momento de la siembra, pleno macollamiento y floración con distintas dosis de cal aplicados.

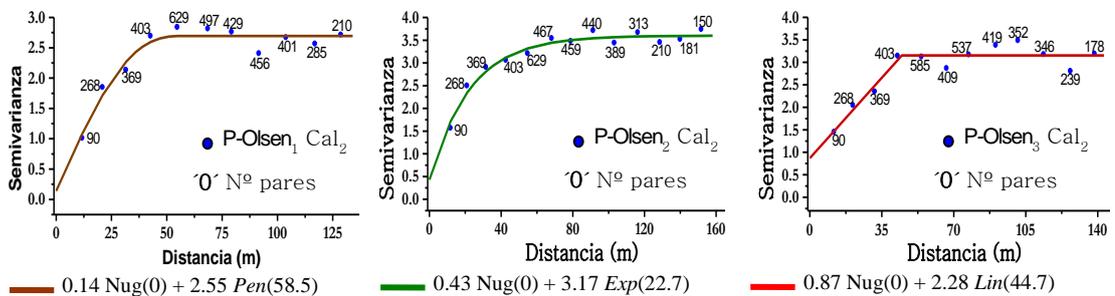
0 kg·ha⁻¹ Dolomita



625 kg·ha⁻¹ Dolomita



1250 kg·ha⁻¹ Dolomita



Muestreos Primero — Segundo — Tercero —

Figura 54. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable P - Olsen con la aplicación de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

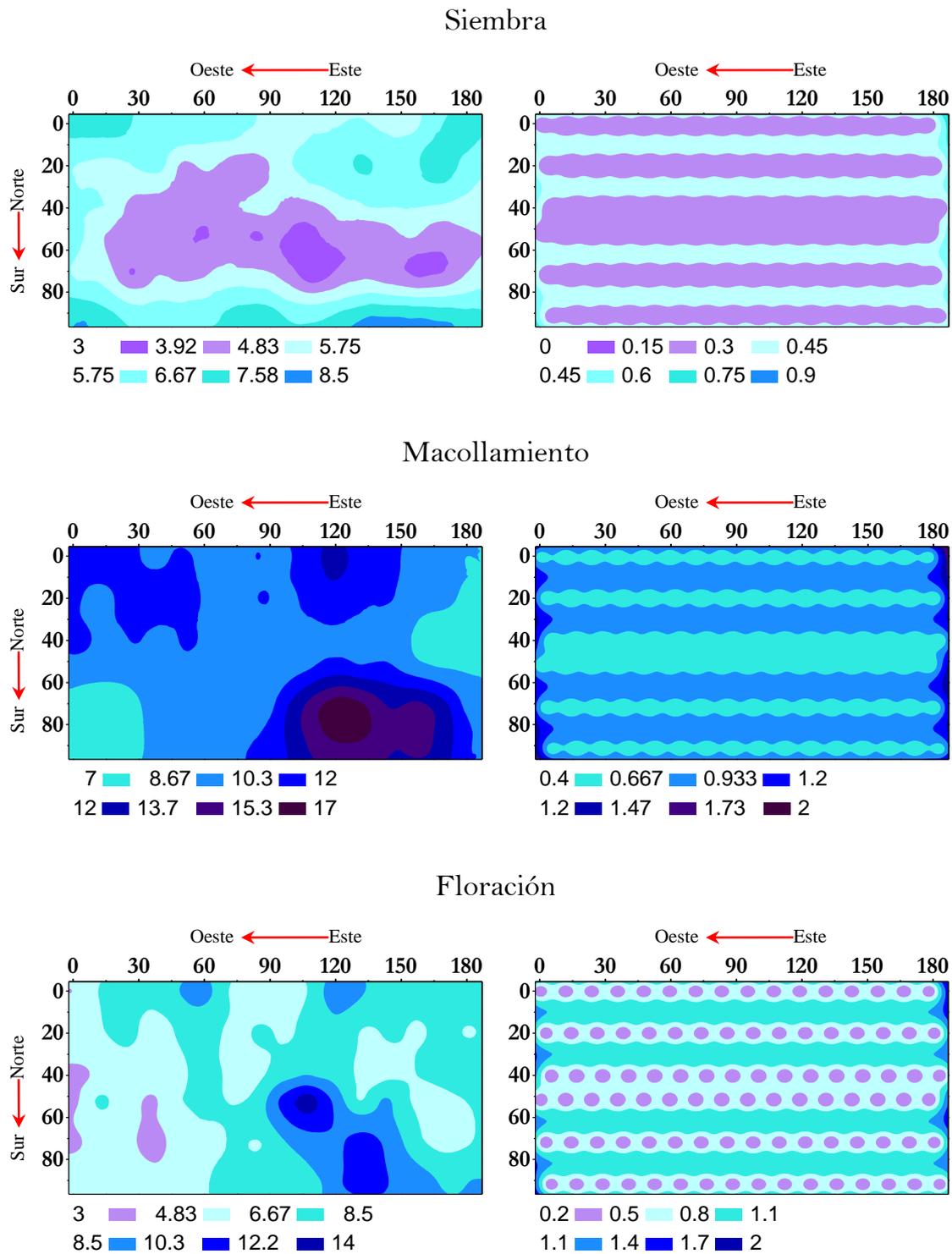


Figura 55. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable P - Olsen con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

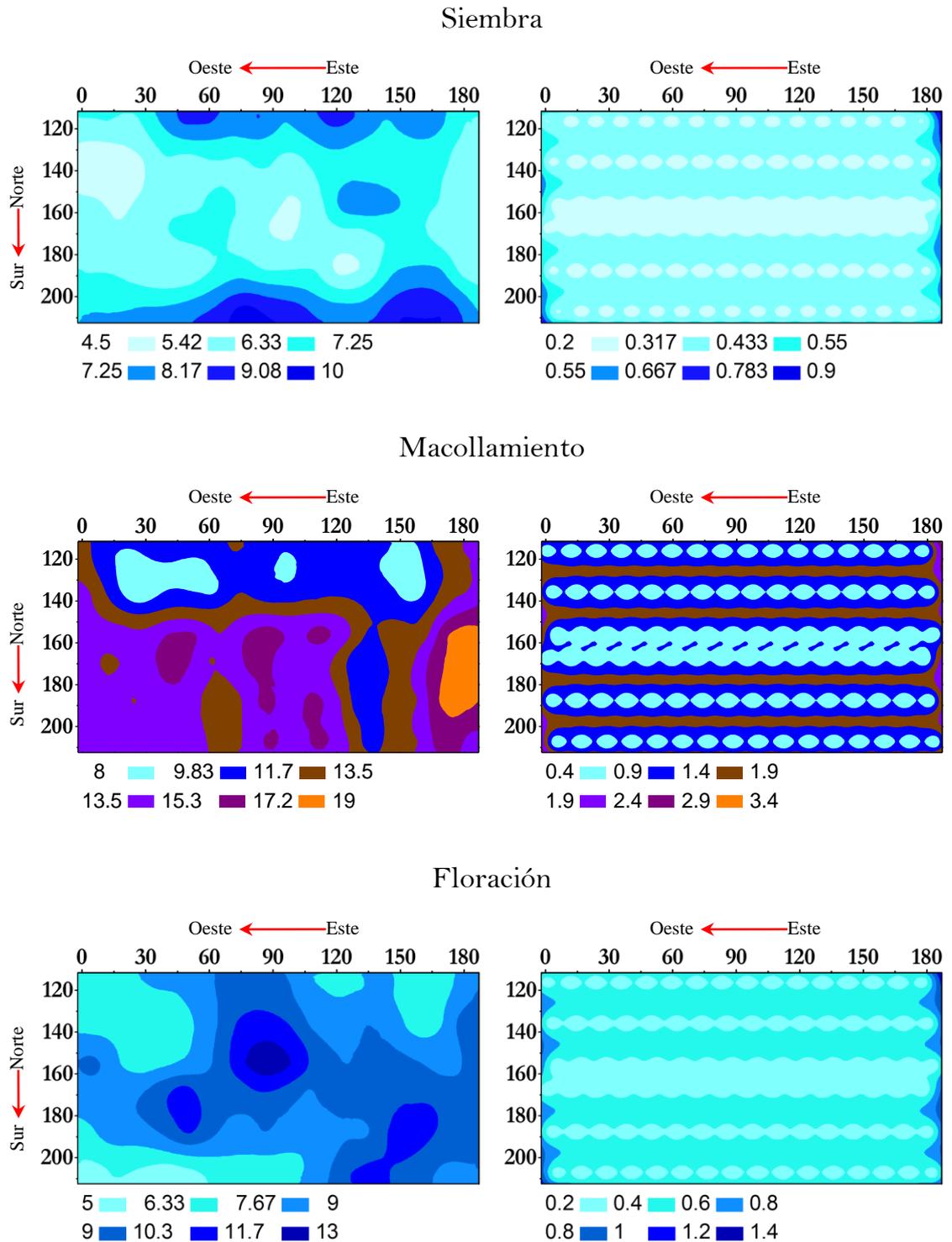
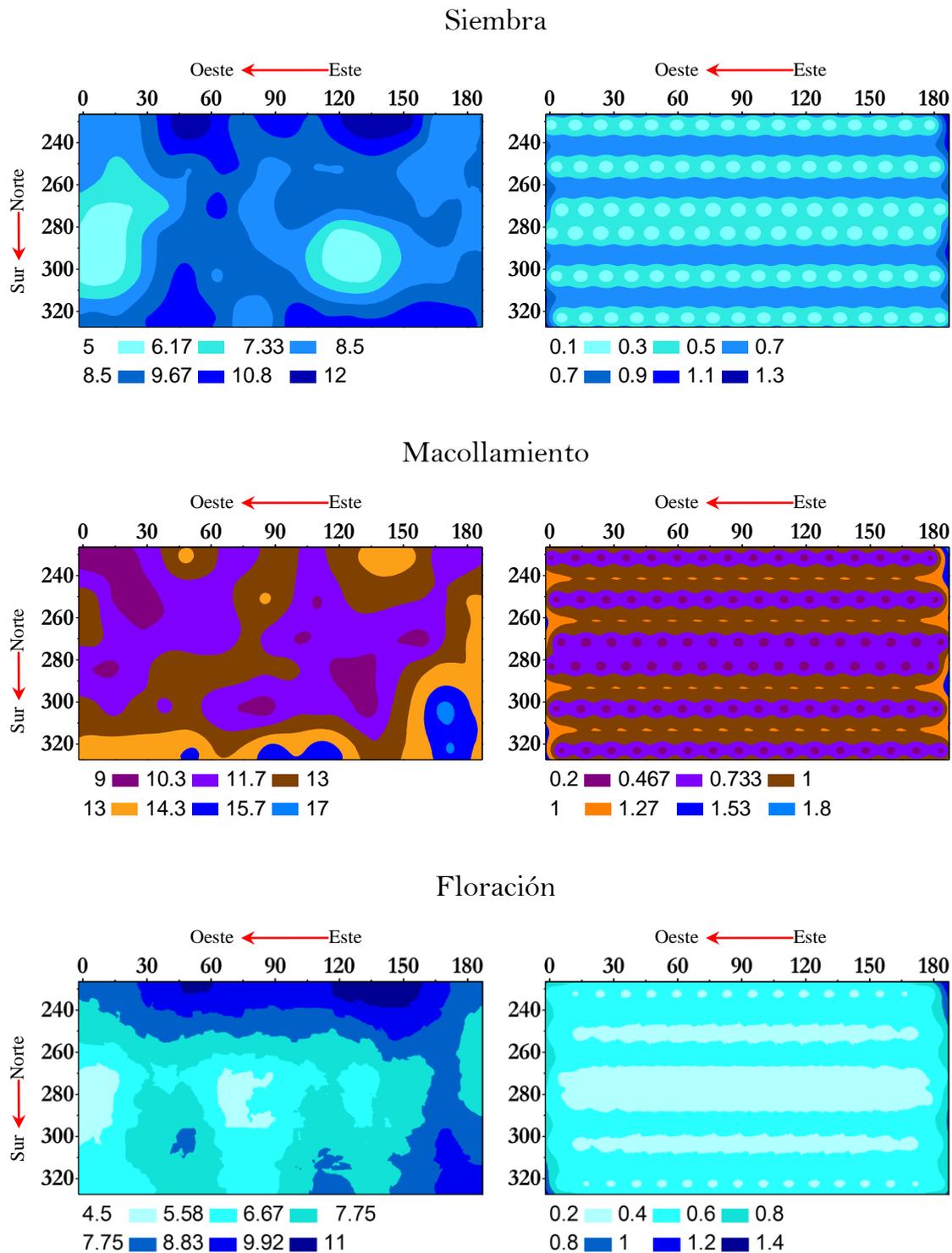


Figura 56. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable P - Olsen con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.



4.3.2.3. *Análisis estructural y estimación del Potasio*

Los resultados del análisis estructural y el kriging para el potasio se muestran en la Tabla 78 y en las Figuras 57 a 60. Los nueve semivariogramas de los distintos tratamientos y fechas alcanzan una meseta estable, sin necesidad de filtrar ningún tipo de tendencia y presentan una estructura espacial que se puede modelizar mediante la suma de un efecto pepita, bajo o moderado, y un componente que viene definido por un modelo teórico de semivariograma. Se han ajustado diversos tipos de semivariograma, siendo los más frecuentes el esférico y el pentaesférico, en tres ocasiones cada uno, seguido del exponencial en dos series de datos y el circular en un caso.

Al igual que en el caso del $NH_4^+ - N$, el efecto pepita de los semivariogramas ajustados a los datos de contenido en $K - Mehlich$ resultó ser inferior al 15% del valor de la meseta en siete de los nueve casos estudiados. En concreto, el efecto pepita ascendió a 21.4 % del valor de la meseta durante el segundo muestreo en la parcela testigo y a 23.4% del valor de la meseta en el tercer muestreo de la parcela a la que se aplicaron $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ dolomita. No se observó regularidad o tendencia en cuanto al aumento o disminución de la discontinuidad espacial a pequeña escala entre sucesivas fechas de muestreo, excepto en la parcela con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ dolomita en donde el efecto pepita se fue reduciendo en los sucesivos muestreos a lo largo del periodo vegetativo.

En la parcela testigo el valor absoluto de la meseta disminuyó por un factor del orden de dos, aproximadamente, entre el primer muestreo y el segundo y nuevamente se redujo por un factor del orden de tres entre

el segundo y el tercer muestreo. Esta disminución regular de la meseta de los semivariogramas de K entre la siembra y la floración observada en la parcela testigo no se puso de manifiesto en las dos parcelas que se enmendaron con dolomita. En efecto, tanto en la parcela con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ como en la parcela con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el valor de la meseta aumentó entre el primer y segundo tratamiento considerablemente, llegando a duplicarse prácticamente en la parcela a la que se aplicó una menor cantidad de dolomita.

En los dos tratamientos con dolomita, el valor absoluto de la meseta durante el tercer muestreo, es decir en la época de floración, disminuyó notablemente con respecto al segundo muestreo, efectuado en la época de macollamiento. En definitiva, para el potasio, las fluctuaciones de los valores de la meseta entre diferentes fechas del mismo tratamiento han sido de magnitud muy superior a las observadas para los restantes elementos nutritivos mayoritarios, nitrógeno amoniacal y fósforo.

El alcance de los modelos de semivariogramas ajustados osciló entre 48 y 53 m en el primer muestreo, entre 50 y 76 m en el segundo muestreo y entre 67 y 73 m en el tercer muestreo. Por lo tanto, independientemente de la dosis de dolomita, el rango de dependencia espacial tiende a aumentar entre el primer y el tercer muestreo, si bien en la parcela testigo, el alcance es mayor en pleno macollamiento, es decir, durante el segundo muestreo. La evolución del alcance del contenido en potasio presenta una cierta similitud con la observada para el pH, si bien las magnitudes de este parámetro son diferentes para las dos variables.

Tabla 78. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable *K - Mehlich* para los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.

K - Mehlich 0 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Muestreo	Modelo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	%C ₀	r	EM	ECMA
Primero	Circular	5.77	45.46	51.23	52	11.3	0.700	0.009	1.096
Segundo	Pentaesférico	5.48	20.12	25.60	76	21.4	0.676	0.003	0.993
Tercero	Pentaesférico	0.26	7.75	8.01	67	3.3	0.765	-0.024	1.037
K - Mehlich 625 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Primero	Esférico	2.48	36.33	38.81	48	6.4	0.740	-0.006	1.011
Segundo	Esférico	4.93	85.23	90.16	50	5.5	0.756	0.035	1.012
Tercero	Pentaesférico	1.46	4.76	6.22	73	23.4	0.588	-0.007	1.081
K - Mehlich 1250 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Primero	Exponencial	4.60	33.10	37.70	53	12.2	0.562	0.021	1.000
Segundo	Esférico	5.00	55.63	60.63	54	8.2	0.762	0.000	0.998
Tercero	Exponencial	0.57	9.89	10.46	68	5.4	0.643	-0.018	1.021

Tras la prueba de validación cruzada, se comprueba que la correlación entre valores estimados por krigado y datos experimentales para el *K - Mehlich* fue siempre superior a 0.56 y en seis de los casos estudiados mayor de 0.65, valores que son muy similares a los obtenidos para el del $NH_4^+ - N$. Los dos semivariogramas con efecto pepita más elevado, 21.4 % y 23.4 % del valor de la meseta, presentaron coeficientes de correlación de 0.67 y 0.58 respectivamente.

La media de los errores absolutos (EM) del contenido en potasio siempre resultó ser inferior a 0.035, es decir, suficientemente próxima a cero, y en la mayor parte de los casos fue inferior a 0.01. La validación cruzada condujo a unos valores de error cuadrático medio adimensional (ECMA) próximos a la unidad en la mayor parte de las series de datos estudiadas, de modo que los que se alejaban más del valor teórico fueron

los correspondientes al primer muestreo de la parcela testigo ($ECMA = 1.096$ y el tercer muestreo de la parcela a la que se aplicaron $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita ($ECMA = 1.081$). Por tanto, los resultados de la validación se pueden considerar aceptables, dada la proximidad al valor teórico que se obtiene para este parámetro.

La variabilidad espacial y las fluctuaciones temporales del contenido en potasio estimadas por krigado en la parcela testigo y las enmendadas con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita se pueden observar en las Figuras 57, 58, 59 y 60, respectivamente. En todos los mapas de krigado se aprecian las seis pequeñas regiones de mayor o menor extensión que han sido cartografiadas automáticamente.

En la parcela testigo la concentración de *K-Mehlich* varió entre 25 y $65 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el primer muestreo, 24 y $40 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el segundo y 13 y $25 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ en el tercero. En el tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el contenido de *K-Mehlich* que se pudo representar cartográficamente varió entre 30 y $65 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el primer muestreo, 25 y $60 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el segundo y 14 y $23 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el tercero. Tras la adicción de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, el rango del *K-Mehlich* biodisponible osciló entre 40 y $66 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el primer muestreo, de 25 y $60 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el segundo y de 12 a $23 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el tercero. Tanto en la parcela testigo como en las enmendadas con caliza, se obtuvieron contenidos en *K-Mehlich* más bajos durante el segundo muestreo que en el primero, pero la

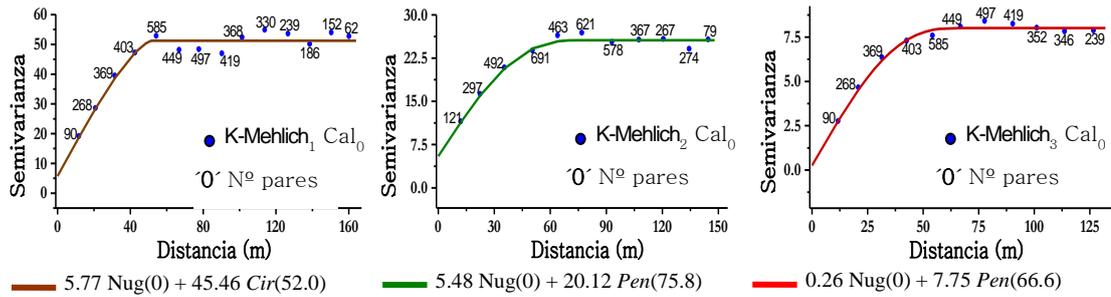
disminución del contenido en potasio fue más importante entre el segundo y el tercer muestreo.

La localización de los valores máximos y mínimos de *K-Mehlich* varía entre los sucesivos muestreos de un mismo tratamiento, de modo que no se puede observar un patrón de variación general. No se observan similitudes o solapamientos claros entre los mapas de *K-Mehlich* y variables previamente estudiadas como pH y E_h .

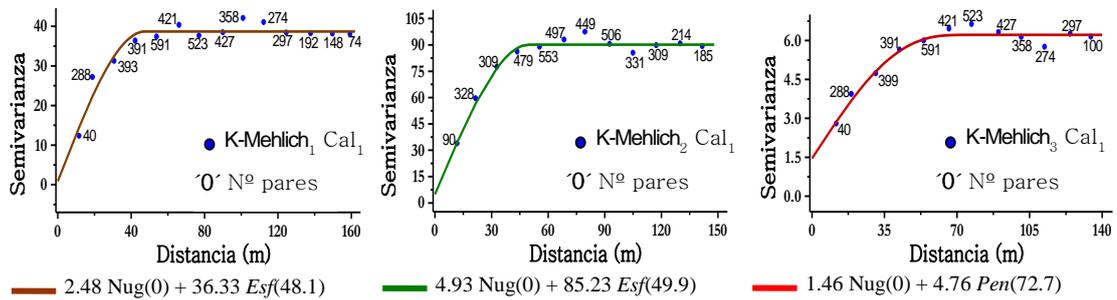
Las varianzas de los errores de estimación cartografiadas presentan un valor absoluto máximo de $45 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, como se puede observar en el segundo muestreo del tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita. En el tercer muestreo, en el que claramente se registraron valores menores de *K-Mehlich*, independientemente del tratamiento con dolomita el valor de la varianza de los errores de estimación fue siempre inferior a $5.5 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$. De estos datos se deduce que los coeficientes de variación de los errores de krigeado fueron en todas las parcelas inferiores al 20%, y que en general se encontraron por debajo del 10 %, incluyendo la fase de floración.

Figura 57. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable K-Mehlich para los muestreos realizado en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas

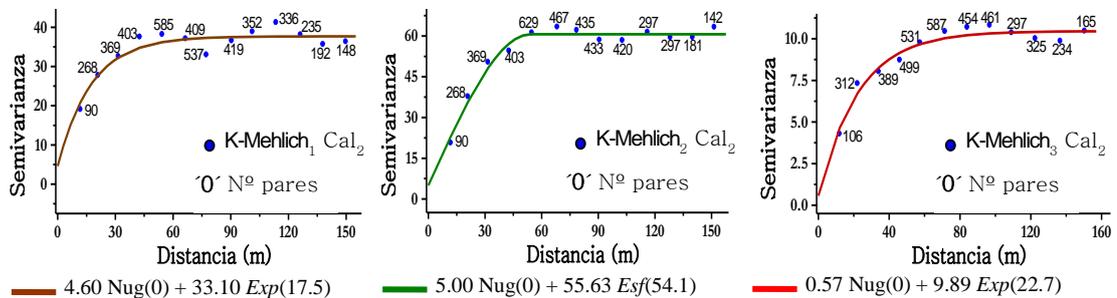
0 kg·ha⁻¹ Dolomita



625 kg·ha⁻¹ Dolomita



1250 kg·ha⁻¹ Dolomita

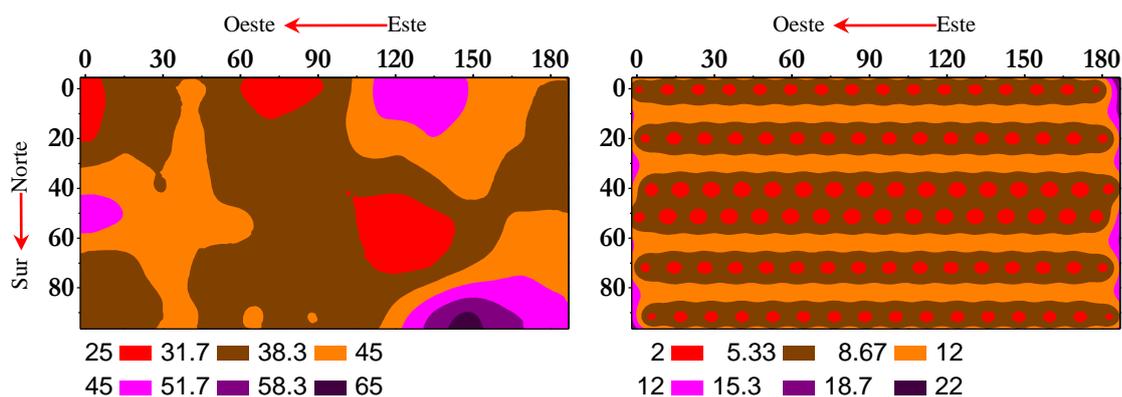


Muestreos Primero — Segundo — Tercero —

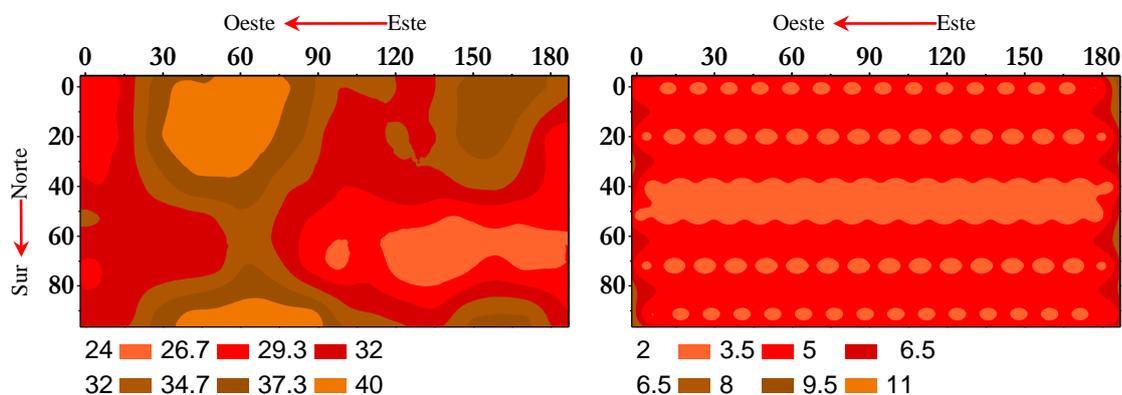
dosis de cal aplicados.

Figura 58. Mapas de estimación por kriging en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable K - Mehlich con la aplicación de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

Siembra



Macollamiento



Floración

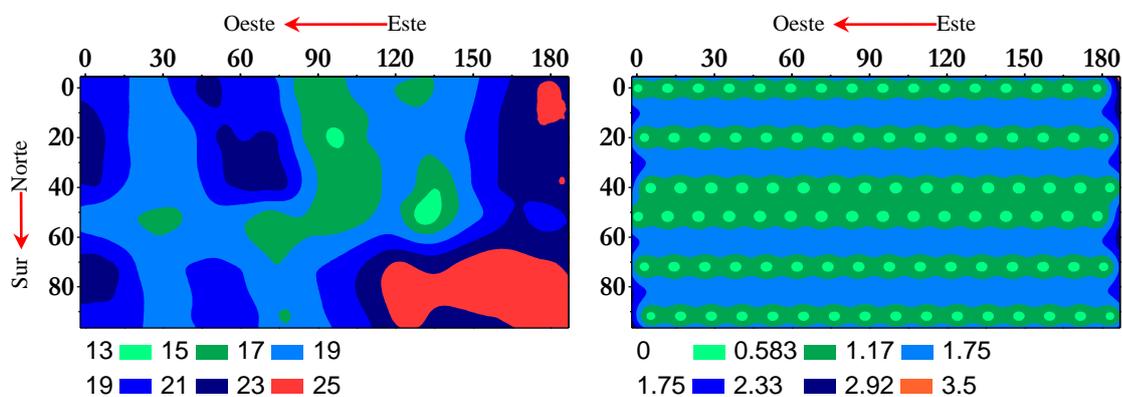


Figura 59. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable K - Mehlich con la aplicación de 625 kg-ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

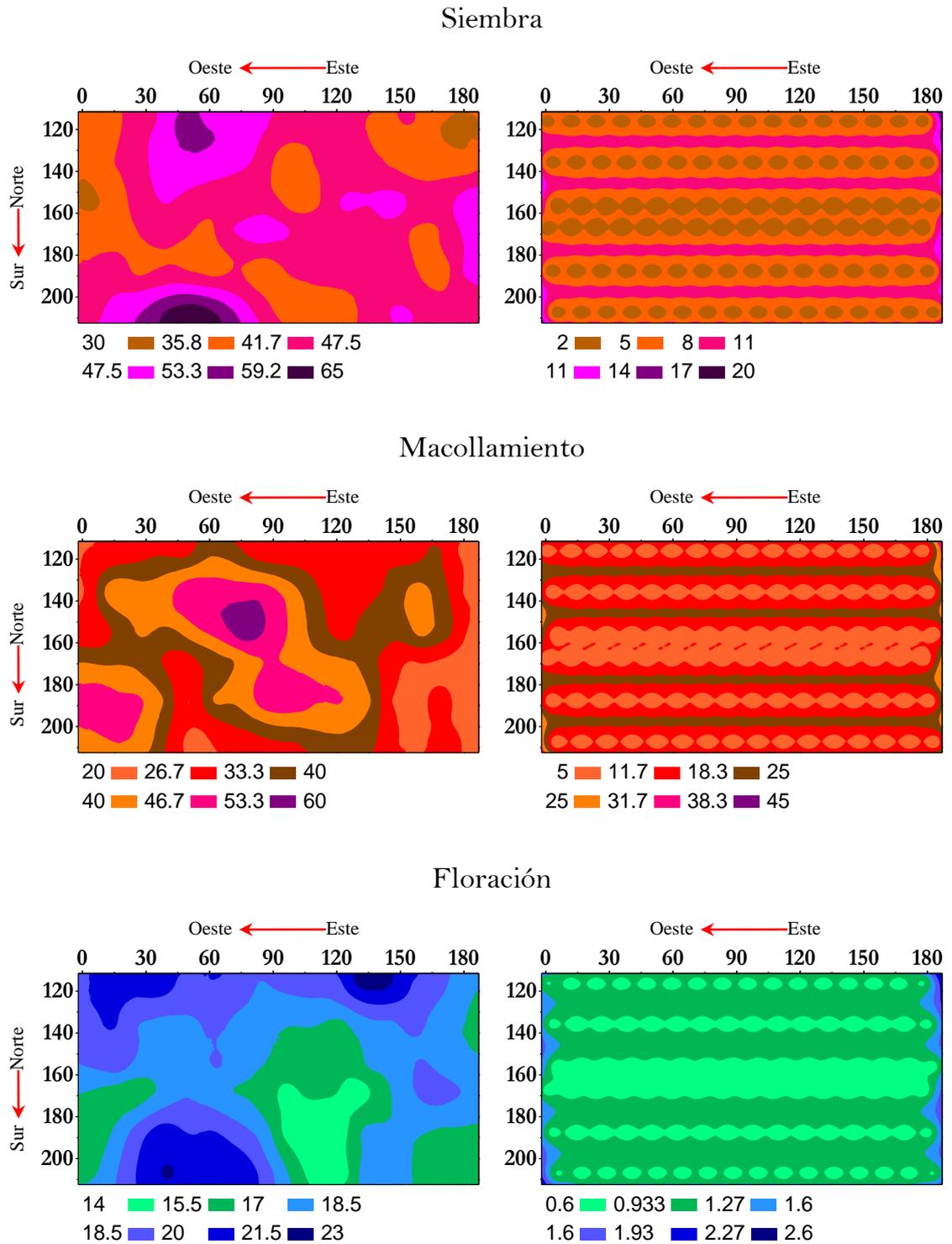
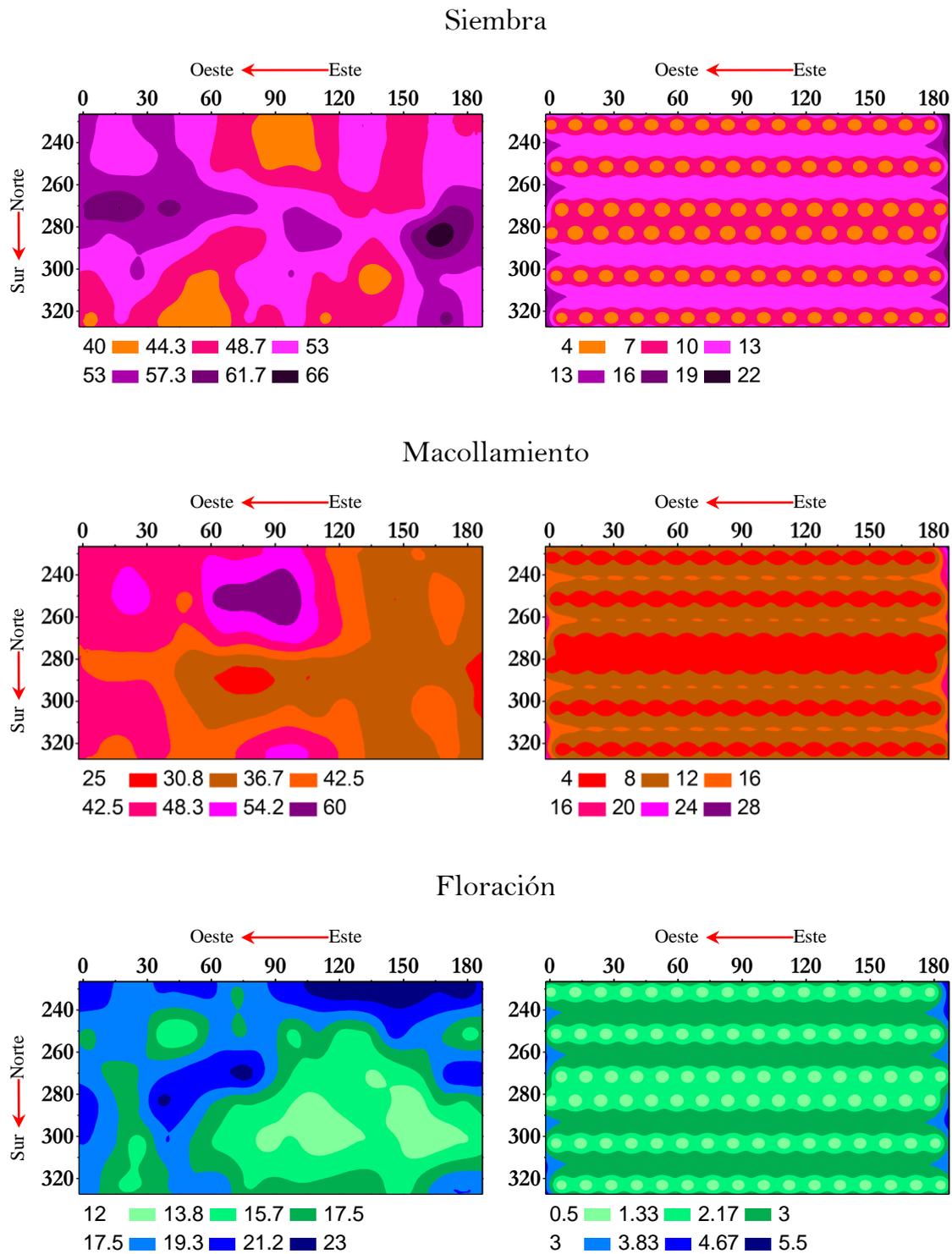


Figura 60. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable K - Mehlich con la aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.



4.3.2.4. *Análisis estructural y estimación del Hierro*

Los resultados del análisis estructural y el krigado para hierro disponible se muestran en la Tablas 79 y en las Figuras 61 a 64. Al igual que en los casos anteriores, el conjunto de los nueve semivariogramas experimentales, calculados para los tres tratamientos con dolomita y estadios vegetativos, alcanzan una meseta estable, sin efectuar previamente el filtrado de una tendencia y presentan una estructura espacial que se puede modelizar mediante la suma de un efecto pepita, en este caso de magnitud muy baja, y un componente estructurado, que viene definido por un modelo teórico de semivariograma. El tipo de semivariograma ajustado en las parcelas testigo ha sido de tipo esférico y en total se ajustaron siete semivariogramas de tipo esférico y dos de tipo circular. Los modelos de tipo circular se ajustaron a los resultados del tercer muestreo en la parcela a las que se aplicaron $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita y del segundo muestreo en la parcela con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

El efecto pepita del contenido en hierro disponible resultó ser inferior al 15% del valor de la meseta para los nueve semivariogramas. Este resultado pone de manifiesto la idoneidad de la red de muestreo para evaluar la variabilidad espacial del contenido en hierro y la escasa heterogeneidad de esta variable a distancias menores que la mínima o más corta de la red de muestreo. En realidad, el valor más elevado de efecto pepita, que ascendió a 13.8% del valor de la meseta, se obtuvo en el primer muestreo de la parcela con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita y en cinco de los nueve casos estudiados, el valor de la discontinuidad en el origen

no superó el 10% del valor de la meseta. No se observó ninguna regularidad o tendencia en cuanto al aumento o disminución de la discontinuidad espacial a pequeña escala entre sucesivas fechas de muestreo.

Tabla 79. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable Fe - Mehlich en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.

Fe - Mehlich 0 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Muestreo	Modelo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	%C ₀	r	EM	ECMA
Primero	Esférico	29.99	243.2	273.19	47	11.0	0.710	-0.009	1.004
Segundo	Esférico	284.95	5283.4	5568.35	56	5.1	0.746	0.003	1.083
Tercero	Esférico	250.00	3626.0	3876.0	50	6.4	0.690	0.003	1.099
Fe - Mehlich 625 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Primero	Esférico	18.10	243.1	261.20	51	6.9	0.763	-0.003	0.983
Segundo	Esférico	1165.96	9396.4	10562.36	52	11.0	0.723	-0.006	1.004
Tercero	Circular	1278.70	12364.6	13643.30	46	9.4	0.713	-0.002	1.068
Fe - Mehlich 1250 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Primero	Esférico	39.6	246.5	286.1	43	13.8	0.645	0.015	1.046
Segundo	Circular	885.5	10130.8	11016.3	42	8.0	0.736	0.003	1.040
Tercero	Esférico	13166.5	120787.5	133954.0	53	10.9	0.740	-0.017	0.994

En la parcela testigo, y en términos absolutos, el valor de la meseta se incrementó notablemente, en un factor superior a 10, entre el primer muestreo y el segundo, mientras que entre el segundo y el tercer muestro se mantuvo dentro de un orden de magnitud similar. En las dos parcelas tratadas con dolomita el valor absoluto de la meseta se incrementó notablemente no solo entre el primer y el segundo muestreo, sino entre el segundo y el tercero. Tanto en la parcela a la que se aplicó una dosis de 625 kg·ha⁻¹, como en la que recibió 1250 kg·ha⁻¹, las fluctuaciones de los valores de la meseta entre diferentes fechas del

mismo tratamiento fueron las más elevadas del conjunto de variables estudiadas.

El alcance de los semivariogramas ajustados fue relativamente similar, dado que osciló entre 42 y 56 m. En la parcela testigo el alcance se cifró en 47, 56 y 50 m durante el primer, segundo y tercer muestreo, respectivamente. En la parcela a la que se aplicaron $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, las cifras para el primer, segundo y tercer muestreo fueron 51, 52 y 46 m, respectivamente. Por último, en la parcela con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el alcance ascendió a 43, 42 y 53 m, respectivamente. No se aprecia ninguna regularidad en cuanto a la tendencia a variar, aumentando o disminuyendo, del parámetro alcance en función de la fecha de muestreo.

La correlación entre valores estimados por krigeado y datos experimentales obtenidos por validación cruzada fue elevada, siempre mayor que 0.64 y superior a 0.7 en siete de los nueve casos estudiados. Este resultado está en consonancia con la pequeña magnitud del efecto pepita. El coeficiente de correlación más bajo ($r = 0.645$) se obtuvo para el semivariograma con efecto pepita más elevado, un 13.8% del valor de la meseta, en el caso del primer muestreo del tratamiento con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.

La media de los errores absolutos (EM) del hierro disponible siempre resultó ser inferior a 0.017, e incluso en los dos primeros tratamientos se mantuvo por de bajo del valor de 0.01, es decir, se trata de un valor muy pequeño, que en la práctica no difiere del valor ideal de cero. La validación cruzada, por último, condujo a unos valores de error

cuadrático medio adimensional (ECMA) próximos a la unidad. En efecto el valor que más se alejaba del teórico correspondió al tercer muestreo de la parcela testigo (**ECMA** = 1.099), siendo en los restantes casos las diferencias inferiores a esta cifra.

La variabilidad espacial y las fluctuaciones temporales del hierro biodisponible en la parcela testigo y las enmendadas con 625 kg·ha⁻¹ y 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita se pueden observar en las Figuras 62, 63 y 64, respectivamente. En todos los mapas de krigeado se aprecian las seis pequeñas unidades de mayor o menor extensión que han podido ser cartografiadas automáticamente.

En la parcela testigo el rango de contenido en hierro osciló entre 200 y 280 mg·kg⁻¹ durante el primer muestreo, 250 y 600 mg·kg⁻¹ durante el segundo y 740 y 1020 mg·kg⁻¹ en el tercero. Estos resultados ponen en evidencia un aumento importante del hierro disponible a lo largo del ciclo vegetativo del arroz, que se cifra en al menos 640 mg·kg⁻¹ entre la siembra y la floración. En esta parcela, la diferencia entre valores máximos y mínimos que se pudieron representar cartográficamente fue de 80 mg·kg⁻¹ durante el primer muestreo, 350 mg·kg⁻¹ en el segundo y 280 mg·kg⁻¹ en el tercero. Por tanto la época de macollamiento fue la que presentó una mayor variabilidad en cuanto al contenido en hierro disponible.

Por lo que respecta al tratamiento en el que se aplicaron 625 mg·kg⁻¹ de dolomita, el contenido en hierro disponible que se pudo representar cartográficamente varió entre 190 y 270 mg·kg⁻¹ durante el primer

muestreo, 350 y 750 mg·kg⁻¹ durante el segundo y 1600 y 2100 mg·kg⁻¹ durante el tercero. En este caso, las diferencias mínimas, en cuanto al contenido en hierro, entre la siembra y la floración fueron de, al menos, 1400 mg·kg⁻¹. Por su parte, las diferencias entre valores máximos y mínimos se cifraron en 80 mg·kg⁻¹ durante el primer muestreo, 400 mg·kg⁻¹ durante el segundo y 500 mg·kg⁻¹ durante el tercero. Por tanto, cuando se compara con la parcela testigo, se observa que en las fases de pleno macollamiento y floración la variabilidad del contenido en hierro es mayor para esta dosis de dolomita.

Tras la adicción de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita, el rango de oscilación del contenido en hierro disponible que se pudo cartografiar por krigeado varió entre 165 y 225 mg·kg⁻¹ durante el primer muestreo, 650 y 1150 mg·kg⁻¹ durante el segundo y 1800 a 3200 mg·kg⁻¹ durante el tercero. En este caso también se aprecia que las diferencias entre valores mínimos y máximos aumentan sustancialmente entre los sucesivos muestreos, dado que se cifran en 60 mg·kg⁻¹ durante el primer muestreo, 500 mg·kg⁻¹ durante el segundo y 1400 mg·kg⁻¹ durante el tercero. En la sección dedicada al análisis estadístico ya se puso de manifiesto que los elevados contenidos en hierro disponible registrados durante el período de floración superaban los umbrales considerados como tóxicos.

El patrón de distribución del contenido en hierro en los diferentes mapas de krigeado refleja el tipo de semivariogramas ajustados, siendo

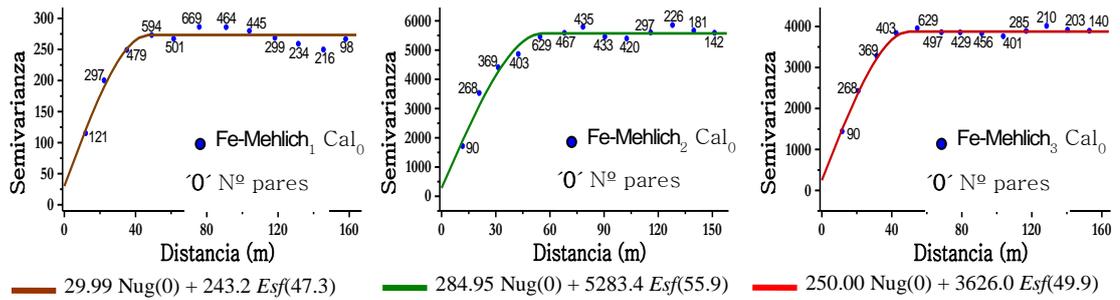
coherentes con el valor de los parámetros ajustados a los mismos, alcance y efecto pepita. En la mayor parte de los casos, debido al escaso valor del parámetro alcance se puede apreciar no solo una cierta discontinuidad, sino también diversos picos y valles que corresponden a los máximos y los mínimos.

En general, la localización de microregiones con valores elevados y bajos de contenido en hierro varía entre los sucesivos muestreos de un mismo tratamiento, de modo que no se verifica paralelismo entre los mapas obtenidos en dos períodos distintos.

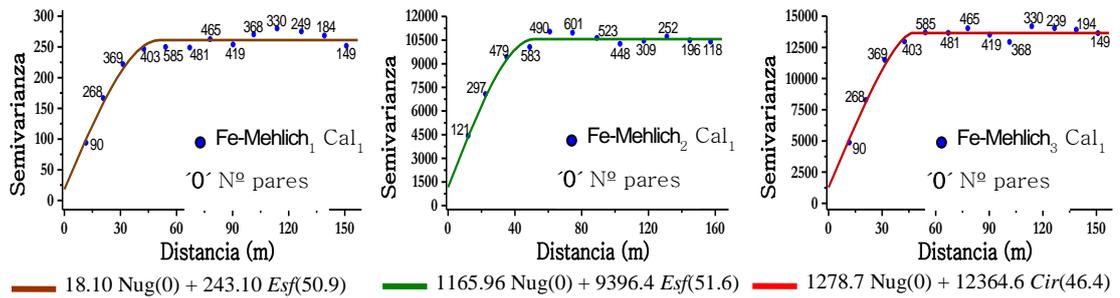
Las varianzas de los errores de estimación cartografiadas presentan unos valores absolutos máximos extraordinariamente elevados, sobre todo en las parcelas que fueron enmendadas con dolomita. Si los errores de krigeado se expresan en términos de desviación estándar, se comprueba que el valor máximo de la misma sería del orden de $250 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ en el tercer muestreo del tratamiento con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, pero en otras series de datos como la del segundo muestreo de este mismo tratamiento y el tercer muestreo del tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita esta cifra se reduce ya a menos de $80 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$. Con ello los coeficientes de variación de los errores de krigeado nunca son superiores al 20%, y, con frecuencia, son inferiores al 10%, sobre todo durante la época de la siembra, cuando se efectuó el primer muestreo.

Figura 61. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable Fe - Mehlich en los muestreos realizado en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal.

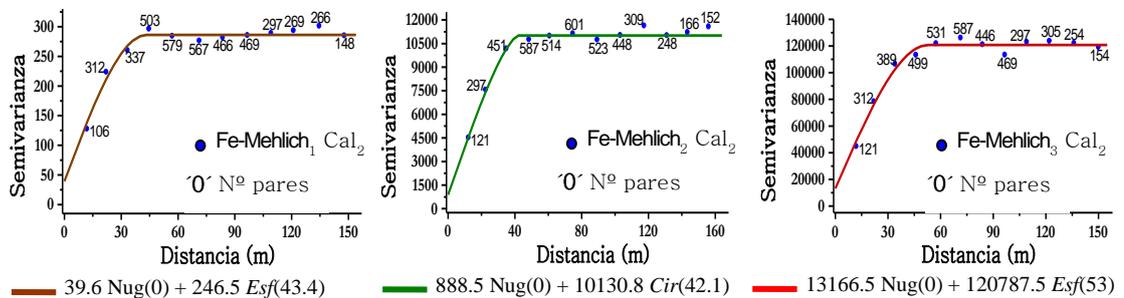
0 kg·ha⁻¹ Dolomita



625 kg·ha⁻¹ Dolomita



1250 kg·ha⁻¹ Dolomita



Muestreos Primero — Segundo — Tercero —

Figura 62. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Fe - Mehlich con la aplicación de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

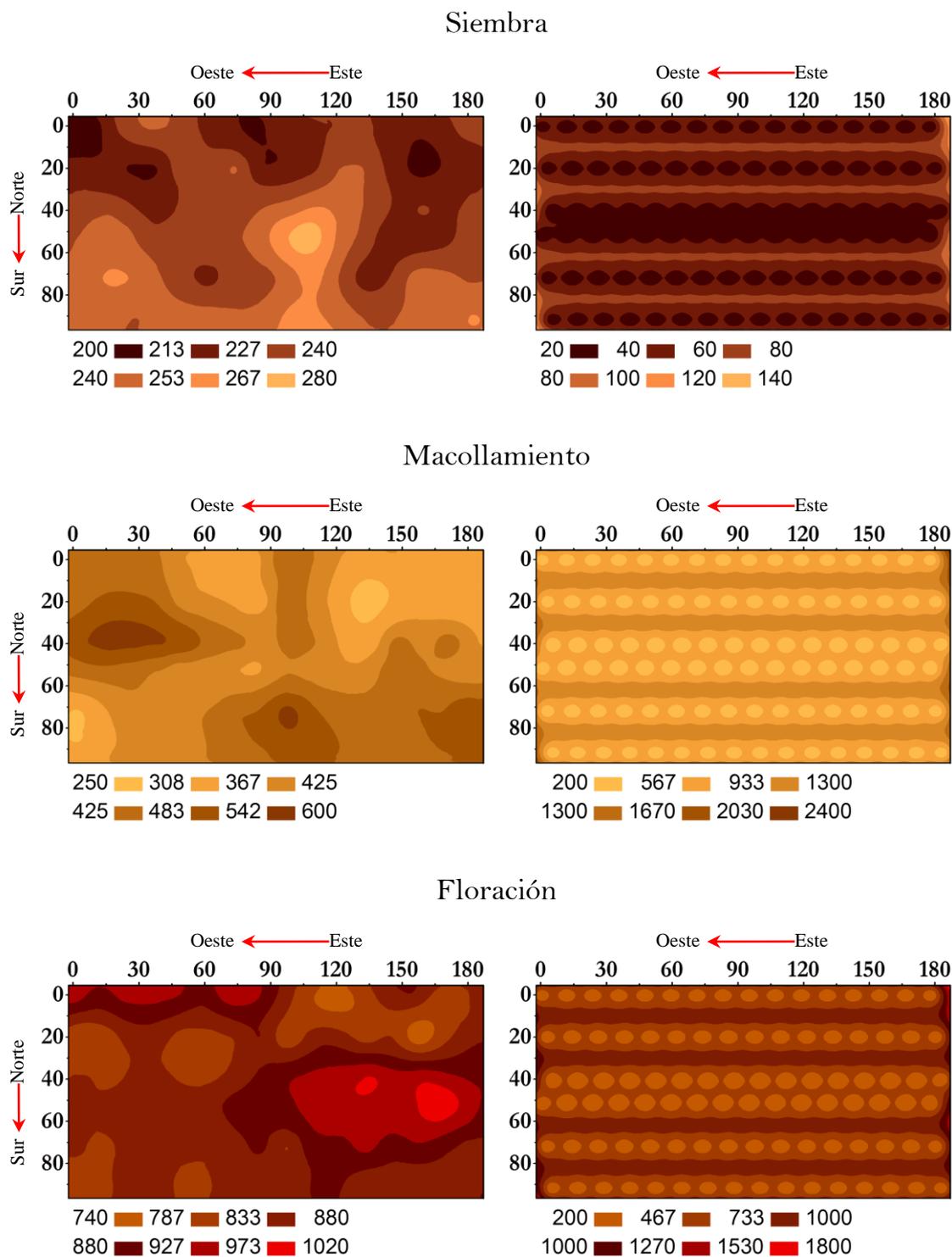


Figura 63. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Fe - Mehlich con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

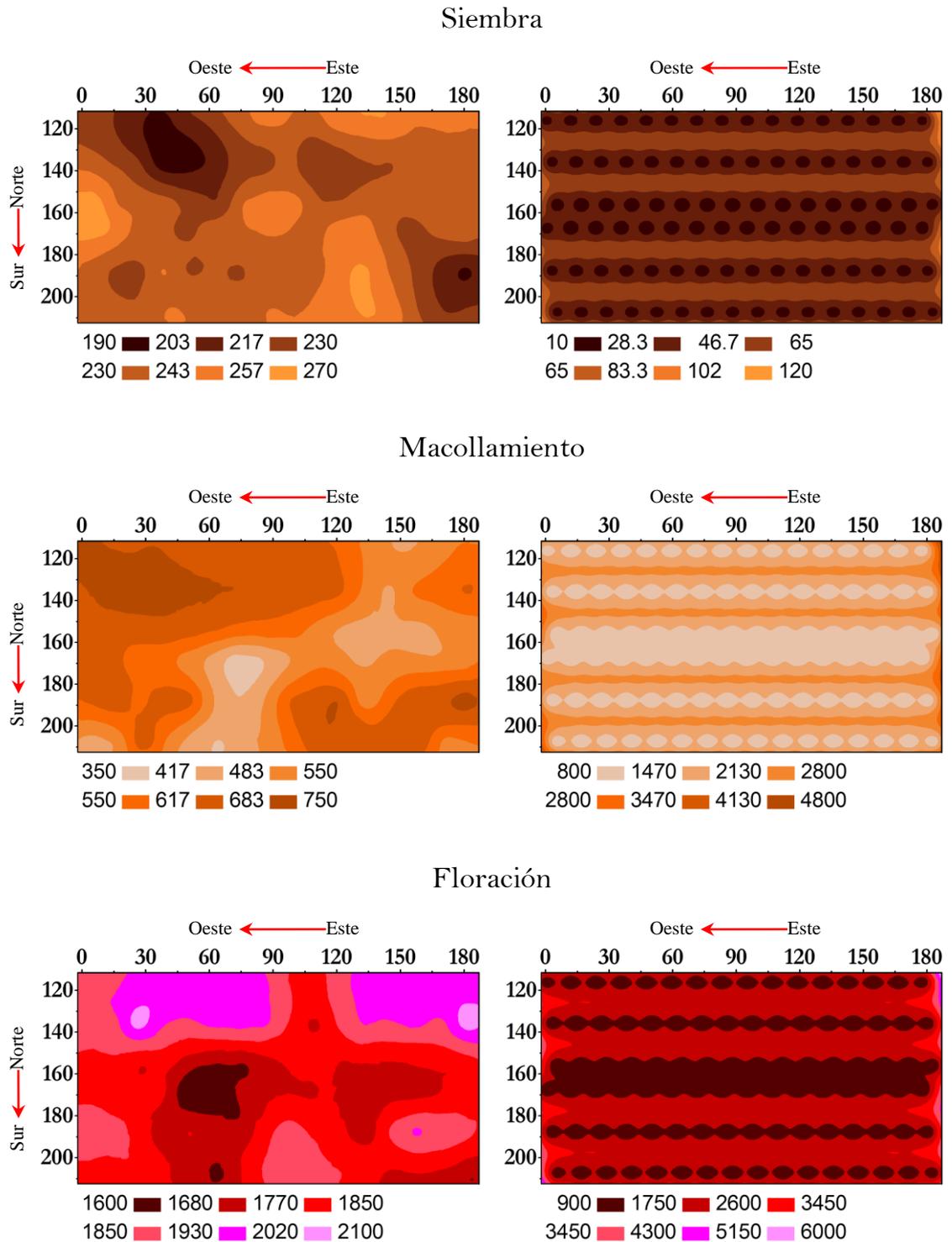
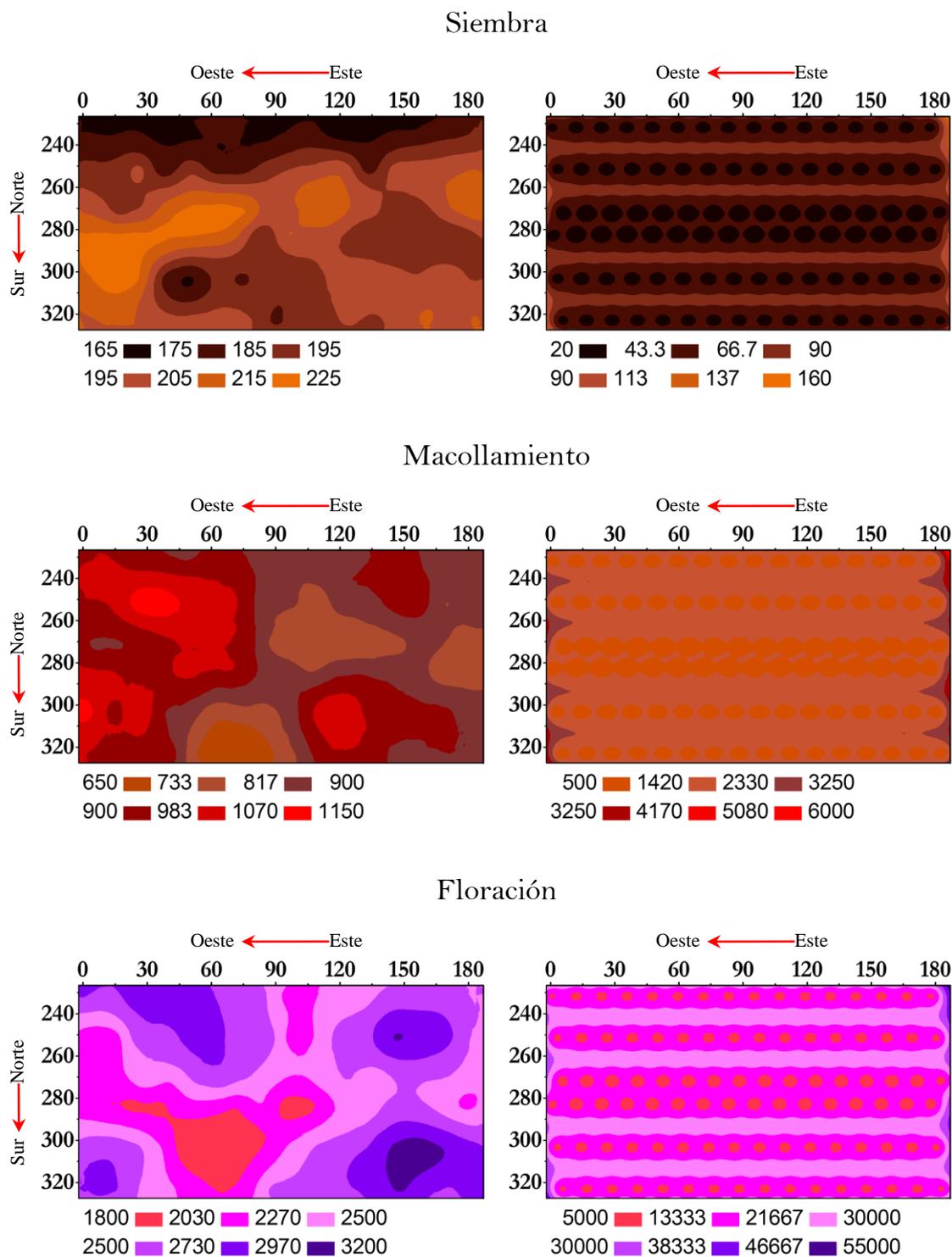


Figura 64. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Fe - Mehlich con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.



4.3.2.5. Análisis Estructural y estimación del Manganeso

Los resultados del análisis estructural y el krigado para el manganeso disponible se pueden observar en la Tabla 80 y en las Figuras 65 a 68. También en el caso del manganeso, los semivariogramas obtenidos para los distintos tratamientos y fechas alcanzan una meseta estable, sin necesidad de filtrar ningún tipo de tendencia y presentan una estructura espacial que se puede modelizar mediante la suma de un efecto pepita, bajo o moderado, y un componente que viene definido por un modelo teórico de semivariograma. El tipo de semivariograma ajustado ha sido de tipo esférico, en siete de los nueve casos estudiados, modelo exponencial en el tercer muestreo del tratamiento con 625 kg·ha⁻¹ de dolomita y lineal, de nuevo en el tercer muestreo del tratamiento con 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita.

Tabla 80. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable Mn - Mehlich en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.

Mn - Mehlich 0 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Muestreo	Modelo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	%C ₀	r	EM	ECMA
Primero	Esférico	47.21	283.17	330.38	58	14.3	0.730	-0.021	0.996
Segundo	Esférico	102.34	1231.61	1333.95	48	7.7	0.678	-0.013	1.098
Tercero	Esférico	23.78	438.67	462.45	51	5.1	0.763	-0.022	1.008
Mn - Mehlich 625 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Primero	Esférico	17.39	301.70	319.09	48	5.5	0.730	-0.010	1.040
Segundo	Esférico	16.90	287.82	304.72	65	5.5	0.734	-0.013	1.102
Tercero	Exponencial	27.40	305.40	332.80	80	8.2	0.675	0.002	1.019
Mn - Mehlich 1250 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Primero	Esférico	9.63	381.05	390.68	60	2.5	0.830	-0.021	0.968
Segundo	Esférico	76.00	555.20	631.20	45	12.0	0.666	0.002	1.043

El **Tercero** Linear 98.75 762.12 860.87 60 11.5 0.801 -0.010 1.002

valor del efecto pepita más elevado correspondió al primer muestreo del tratamiento testigo, con un 14.3 % del valor de la meseta. Por tanto en todas las series de datos estudiadas, el valor de la meseta se mantiene por debajo de cifras inferiores al 15%, de un modo similar a lo que ocurría para el hierro disponible. En seis de los nueve casos estudiados, la discontinuidad en el origen, de hecho, fue inferior a un 10% del valor total de la meseta. No se pudo verificar ninguna regularidad o tendencia en cuanto al aumento o disminución de la discontinuidad espacial a pequeña escala entre sucesivas fechas de muestreo.

Se comprueba que en cada una de las tres dosis de enmienda caliza el valor absoluto de la meseta evoluciona de un modo particular. En la parcela testigo la meseta tiene una magnitud más elevada durante el segundo muestreo; es decir, el valor de la meseta aumenta entre el primer y el segundo tratamiento sustancialmente, por un factor del orden de cuatro; entre el segundo y el tercer tratamiento, la meseta disminuye de nuevo de un modo considerable. En la parcela a la que se aplicaron 625 kg·ha⁻¹ de dolomita el valor absoluto de la meseta se mantuvo relativamente estable durante las tres épocas de muestreo, siembra, pleno macollamiento y floración. Tras una aplicación de 1250 kg·ha⁻¹, el valor de la meseta aumenta regularmente en valor absoluto entre la siembra y la floración.

El alcance de los semivariogramas ajustados al contenido en manganeso disponible osciló entre 45 y 80 m, siendo de un orden de magnitud similar al encontrado para las restantes propiedades del suelo objeto de este estudio. En la parcela testigo, el rango de dependencia

espacial varió entre 48 m en el segundo muestreo y 58 m en el primero, obteniéndose un valor intermedio, 51 m, durante el tercer muestreo. En la parcela que recibió una dosis de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, el valor del alcance fue de 45 m en el segundo muestreo y de 60 m en el primero y en el tercero. Con una aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, se ajustaron modelos cuyo alcance fue de 48 m, 65 m y 80 m, respectivamente, durante el primer, segundo y tercer muestreo. Todo ello pone de manifiesto que el alcance de los modelos de semivariograma ajustados al contenido en manganeso disponible no sigue una pauta regular de fluctuación entre sucesivos muestreos.

Los coeficientes de correlación de los valores estimados por krigado y los datos experimentales que se obtienen tras la prueba de validación cruzada, para los contenidos en manganeso disponible fueron siempre superiores 0.66. Estos coeficientes en seis de los casos estudiados fueron mayores de 0.70 y en dos casos superaron el valor de 0,80, lo que puede ser considerado como un buen resultado, incluso mejor que el obtenido para el hierro disponible, y está en consonancia con la baja magnitud del efecto pepita de las series de datos de este elemento. El semivariograma con efecto pepita más elevado (14.3%), que corresponde al primer muestreo de la parcela testigo presentó un coeficiente de correlación de 0.73. El coeficiente de correlación más bajo ($r = 0.66$) se obtuvo para el semivariograma ajustado a los datos del segundo muestreo de la parcela a la que se aplicaron $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, con un efecto pepita que suponía el 12.0% del valor de la meseta.

La validación cruzada condujo a una promedio de los errores absolutos (EM) del contenido en manganeso disponible muy pequeño, que se mantuvo siempre inferior a 0.022, y, con frecuencia, inferior a 0.01, es decir muy próxima al valor ideal. La validación cruzada, en la parcela testigo fue totalmente satisfactoria en los tres muestreos, ya que se obtuvo un valor máximo de error cuadrático medio adimensional (ECMA=1.04) próximo del valor teórico. En las parcelas enmendadas con dolomita, se obtuvieron valores relativamente elevados del error cuadrático medio adimensional, tanto en el segundo muestreo de la parcela tratada con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita (ECMA=1.09), como también en el segundo muestreo de la parcela tratada con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita (ECMA=1.10); en los restantes casos, el criterio de consistencia fue totalmente satisfactorio.

La variabilidad espacial y las fluctuaciones temporales de la concentración de manganeso disponible en la parcela testigo y las parcelas enmendadas con 625 y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita se presentan en las Figuras 66, 67 y 68, respectivamente. En todos los mapas de krigeado se aprecian las seis pequeñas regiones que resultan del proceso de cartografía automática.

En la parcela testigo la concentración de manganeso disponible osciló entre 90 y $170 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el primer muestreo, 140 y $340 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el segundo y 230 y $350 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ en el tercero. Las diferencias entre valores máximos y mínimos en esta parcela fueron de 80, 200 y $120 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ respectivamente en el primero, segundo y tercer muestreo. En el tratamiento con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el

contenido de manganeso disponible que se pudo representar cartográficamente varió entre 90 y 180 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el primer muestreo, 190 y 270 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el segundo y 250 y 340 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el tercero, con un intervalo de oscilación entre valores máximos y mínimos de 90, 80 y 90 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, respectivamente. Tras la adición de 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, el contenido en manganeso disponible osciló entre 90 a 200 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el primer muestreo, 240 a 340 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el segundo y 270 a 390 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ durante el tercero, con unas diferencias entre valores máximos y mínimos de 110, 100 y 120 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, respectivamente.

En los tres tratamientos los contenidos en manganeso disponible fueron claramente más elevados durante el segundo muestreo con relación al primero y durante el tercero con relación al segundo, si bien las diferencias entre tratamientos no fueron tan importantes como en el caso del hierro biodisponible.

El patrón de distribución de la concentración de manganeso disponible en las diferentes épocas de muestreo y tratamientos presenta algunas regularidades que se pueden destacar. Durante la siembra, en la fase de aerobiosis, el rango de valores del contenido en manganeso disponible es relativamente próximo entre sí para las tres parcelas con diferentes dosis de dolomita. Durante la fase de anaerobiosis se aprecia una tendencia a liberar cantidades de manganeso más importantes, conforme aumenta la dosis de dolomita aplicada, en paralelismo con el comportamiento observado en el caso del hierro. Por otro lado, tanto en

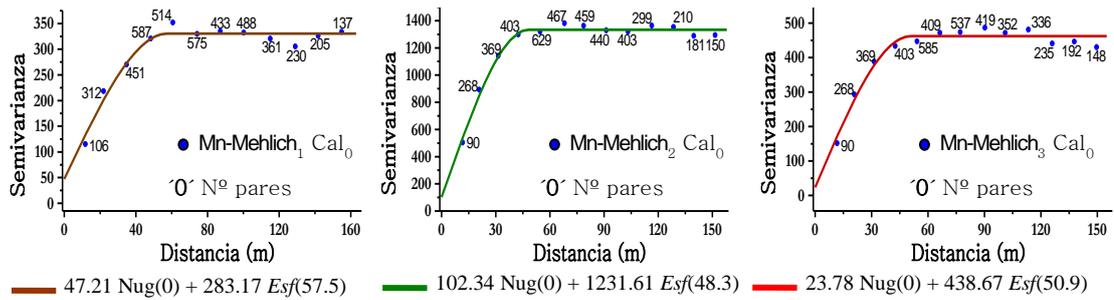
la fase de aerobiosis como en la de anaerobiosis, la localización de las zonas con valores máximos y mínimos fluctúa notoriamente entre los sucesivos muestreos de un mismo tratamiento.

Las varianzas de los errores de estimación son elevadas durante el segundo muestreo efectuado en la parcela testigo, de modo que expresadas en términos de errores de varianza de estimación presentan un valor del orden de $26 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$; este resultado supone que los coeficientes de variación de los errores de estimación pueden situarse localmente en el entorno del 20%. En los restantes casos estudiados, en general, los coeficientes de variación de los errores de krigado resultan del orden del 10% y, con frecuencia, inferiores.

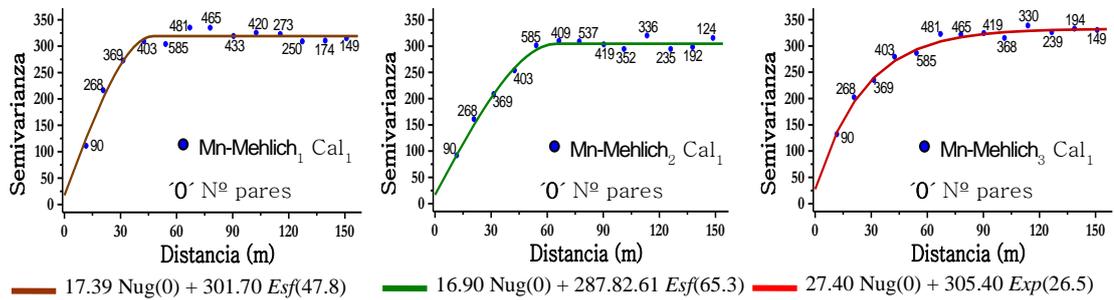
Como es habitual para las variables estudiadas en esta parcela experimental, los mapas de la varianza de los errores de estimación presentan un aspecto mixto, de modo que recuerdan a un "queso de Gruyere" en determinadas áreas, en particular alrededor de los puntos muestrales, y bandas en aquellas otras zonas más alejadas de los mismos. En el caso del manganeso disponible, y dada la escasa magnitud del efecto pepita, la superficie ocupada por el bandeo no es muy importante.

Figura 65. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable Mn - Mehlich en los muestreos realizado en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal.

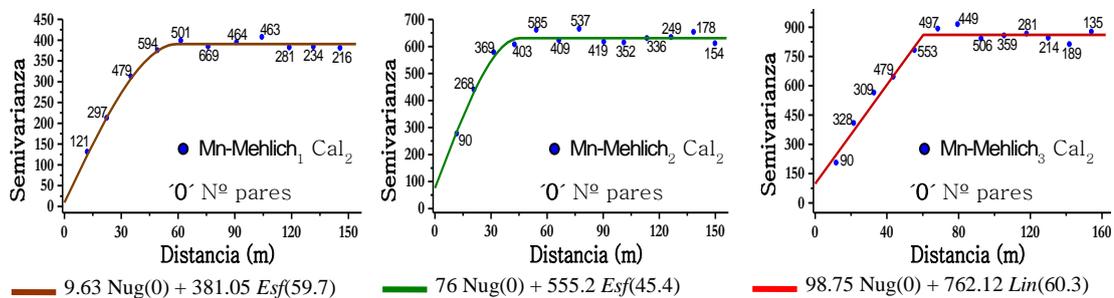
0 kg·ha⁻¹ Dolomita



625 kg·ha⁻¹ Dolomita



1250 kg·ha⁻¹ Dolomita



Muestreos Primero — Segundo — Tercero —

Figura 66. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) para la variable Mn - Mehlich con la aplicación de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

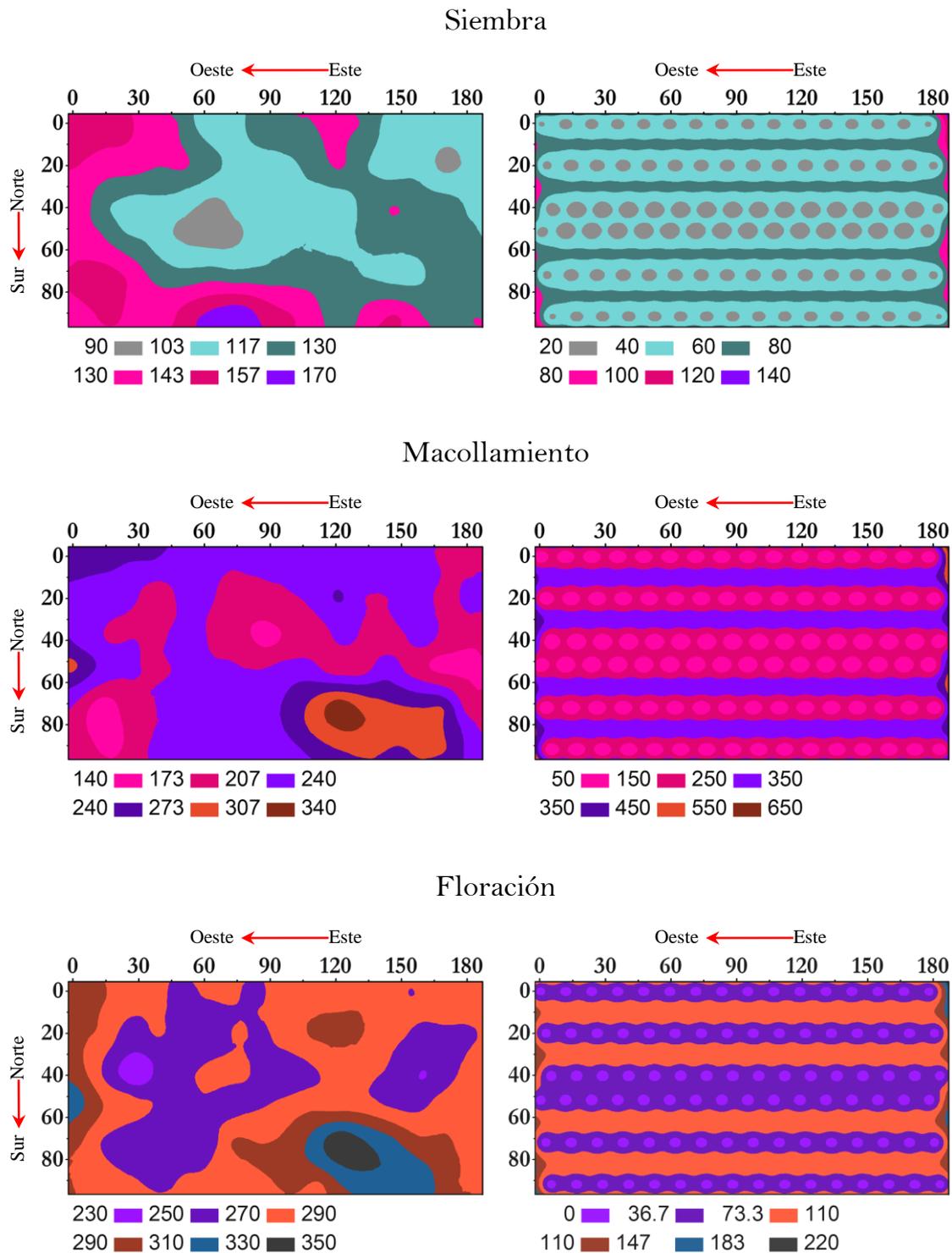


Figura 67. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) para la variable Mn - Mehlich con la aplicación de 625 kg-ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

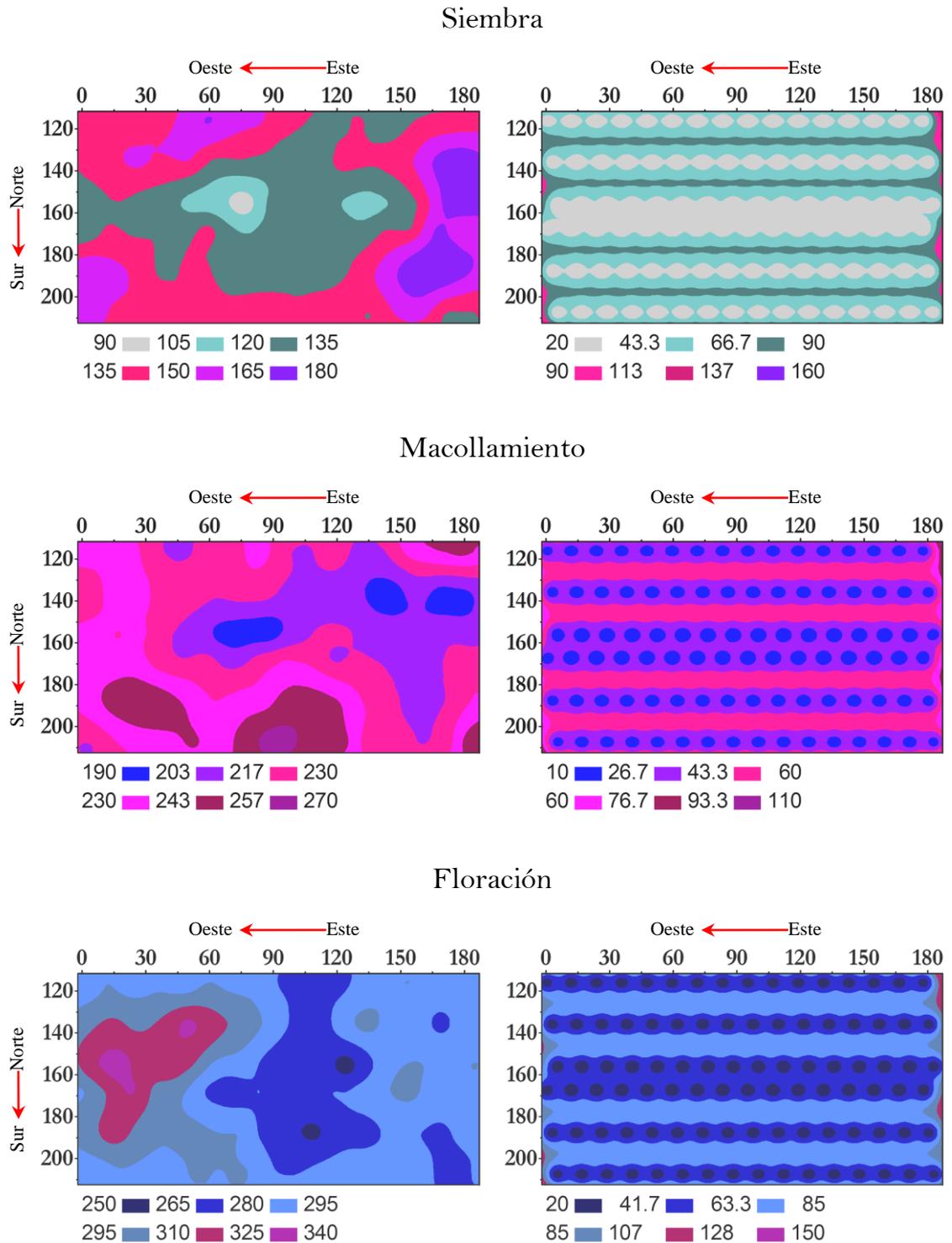
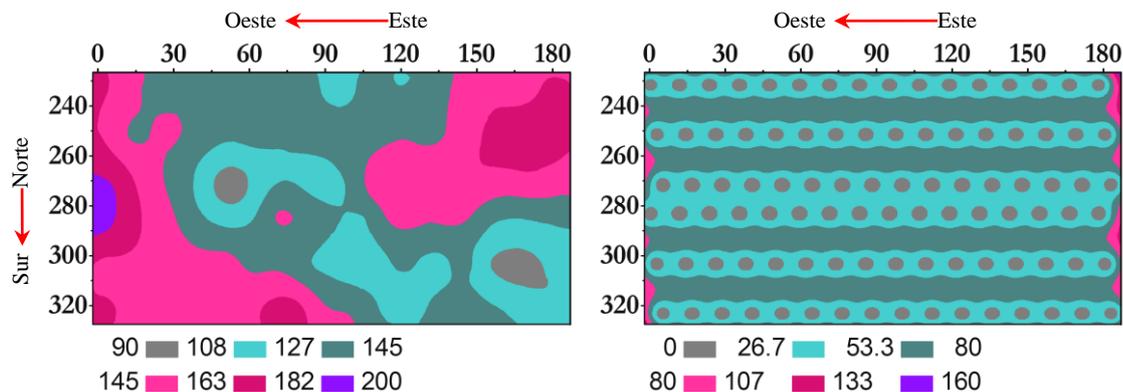
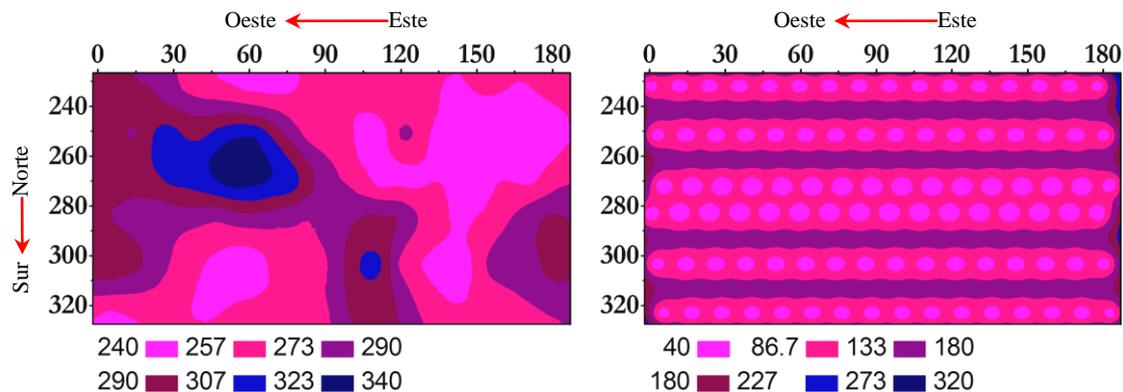


Figura 68. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) para la variable Mn - Mehlich con la aplicación de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

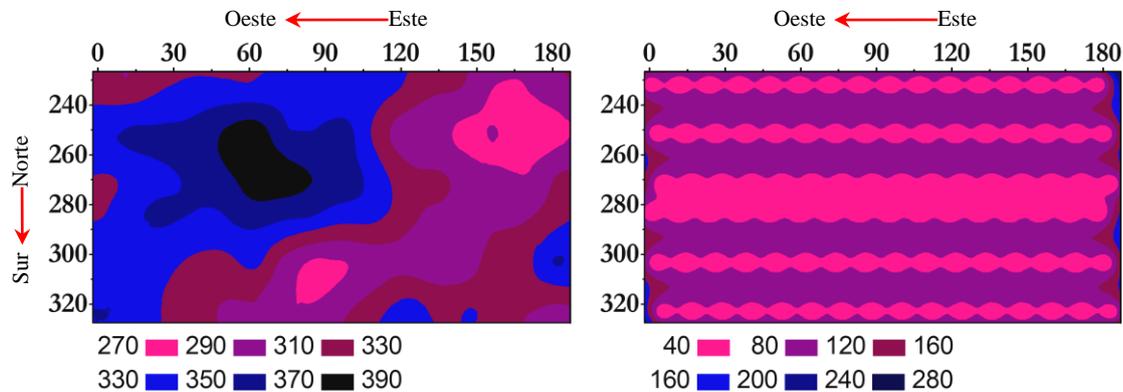
Siembra



Macollamiento



Floración



4.3.2.6. *Análisis estructural y estimación del Zinc*

Los resultados del análisis estructural y el krigado para el *Zn - Mehlich* se muestran en la Tablas 81 y en las Figuras 69 a 72. Los nueve semivariogramas experimentales calculados para los distintos tratamientos y fechas alcanzan una meseta estable, sin necesidad de filtrar ningún tipo de tendencia y presentan una estructura espacial que se puede modelizar mediante la suma de un efecto pepita, bajo o moderado, y un componente que viene definido por un modelo teórico de semivariograma. Se han ajustado diversos tipos de semivariograma, siendo los más frecuentes el pentaesférico en cuatro ocasiones, el esférico y el circular, en dos ocasiones cada uno, y, por último, el exponencial en un caso.

El efecto pepita de los semivariogramas ajustados a los datos de contenido en Zn disponible resultó ser inferior al 15% del valor de la meseta en seis de los nueve casos estudiados. Las series de datos en las que el efecto pepita resultó ser más elevado, en términos relativos, correspondieron al segundo muestreo de la parcela testigo, durante el que ascendió a 18.4 % del valor de la meseta, al primer muestreo de la parcela tratada con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ dolomita, en el que supuso un 17.4% del valor de la meseta y al segundo muestreo de la parcela a la que se aplicaron $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ dolomita, en el que se cifró en 26.4 % del valor de la meseta. Por tanto, no se observó regularidad o tendencia en cuanto al aumento o disminución de la discontinuidad espacial a pequeña escala entre sucesivas fechas de muestreo.

Tabla 81. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable Zn - Mehlich para los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.

Zn - Mehlich 0 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Muestreo	Modelo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	%C ₀	r	EM	ECMA
Primero	Esférico	8.60E ⁻³	1.84E ⁻¹	1.92E ⁻¹	48	4.5	0.757	-0.004	1.000
Segundo	Circular	1.03E ⁻²	4.53E ⁻²	5.56E ⁻²	71	18.4	0.735	0.004	1.001
Tercero	Pentaesférico	4.02E ⁻³	5.72E ⁻²	6.12E ⁻²	86	6.6	0.836	-0.013	0.912
Zn - Mehlich 625 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Primero	Esférico	9.60E ⁻³	4.61E ⁻²	5.57E ⁻²	68	17.2	0.738	-0.005	1.001
Segundo	Pentaesférico	2.66E ⁻³	5.36E ⁻²	5.63E ⁻²	78	4.7	0.797	-0.013	1.006
Tercero	Pentaesférico	1.05E ⁻³	2.38E ⁻²	2.49E ⁻²	90	4.2	0.827	-0.007	0.996
Zn - Mehlich 1250 kg·ha ⁻¹ Dolomita									
Primero	Pentaesférico	6.60E ⁻³	1.20E ⁻¹	1.26E ⁻¹	62	5.2	0.730	-0.041	1.031
Segundo	Circular	1.39E ⁻²	3.88E ⁻²	5.27E ⁻²	61	26.4	0.673	-0.002	1.002
Tercero	Exponencial	3.40E ⁻⁴	2.42E ⁻²	2.50E ⁻²	61	3.4	0.655	0.001	1.000

En la parcela testigo el valor absoluto de la meseta disminuyó por un factor del orden de tres, aproximadamente, entre el primer muestreo y el segundo y, entre el segundo y el tercer muestreo, posteriormente, se mantuvo prácticamente estable en términos absolutos. En la parcela tratada con 625 kg·ha⁻¹ de dolomita el valor de la meseta durante el primer y el segundo muestreo fue de un orden de magnitud similar, para reducirse de acuerdo con un factor de aproximadamente tres en el tercer muestreo. Por último, en la parcela tratada con 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita el valor de la meseta disminuyó entre el primer y segundo tratamiento considerablemente, de acuerdo con un factor del orden de tres, para reducirse de nuevo a la mitad aproximadamente entre el segundo y el tercer muestreo.

En definitiva, para el zinc disponible, se aprecia una clara reducción de la magnitud absoluta del efecto pepita entre el primer y el

tercer muestreo de los tres tratamientos estudiados. En términos relativos la magnitud de esta disminución es diferente en cada uno de los tratamientos.

El alcance de los modelos de semivariogramas ajustados osciló entre 48 y 86 m en la parcela testigo, entre 68 y 90 m en la parcela a la que se aplicaron $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita y entre 61 y 62 m en la parcela enmendada con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita. En consecuencia, en dos de los tratamientos, el testigo y la aplicación de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ el rango de dependencia espacial entre el primer y tercer muestreo tiende a aumentar de un modo regular, lo que supone una mayor continuidad entre microregiones vecinas. Por el contrario en la parcela con aplicación de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita el alcance de los modelos de semivariograma ajustados prácticamente se mantuvo constante, oscilando entre 61 y 62 m para los tres tratamientos.

Tras la prueba de validación cruzada, se comprueba que la correlación entre valores estimados por krigeado y datos experimentales para el zinc disponible fue siempre superior a 0.65; además, en seis de los casos estudiados esta correlación fue mayor de 0.70, y en dos casos mayores de 0.80. Estos resultados presentan evidentes similitudes con los obtenidos previamente para hierro y manganeso, siendo consistentes con la pequeña magnitud del efecto pepita en la mayor parte de las series de datos estudiadas.

La media de los errores absolutos (EM) del contenido en zinc disponible siempre fue inferior a $0.015 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ excepto en el primer muestreo del tratamiento con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita, lo que supone

una magnitud muy pequeña. La validación cruzada condujo a unos valores de error cuadrático medio adimensional (ECMA) próximos a la unidad en la mayor parte de las series de datos estudiadas, de modo que los que se alejaban más del valor teórico fueron los correspondientes al tercer muestreo de la parcela testigo (**ECMA** = 0.912). Por tanto, en general, los resultados de la validación se pueden considerar aceptables o muy aceptables, según la proximidad que el parámetro de consistencia presenta con el valor teórico.

La variabilidad espacial y las fluctuaciones temporales del contenido en zinc disponible estimadas por krigado, tanto en la parcela testigo, como en las parcelas enmendadas con 625 kg·ha⁻¹ y 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita se pueden observar en las Figuras 70, 71 y 72, respectivamente. En todos los mapas de krigado se aprecian las seis pequeñas regiones de mayor o menor extensión que han sido cartografiadas automáticamente.

En la parcela testigo la concentración de zinc disponible osciló entre 0.8 y 3.2 mg·kg⁻¹ durante el primer muestreo, 0.6 y 1.5 mg·kg⁻¹ durante el segundo y 0.4 y 1.4 mg·kg⁻¹ en el tercero. En el tratamiento con 625 kg·ha⁻¹ de dolomita, el contenido de zinc que se pudo representar cartográficamente varió entre 2.4 y 3.5 mg·kg⁻¹ durante el primer muestreo, 1.0 y 2.3 mg·kg⁻¹ durante el segundo y 0.5 y 1.4 mg·kg⁻¹ durante el tercero. Tras la adicción de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita, el intervalo de variación del contenido en Zn oscilaba entre 2.2 y 4.0 mg·kg⁻¹ durante el primer muestreo, 1.1 y 2.0 mg·kg⁻¹ durante el segundo y 1.0 a 1.9 mg·kg⁻¹ durante el tercero. Tanto en la

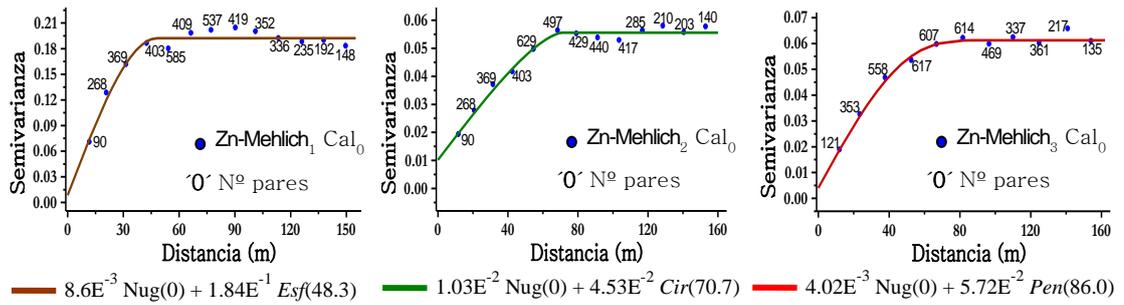
parcela testigo como en las enmendadas con caliza, se obtuvieron contenidos en Zn disponible más bajos durante el segundo muestreo en relación con el primero, y en el tercero cuando se compara con el segundo. En este sentido, la evolución temporal del Zn disponible presentó una tendencia inversa a la del hierro y manganeso.

La localización de los valores máximos y mínimos del Zn disponible también presentó una importante fluctuación entre los sucesivos muestreos de un mismo tratamiento, de modo que no se puede observar un patrón de variación general. Tampoco se observaron similitudes o solapamientos claros entre los mapas de Zn disponible y variables previamente estudiadas como pH y E_h .

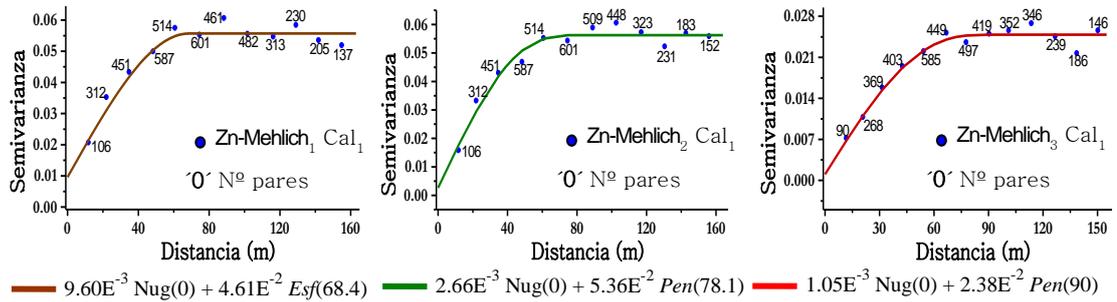
Las varianzas de los errores de estimación cartografiadas para el Zn disponible presentan un valor absoluto máximo de $0.1 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$, que se registró durante el primer muestreo de la parcela testigo y que supone una desviación estándar de los errores de estimación del orden de $0.03 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$. En el tercer muestreo, las desviaciones estándar de los errores de estimación son del orden de $0.05 \text{ mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ o inferiores. De estos datos se deduce que los coeficientes de variación de los errores de krigado fueron en todas las microregiones de las diferentes parcelas inferior al 10%.

Figura 69. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable Zn - Mehlich en los muestreos realizados en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal.

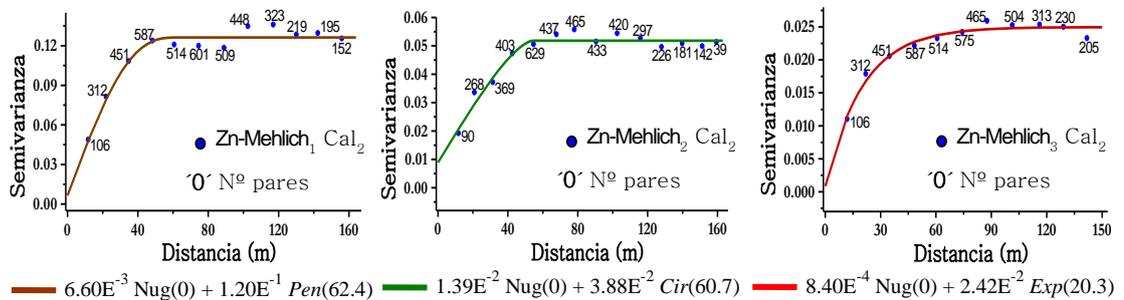
0 kg·ha⁻¹ Dolomita



625 kg·ha⁻¹ Dolomita



1250 kg·ha⁻¹ Dolomita



Muestreos Primero — Segundo — Tercero —

Figura 70. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Zn-Mehlich con la aplicación de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

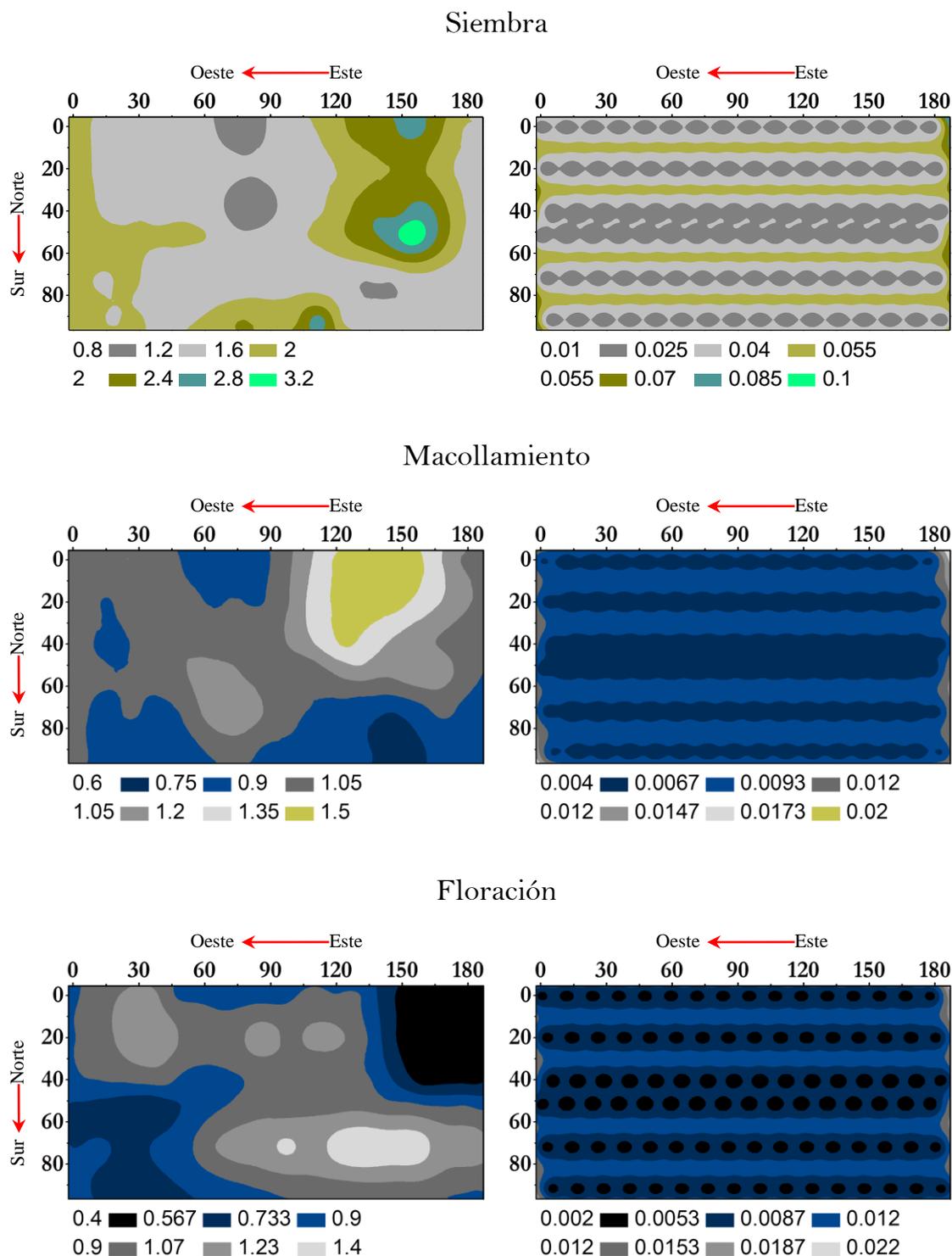


Figura 71. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Zn - Mehlich con la aplicación de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

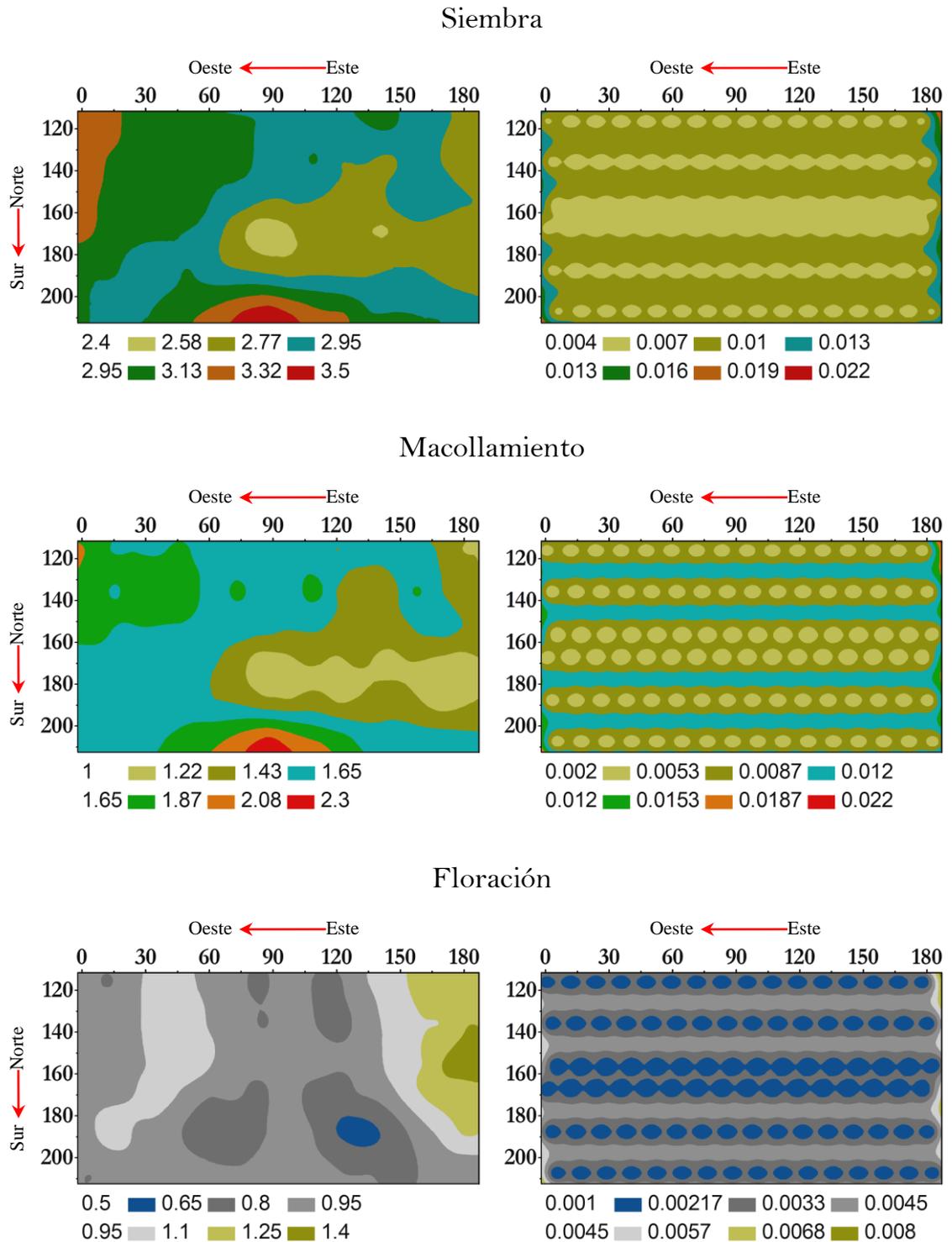
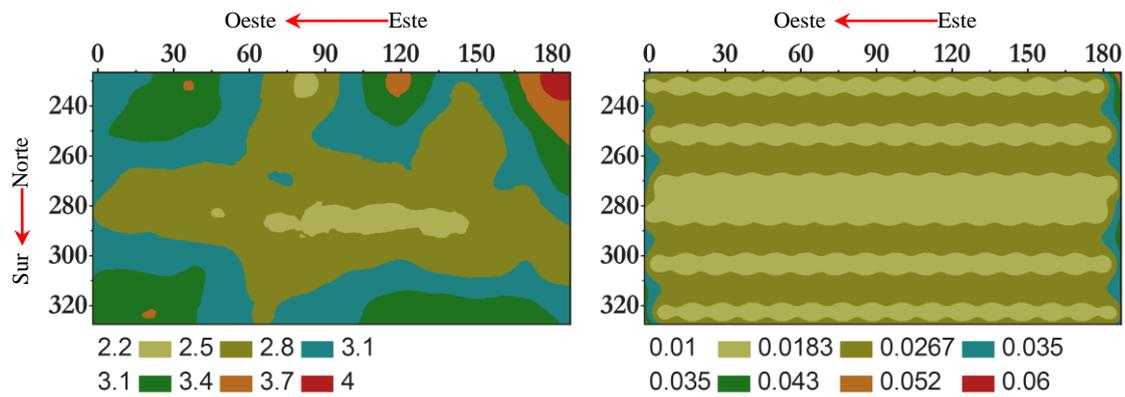
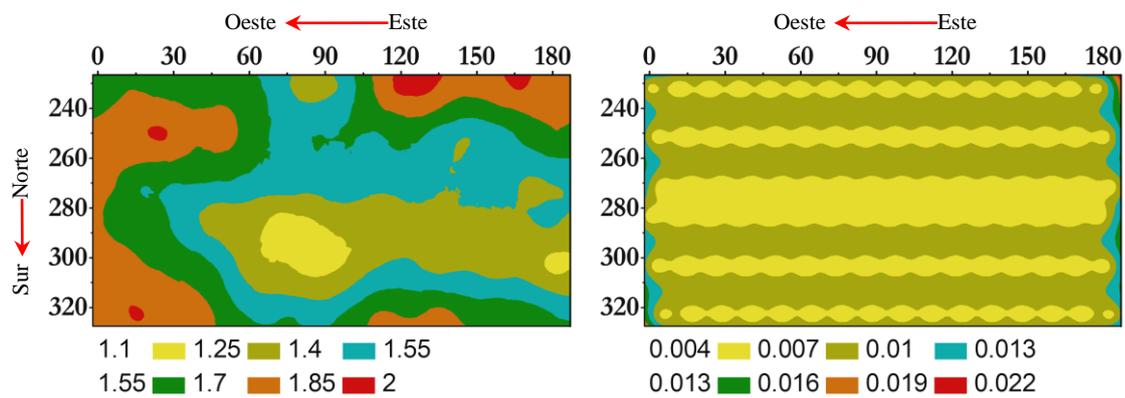


Figura 72. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Zn-Mehlich con la aplicación de 1250 kg-ha⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.

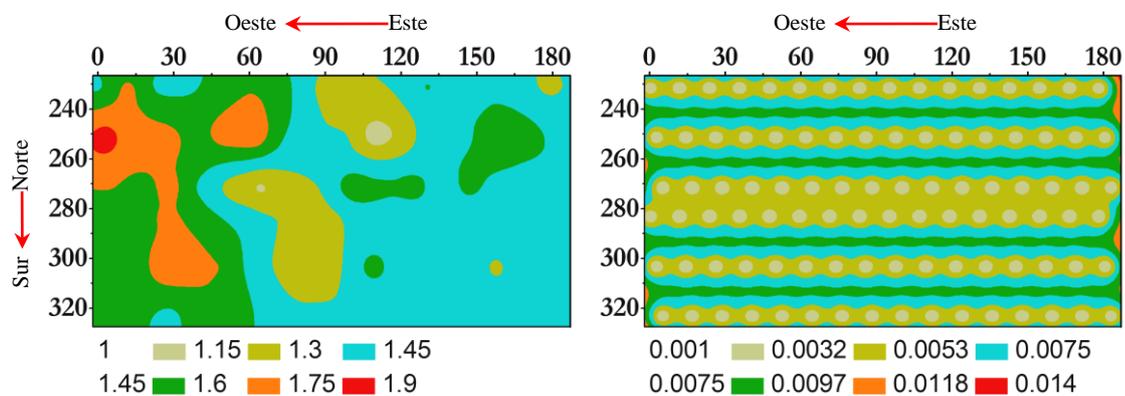
Siembra



Macollamiento



Floración



4.3.3. Análisis geoestadístico de la Producción

4.3.3.1. Análisis estructural y estimación de los Rendimientos

Los resultados del análisis geoestadístico de los datos de producción de arroz se presentan en la Tabla 82 y en la Figura 73. Al efectuar el análisis estructural se llevó a cabo una elección entre diferentes modelos, uno circular y dos esféricos, ajustados a los datos del semivariograma experimental de los datos de producción, usando la prueba de la validación cruzada. De acuerdo con los datos de la Tabla 82, el modelo circular es superior a los modelos esféricos, por lo que fue el elegido para estimar los datos de producción. La ventaja del modelo circular se puede comprobar teniendo en cuenta el criterio de consistencia o error cuadrático medio adimensional ($ECMA = 1.072$ del modelo circular, frente a $ECMA = 1.081$ de los modelos esféricos) así como los valores de los errores absolutos y del coeficiente de correlación. Sin embargo el modelo elegido presenta una discontinuidad en el origen más elevada.

Para el modelo circular, el alcance o rango hasta el que se pone de manifiesto autocorrelación de los datos de producción de arroz es de 79.5 m, del mismo orden de magnitud que el alcance de otras propiedades del suelo analizadas en secciones anteriores. La discontinuidad en el origen de los datos de producción del arroz es elevada, próxima al 50% del valor total de la meseta; este resultado pone de manifiesto que la presencia de variabilidad a pequeñas distancias.

Para construir el mapa de estimación de la producción obtenido por krigado se utilizó una escala con nueve intervalos en el proceso de cartografía automática. En dicho mapa se encuentran representadas las parcelas adyacentes, con diferentes tratamientos de dolomita. Los valores interpolados de producción oscilan entre 6.0 y 7.8 $\text{tm}\cdot\text{ha}^{-1}$, lo que supone un rango absoluto de 1.8 $\text{tm}\cdot\text{ha}^{-1}$ y un 30% de diferencia cuando se tienen en cuenta los valores relativos.

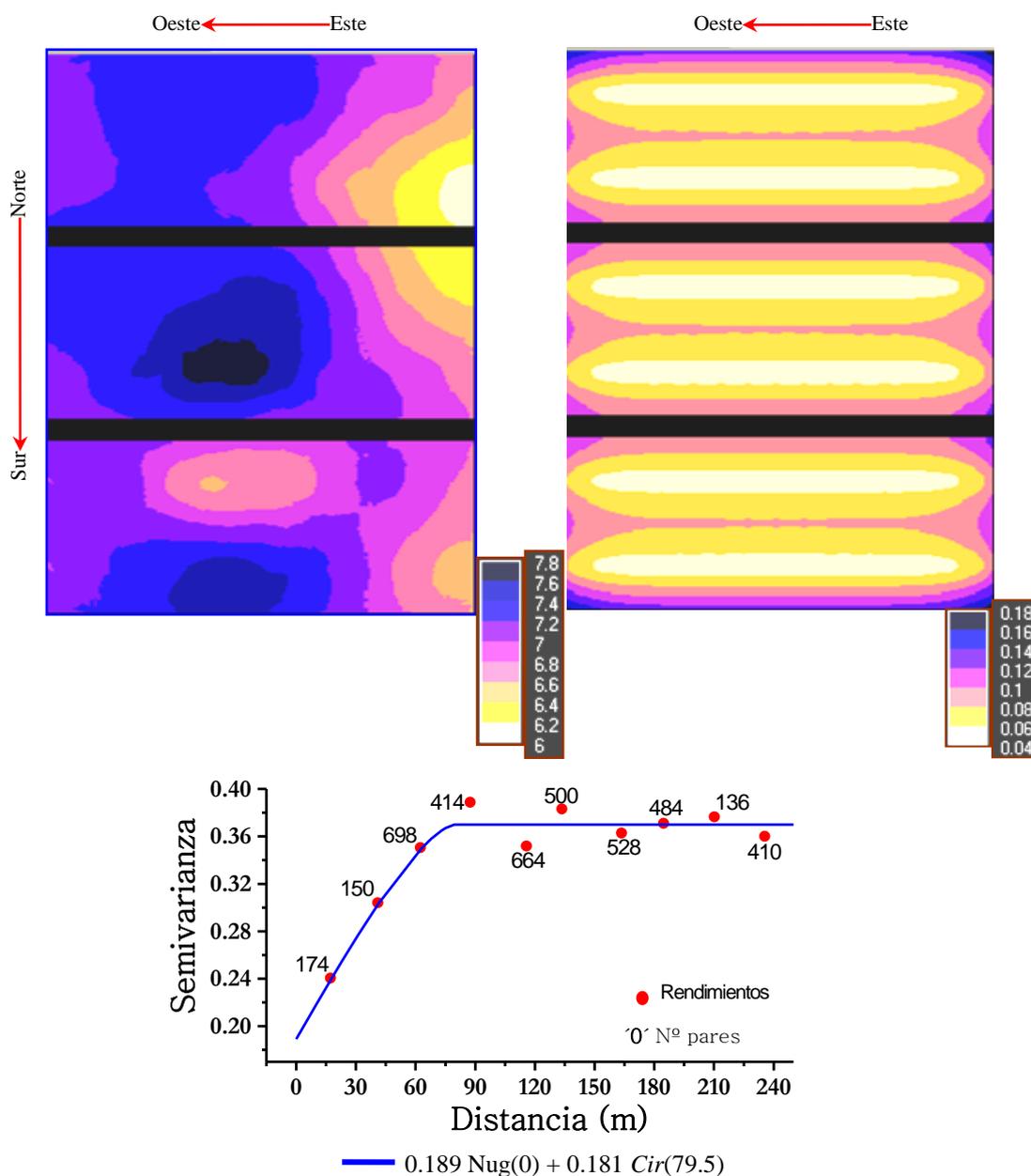
La microregión con valores mínimos de producción, en el intervalo de 6.0 a 6.2 $\text{tm}\cdot\text{ha}^{-1}$ se observa en la parcela testigo. Por el contrario en las parcelas tratadas con 625 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ y 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita se observan pequeñas áreas con máximos en el rango de 7.6 a 7.8 $\text{tm}\cdot\text{ha}^{-1}$ o de 7.4 a 7.6 $\text{tm}\cdot\text{ha}^{-1}$, respectivamente.

El mapa de varianza de los errores de estimación presenta valores que oscilan entre 0.04 y 0.18. Los errores máximos de krigado, cuando se expresan en términos de desviación estándar, son ligeramente superiores a 0.4 $\text{tm}\cdot\text{ha}^{-1}$, lo que supone coeficientes de variación inferiores a 7%, en el caso más desfavorable. Este resultado pone de manifiesto que se obtuvo una interpolación precisa de los datos de producción, a pesar del elevado efecto pepita del modelo de semivariograma ajustado.

Tabla 82. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para los rendimientos ($\text{tm}\cdot\text{ha}^{-1}$) del cultivo de arroz.

Modelo	C_0	C_1	C_0+C_1	a (m)	$\%C_0$	r	EM	ECMA
Circular	0.189	0.181	0.370	79.5	51.1	0.376	0.0216	1.072
Esférico	0.183	0.186	0.3690	87.2	49.6	0.363	0.0240	1.082
Esférico	0.179	0.189	0.370	86.3	48.6	0.363	0.0241	1.081

Figura 73. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda), y de errores de estimación (derecha) y modelo



semivariograma ajustado (abajo) a los rendimientos de arroz.



CONCLUSIONES

5. CONCLUSIONES

En este estudio se realizaron muestreos de suelo puntuales y en diferentes momentos del desarrollo del cultivo de arroz para evaluar la variabilidad espacio temporal de las propiedades biofísicoquímica (pH y E_h) y bioquímicas ($NH_4^+ - N$, *P-Olsen*, y *K, Fe, Mn y Zn-Mehlich*) en un campo con dos años sucesivos dedicados al cultivo de arroz. La caracterización de la variabilidad espacial se realizó por métodos estadísticos tradicionales y diversos métodos geoestadísticos y mediante los cuales se obtuvieron las siguientes conclusiones.

1. Los valores de pH variaron de fuertemente ácido al momento de la siembra a neutro tras 56 días de inundación. El pH inicial fue fuertemente ácido, tanto en la parcela testigo como en aquellas que recibieron, 2 meses antes, tratamientos de cal. Esta situación cambió drásticamente cuando el suelo fue inundado, produciéndose variaciones de más de una unidad de pH con 28 días de inundación y de casi 3 unidades con 56 días bajo sumersión.
2. La variabilidad estadística del pH fue baja en todas las situaciones y se produce un incremento de la misma con los primeros días de inundación produciéndose luego una disminución de la misma al momento de la floración. Se observaron relaciones entre los valores de pH en el macollamiento y en la floración para el tratamiento testigo ($r=0.627$) y con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ($r=0.814$).

3. La variación del potencial redox fue de suelo oxidado a altamente reducido. El coeficiente variación en el momento de la siembra fue bajo en todos los tratamientos. Esta variabilidad pasó a ser muy alta en pleno macollamiento decreciendo hasta valores medios en la floración.
4. Se observó una correlación negativa entre E_h y pH ($r=-0.42$, $Pr<.0001$) en el momento de la siembra y en el macollamiento ($r=-0.40$, $Pr<.0001$) con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ y en el tratamiento testigo ($r=-0.57$, $Pr<.0001$) en pleno macollamiento.
5. La aplicación de cal produjo efectos positivos sobre las concentraciones del NH_4^+-N en el momento de la siembra, y el coeficiente de variación en todo el experimento varió de bajo a medio. Se observaron relaciones entre el primer y segundo muestreo ($r=0.39$, 0.55 y 0.40) en todos los tratamientos.
6. La aplicación de cal produjo un incremento en la disponibilidad del $P-Olsen$ en el momento de la siembra, así como también el efecto positivo producido por la inundación en la primeras cuatro semanas observándose una disminución en la biodisponibilidad en el momento de la floración. Los índices de disponibilidad en general fueron de muy bajos a bajos con una variabilidad estadística media. Se observaron correlaciones entre los niveles de cal aplicados. Las relaciones observadas

en el primer muestreo fueron entre dolomita 0 y 625 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ ($r=0.45$) y de ésta con la de 1250 ($r=0.46$). Las relaciones observadas entre muestreos fueron entre el segundo con el tercero para el testigo ($r=0.47$) y entre el primer muestreo con el segundo ($r=0.40$) y también con el tercero ($r=0.45$) para la dosis de 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$.

7. Las concentraciones de *K-Mehlich* decrecieron de la siembra a la floración variando sus índices de disponibilidad de medios a bajos y en algunas situaciones extremadamente bajos. La variabilidad estadística aumento en el momento del macollamiento. Esta variabilidad fue media para el testigo y con 1250 kg de cal y se mantuvo al mismo nivel en la floración. Por el contrario en el tratamiento con el agregado de 625 kg de dolomita el coeficiente de variación fue alto en el macollamiento y decreció en la floración.
8. Las concentraciones de *Fe-Mehlich* en este tipo de suelos presenta valores muy altos. La aplicación de 1250 kg de dolomita produjo una disminución significativa respecto al de 0 y 625 kg en el momento de la siembra. La inundación produjo una fuerte liberación de hierro hidrosoluble alcanzando en el momento de la floración valores muy altos, de casi 3000 $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$. Esta liberación fue más manifiesta en los tratamientos con cal. La variabilidad estadística cambió de baja a media. Esta situación no produjo efectos negativos sobre

el desarrollo del cultivo, dado que no se observaron síntomas visuales de toxicidad de hierro.

9. Las concentraciones de *Mn-Mehlich* aumentaron de la siembra a la floración. Por el contrario, la variabilidad estadística disminuyó en la misma secuencia cambiando los valores del coeficiente de variación de medio a bajos. Los índices de disponibilidad del manganeso fueron muy altos, aunque, al igual que el hierro estos dos elementos se deberían considerar como macroelementos para el cultivo de arroz dada la alta tolerancia que presenta a los mismos.
10. El zinc fue el elemento que presentó mayor variabilidad, siendo los coeficientes de variación más altos en el testigo. El índice de biodisponibilidad decreció con el incremento de los días de inundación alcanzando en el momento de la floración valores por debajo del nivel crítico. Esta situación no afectó al crecimiento del cultivo puesto que el arroz sería más sensible a la carencia de este elemento en los estadios iniciales, momentos en los cuales el rango de variación de las concentraciones del *Zn-Mehlich* variaron de medios a altos. Se observó relación entre las concentraciones de zinc del primer y segundo muestreo con valores de $r=0.48$, 0.89 y 0.73 para los niveles de 0 , 625 y $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita agregados.

11. La red de muestreo puntual usada permitió evidenciar que todas las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas estudiadas presentaban dependencia espacial en los tres muestreos efectuados a lo largo del ciclo vegetativo del arroz, y ello tanto en la parcela testigo, como en las parcelas enmendadas con dolomita. Se estudiaron 72 semivariogramas en total, y en todos ellos se observó un aumento de la semivarianza en función de la distancia hasta alcanzar una meseta estable. El patrón de dependencia espacial se pudo describir mediante modelos de semivariograma con un rango de dependencia espacial que osciló entre 35 y 104 m como valores extremos, pero que más frecuentemente se localiza en el entorno comprendido entre 50 y 70 m. El análisis estructural puso de manifiesto un efecto pepita relativamente poco importante, siempre inferior al 28% del valor de la meseta, con frecuencia incluso inferior al 15% o al 10 % de dicho valor, lo que pone de manifiesto notable continuidad en el origen a la escala estudiada.

12. Del análisis estructural se desprende que el diseño experimental empleado ha sido capaz de capturar una proporción importante de la varianza espacial de las propiedades biofísicoquímicas y

bioquímicas estudiadas. La variabilidad espacial dentro de cada parcela con un tratamiento determinado puede ser atribuida en gran parte a las características del material de partida. Además el patrón de variabilidad espacial de todas las propiedades estudiadas tiende a variar entre los tratamientos y a lo largo del tiempo, lo que pone de manifiesto el papel del manejo del suelo.

13. Los datos de producción de arroz también presentaron dependencia espacial, si bien el modelo de semivariograma ajustado presentó un efecto pepita notable, próximo al 50% del valor de la meseta, lo que supone una importante heterogeneidad a pequeñas escalas. El patrón de dependencia espacial de la producción se describió mediante dicho efecto pepita y una estructura de tipo circular con un alcance del orden de 80 m.

14. Los mapas de krigado en bloques ilustran las diferencias entre los tres tratamientos de encalado, para todas las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas estudiadas. La cartografía mediante krigado permite apreciar, dentro de cada parcela con aplicación de dolomita homogénea, diversas microregiones, o unidades de menores dimensiones, cuyas características vienen determinadas en gran parte por el modelo de dependencia espacial. Además, el krigado proporciona las varianzas de los errores de estimación, lo que permite analizar la

incertidumbre de los resultados de los mapas obtenidos. La magnitud de los errores de krigeado permitió comprobar una gran eficacia de la red de muestreo.

15. La cartografía geoestadística a escala de parcela pone de manifiesto su utilidad para analizar el paralelismo o la ausencia del mismo entre las zonas en que se localizan máximos y mínimos para cada propiedad estudiada, complementando el análisis bivalente. Dentro de cada tratamiento, la distribución espacial de las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas estudiadas presentaba, con frecuencia notables fluctuaciones temporales, con un contraste mayor entre los muestreos efectuados en aerobiosis y anaerobiosis.



BIBLIOGRAFÍA

6. BIBLIOGRAFIA

- γ ALEXANDER, M. 1977. *Introduction to Soil Microbiology*. John Wiley & Sons. New York.
- γ ARMSTRONG, M. 1998. *Basic Linear Geostatistics*. Springer-Verlag. Berlin. 153 pp.
- γ ATTA, S.KH.; MOHAMMED, S.A.; VAN CLEEMPUT, O. & ZAYED, A. 1996. Transformations of Iron and Manganese under Controlled E_h , E_h -pH Conditions and addition of Organic Matter. *Soil Technology* 9(4): 223-237.
- γ BACHA, R.E. 2002. Princípios Básicos para a Adubação do Arroz Irrigado. En: EPAGRI (Eds.) *Arroz Irrigado Sistema Pré-Germinado. Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina S.A.* Florianópolis Brasil. pp.71-99.
- γ BALAIRÓN RUIZ, L. 1995. Análisis de la Variabilidad Espacial y Temporal en los Procesos Meteorológicos. En: IBÁÑEZ, J.J. & MACHADO, C. (Eds.) *Análisis de la Variabilidad Espacio-Temporal y Procesos Caóticos en Ciencias Medioambientales*. Ed. Geoforma. Logroño. pp. 243-258.
- γ BAVER, L.D.; GARDNER, W.H. & GARDNER, W.R. 1972. *Soil Physics*. John Wiley & Sons. New York.
- γ BECKETT, P.H.T. & WEBSTER, R. 1971. Soil Variability: A Review. *Soils & Fert.* 34: 1-15.
- γ BEGG, C.B.M. KIRK, A.F.M. MACKENZIE & NEUE, H.U. 1994. Root-Induced Iron Oxidation and pH Changes in the Lowland Rice Rhizosphere. *New Phytol.* 128: 469-477.
- γ BIERKENS, M.F.P.; & BURROUGH, P. A. 1993. The Indicator Approach to Categorical Soil Data. *J. Soils Sci.* 44: 361-368.
- γ BORGELT, S.C.; SEARCY, S.W.; STOUT, B.A. & MULLA, D.J. 1994. Spatially Variable Liming Rates: A Method for Determination. *Transactions of the ASAE*, 37(5): 1499-1507.

- Υ **BOUMA, J. 1997.** Precision Agriculture: Introduction to the Spatial and Temporal Variability of Environmental Quality. En: *Precision agriculture: Spatial and Temporal Variability of Environmental Quality*, John Wiley & Sons (CIBA Foundation Symposium 210). New York. pp. 5-17.
- Υ **BOUMA, J.; STOOBVOGEL, J.; VAN ALPHEN, B.J. & BOOTLINK, H.W.G. 1999.** Pedology, Precision Agriculture and the Changing Paradigm of Agricultural Research. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 63: 1763-1768.
- Υ **BROADBENT, F.E. & TUSNEEM, M.E. 1971.** Losses of Nitrogen from some Flooded Soils in Tracer Experiments. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.* 35: 922-926.
- Υ **BROADBENT, F.E. 1979.** Mineralization of Organic Nitrogen in Paddy Soils. En *Nitrogen and Rice. International Rice Research Institute*. Los Baños. Philippines. pp. 105-118.
- Υ **BUFOGLE JR., A.; BOLLIICH, P.K.; NORMAN, R.J.; KOVAR, J.L.; LINDAU, C.W. & MACCHIAVELLI, R.E. 1997.** Rice Plant Growth and Nitrogen Accumulation in Drill-Seeded and Water-Seeded Culture *Soil Sci. Soc. Am. J.* 61: 832-839.
- Υ **BURGESS, T.M. & WEBSTER, R. 1980.** Optimal Interpolation and Isarithmic Mapping of Soil Properties. I: The Semivariogram and Punctual Kriging. *J. Soil Sci.* 31: 315-331.
- Υ **BURROUGH, P.A. 1993.** Soil Variability: a Late 20th View. *Soils & Fert.* 56(5): 529-562.
- Υ **BURROUGH, P.A. & MCDONNELL, R.A. 1998.** *Principles of Geographical Information Systems*. Oxford University Press. New York. 333 pp.
- Υ **CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F. & KONOPKA, A.E. 1994.** Field-Scale Variability of Soil Properties in Central Iowa Soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 58: 1501-1511.
- Υ **CAMPBELL, R.C. 1989.** *Statistics for Biologists*. Cambridge University Press. Cambridge pp 446.

- Υ **CANNELL, R.O. 1977.** Soil Aeration and Compaction in Relation to Root Growth and Soil Management. *Appl. Biol.* 2: 1-86.
- Υ **CARR, P.M.; CARLSON, G.R.; JACOBSEN, J.S.; NIELSEN, G.A. & SKOGLEY, E.O. 1991.** Farming Soils, Not Fields: A Strategy for Increasing Fertilizer Profitability. *J. Prod. Agric.* 4(1): 57-61.
- Υ **CASTRO, R.U. 1977.** Zinc Deficiency in Rice: A Review of Research at the International Rice Research. International Rice Research Institute. *Research paper series N° 9.* Los Baños, Philippines.
- Υ **CENTRO INTERNACIONAL DE AGRICULTURA TROPICAL. 1983.** Sistemas de Evaluación Estándar para Arroz. Programa de Pruebas Internacionales de Arroz. Cooperación Institute Rice Research Internacional y Centro Internacional de Agricultura Tropical. *Traducción del Inglés y adaptado a América Latina. Impreso en Colombia.* Cali. Colombia.
- Υ **CHANDRA, D. & MISHRA, P. 1991.** Effect of Different Levels of Nitrogen, Phosphorus and Potassium Application on Grain and Milling Yield of 'Gayatri' Rice (*Oryza sativa*). *Indian Journal of Agricultural Sciences.* 61(7): 496-498.
- Υ **CHANG, T.T. 1983.** The Origins and Early Cultures of the Cereal Grains and Food Legumes. En: **KEIGHTLEY, D.N.** (Ed.) *The Origins of Chinese Civilization.* Berkeley, CA, USA, University of California Press. pp. 65-94.
- Υ **CHANG, T.T. 1985.** Crop History and Genetic Conservation-Rice: A Case Study. *Iowa State J. Res.* 59: 425-455.
- Υ **CHAPMAN, G.A. & ATKINSON, G. 2000.** Soil Survey and Mapping. En: **CHARMAN, P.E.V. & MURPHY, B.W.** (Eds). 2ª Edición. *Soils: Their Properties and Management.* Oxford University Press. pp. 106-131.
- Υ **CHICA OLMO, M.; DELGADO GARCÍA, J. & PARDO IGÚZQUIZA, E. 1995.** Aspectos Introductorios al Análisis Geoestadístico de Variables Espaciales. En: **IBÁÑEZ, J.J. & MACHADO, C.** (Eds.). *Análisis de la Variabilidad Espacio-*

- Temporal y Procesos Caóticos en Ciencias Medioambientales.* (Ed.) *Geoforma*. Logroño. pp. 31-41.
- Υ **CLARK, I. 1979.** *Practical Geostatistics*. Applied Science Pub. London. 169 pp.
- Υ **COCHRAN, W.G. 1947.** Some Consequences when the Assumptions for the Analysis of Variance are not Satisfied. *Biometrics*. 3(1): 22-38.
- Υ **COCHRAN, W.G. 1977.** *Sampling Techniques*. 3^a Edition. John Willey & Sons. New York. 428 pp.
- Υ **CRASWELL, E.T. & DE DATTA, S.K. 1980.** Recent Development in Research on Nitrogen Fertilizers for Rice. International Rice Research Institute. *Research Paper Series N° 49*. Los Baños, Philippines.
- Υ **CRESSIE, N. 1985.** Fitting Variogram Models Using Weighted Least Squares. *Mathematical Geology*. 17: 563-586.
- Υ **CRESSIE, N. 1991.** *Statistics for Spatial Data*. John Willey & Sons. New York. 900 pp.
- Υ **DAFONTE DAFONTE, J. 1999.** *Procesos Hidrológicos Superficiales en Cuencas Agrícolas. Tesis Doctoral*. Escuela Politécnica Superior. Universidad de Santiago de Compostela. 230 pp.
- Υ **DAS, D.K. 2000.** *Micronutrients: Their Behaviour in Soil and Plants*. Kalyani Pub. New Delhi. 307 pp.
- Υ **DAVIS, J.C. 1986.** *Statistics and Data Analysis in Geology*. John Willey & Sons. New York. 646 pp.
- Υ **DE DATA, S.K. & BURESH, R.J. 1989.** Irrigated Nitrogen Management in Irrigated Rice. En: **STEWART B. A.** (Ed) *Advances in Soil Science*. Springer-Verlag. New York. 10: 143-164.
- Υ **DE DATTA, S.K. 1978.** Fertilizer Management for Efficient Use in Wetland Rice Soils. En International Rice Research Institute. *Soil and Rice*. Los Baños Philippines pp. 671-701.

- Υ **DE DATTA, S.K. 1981.** *Principles and Practices of Rice Production*. John Wiley & Sons New York. 618 pp.
- Υ **DE DATTA, S.K. 1986.** *Producción de Arroz: Fundamentos y Prácticas*. Limusa (Ed.) México. 618 pp.
- Υ **DE DATTA, S.K.; GOMEZ, K.A. & DE SCALSOTA, J.P. 1988.** Changes in Yield Response to Major Nutrients and in Soil Fertilizer under Intensive Rice Cropping. *Soil Science*. 146(5): 350-358.
- Υ **DESBARATS, A.J. 1996.** Modeling Spatial Variability Using Geostatistical Simulation. En: **ROHUANI, S.; SRIVASTAVA, R.M.; DESBARATS, A.J.; CROMER, M.V. & JOHNSON, A.I.** (Eds.) *Geostatistics for Environmental and Geotechnical Applications*. American Society for Testing and Material STP 1283. Philadelphia. pp. 32-48.
- Υ **DEUTSCH, C.V. & JOURNEL, A.G. 1992.** *Geostatistical Software Library and User's Guide*. Oxford University Press. New York. 340 pp.
- Υ **DEWIS, J. & FREITAS, F. 1970.** Métodos Físicos y Químicos de Análisis de Suelos y Aguas. *Boletín sobre Suelos N° 10*. FAO.
- Υ **DOWNIE, N.M. & HEATH, R.W. 1983.** *Métodos Estadísticos Aplicados. Traducción y adaptación: VILAPLANA, J.P. & GUTIÉRREZ VÁZQUEZ, A.* Ediciones del Castillo. Madrid. 373 pp
- Υ **EISENHART, C. 1947.** The Assumptions Underlying the Analysis of Variance. *Biometrics*. 3(1): 1-21.
- Υ **EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. 2004.** Historia do Arroz. *Embrapa Unidade Arroz e Feijão*. Disponible on-line en: <http://www.cnpaf.embrapa.br/>.
- Υ **EMPRESA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA E DIFUSÃO DE TECNOLOGIA DE SANTA CATARINA. 1992.** Sistema de Produção para arroz irrigado em Santa Catarina (Revisão). Florianópolis. Brasil. N° 21. 65 pp.

- Υ ESCOBAR, E.H.; MATTEIO, H.R.; VALLEJOS, O.; MELGAR, R.J.; LIGIER, H.D. & CARNEVALI, R. 1992. Inventario de Suelos y Aptitudes de las Tierras. Tierras Bajas de los Departamentos de San Martín, Alvear y Santo Tomé Provincia de Corrientes. *Consejo Federal de Inversiones de la Provincia de Corrientes INTA*. 196 pp.
- Υ FAGERIA, N.K. & ZIMMERMANN, J.P. 1995. Lime and Phosphorus Interactions on Growth and Nutrient Uptake by Upland Rice, Wheat, Common Bean and Corn in an Oxisol. *Journal of Plant Nutrition*. 18(11): 2519-2532.
- Υ FILLERY, I.R.P. & VLEK, P.L.G. 1982. The Significance of Denitrification of Applied Nitrogen in Fallow and Cropped Rice Soils under Different Flooding Regimes. *Plant Soil*. 65: 135-169.
- Υ FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS STAT. 2001. FAO Statistical Databases. Disponible on-line en: <http://apps.fao.org/>.
- Υ FROGBROOK, Z.L. 1999. The Effect of Sampling Intensity on the Reliability of Predictions and Maps of Soil Properties. En: Stafford, J.V. (Ed.) *Precision Agriculture'99*. Part I. Silsoe Research Institute. UK. Sheffield Academia Press. pp 71-80.
- Υ GOLDEN SOFTWARE. 1988. *Surfer Plotting Software Information Brochure*. Golden Co.
- Υ GOMES, F.P. 1984. A Estatística Moderna na Pesquisa Agropecuária. *Associação Brasileira para Pesquisa da Potassa e do Fosfato*. Piracicaba. 160 pp.
- Υ GÓMEZ-HERNÁNDEZ, J.J. 1991. Geoestadística para el Análisis de Riesgos: Una Introducción a la Geoestadística no Paramétrica. *Publicación Técnica*. 05/91 ENRESA.
- Υ GÓMEZ-HERNÁNDEZ, J.J. & SRIVASTAVA, R.M. 1990. ISIM3D: An ANSI-C Three-Dimensional Multiple Indicator Conditional Simulation Program. *Computers and Geosciences*. 16: 395-440.

- γ **GONZÁLEZ GARCÍA, M.A. 1998.** Propiedades Hidrodinámicas en zonas non saturadas e súa Relación cos Procesos Hidrolóxicos. *Tesis Doctoral*. Escuela Politécnica Superior. Universidad de Santiago de Compostela. 288 pp.
- γ **GÓMEZ SUÁREZ, M. 1998.** Análisis de la Variabilidad Espacial de las Propiedades Generales, Elementos Nutritivos y Metales Pesados en el Suelo. *Tesis Doctoral*. Facultad de Ciencias. Universidade de A Coruña. 273 pp.
- γ **GOOVAERTS, P. 1997.** *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University Press. New York. 483 pp.
- γ **GOOVAERTS, P.; WEBSTER, R. & DUBOIS, J.P. 1997.** Assessing the Risk of Soil Contamination in the Swiss Jura Using Indicator Geostatistics. *Environmental and Ecological Statistics*. 4: 31-48.
- γ **GOTOH, S. & PATRICK JR, W.H. 1974.** Transformation of Iron in a Waterlogged Soil as Affected by Redox Potential and pH. *Soil Sci Soc. Am. Proc.* 38: 66-71.
- γ **GREENWOOD, D.J. 1963.** Nitrogen Transformations and the Distribution of Oxygen in Soil. *Chem. & Ind.* pp 799-802.
- γ **GUERRERO RIASCOS, R. 1988.** El Diagnóstico Químico de la Fertilidad del Suelo. En: SILVA MIJICA, F. (Ed.) *Fertilidad de Suelos Diagnóstico y Control*. Sociedad Colombiana de Suelos. Bogota. Colombia. 473 pp.
- γ **GUINDO, D.; NORMAN, R.J. & WELLS, B.R. 1994.** Accumulation of Fertilizer Nitrogen-15 by Rice at Different Stages of Development. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 58: 410-415.
- γ **GUTIERREZ CABRIA, C. 1978.** *Bioestadística*. TEBAR FLORES (Ed.) Madrid. 432 pp.
- γ **HAMILTON, M.A.; WESTERMANN, D.T. & JAMES, D.W. 1993.** Factors Affecting Zinc Uptake in Cropping Systems. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 57: 1310-1315.
- γ **HAMMOND, M.W. 1993.** Cost Analysis of Variable Fertility Management of Phosphorous and Potassium for Potato Production in Central Washington. En: ROBERT, P.C.; RUST, R. H. & LARSON, W.E. (Eds). *Soil Specific Crop*

- Management*. American Society of Agronomy, Crop Science Society of America, Soil Science Society of America. Madison, WI. pp. 213-228.
- Υ **HARRADINE, F.F. 1949.** The Variability of Soil Properties in Relation to Stage of Profile Development. *Soil Sci. Am. Proc.* 14: 302-311.
- Υ **HEUVELINK, G.B.M. 1998.** Error Propagation in Environmental Modeling with GIS. *Research Monographs in GIS Series*. London. 127 pp.
- Υ **HOLFORD, I.C.R. & PATRICK JR, W.H. 1979.** Effects of Reduction and pH Changes on Phosphate Sorption and Mobility in an Acid Soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 43: 292-297.
- Υ **HOSKINSON, R.L.; HESS, J.R. & ALESSI, R.S 1999.** Temporal Changes in the Spatial Variability of Soil Nutrients. En: *Precision Agriculture: Spatial and Temporal Variability of Environmental Quality*. John Willey & Sons (CIBA Foundation Symposium 210). New York. pp 61-70.
- Υ **ICE, K.L.; PULFIND, I.D. & DUNCAN, H.J. 1981.** Influence of Waterlogging and Lime and Organic Matter Addition on the Distribution of Trace Metals in an Acid Soil: II Zn and Cu. *Plant Soil* 59: 327-333.
- Υ **IOWA STATE UNIVERSITY 2002.** *General Guide for Crop Nutrient and Limestone Recommendations*. Iowa. PM 1688. Iowa State University. University Extension. pp 18.
- Υ **IRRI. 1989.** *IRRI Toward 2000 and Beyond*. International Rice Research Institute. Los Baños. Philippines. 66 pp.
- Υ **IRRI. 1991 a.** *World rice statistics, 1990*. International Rice Research Institute. Los Baños. Philippines. 320 p.
- Υ **JANIK, L.J; MERRY, R.H. & SKIEMSTAD. 1997.** Can Infra-Red Analysis make Soil Extractions Redundant?. En: **SPARROW, L.A. & FIST, A.J.** (Eds.). *Moving Towards Precision with Soil and Plant Analysis*. Australian Soil and Plant Analysis Council. 2nd National Conference and Workshop. University of Tasmania. Launceston. pp 43-44.

- Υ **JENNINGS, P.R. 1985.** Ecosistemas en Relación al Mejoramiento del Arroz. En: **TASCÓN, J.E. & GARCÍA, D. E.** (Eds). *Arroz: Investigación y producción*. CIAT. Colombia. 37-44.
- Υ **JENNY, H. 1941.** *Factors of Soil Formation*. McGraw-Hill. New York. 281 pp.
- Υ **JOURNEL, A.G. 1983.** Non-Parametric Estimation of Spatial Distributions. *Mathematical Geology*. 15(3): 445-468.
- Υ **JOURNEL, A.G. 1986.** Geostatistics, Models and Tools for the Earth Sciences. *Mathematical Geology*. 18(1): 119-140.
- Υ **JOURNEL, A.G. & ALABERT, F.G. 1990.** New Method for Reservoir Mapping. *Journal of Petroleum Technology*. 42(2): 212-218.
- Υ **JOURNEL, A.G. & GÓMEZ-HERNÁNDEZ, J.J. 1989.** Stochastic Imaging of the Wilmington Classic Sequence. *SPE Paper 19857*: 591-606.
- Υ **JOURNEL, A.G. & HUIJBREGTS, C.H.J. 1978.** *Mining Geostatistics*. Academic Press. London. 600 pp.
- Υ **JOURNEL, A.G. & ISAACS, E.H. 1984.** Conditional Indicator Simulation: Application to a Saskatchewan Uranium Deposit. *Mathematical Geology*. 16: 685-718.
- Υ **JULIANO, B.O. 1993.** Rice in Human Nutrition. Preparado en Colaboración FAO Biochemistry Unit. Plant Breeding, Genetics and Biochemistry Division and International Rice Research Institute. Published with the Collaboration of the International Rice Research Institute - Food and Agriculture Organization of the United Nations. Roma.
- Υ **KABATA-PENDIAS, A. & PENDIAS, H. 2001.** *Trace Elements in Soils and Plants*. CRC Press. London. 413 pp.
- Υ **KEENEY, D.R. & NELSON, D.W. 1982.** Nitrogen in Organic Forms. En: **PAGE, A.L.; MILLER, R.H. & KEENEY, D.R.** (Eds.) *Methods of Soil Analysis*. Part 2. Agronomy N°9. American Society of Agronomy. Madison WI.

- Y **KENNEDY, G.; BURLINGAME, B. & NGUU NGUYEN, V. 2002.** Nutritional Contribution of Rice: Impact of Biotechnology and Biodiversity in Rice-Consuming Countries. *The International Rice Commission. Twentieth Session.* Bangkok. Thailand.
- Y **KHUSH, G.S. & BRAR, D.S. 2002.** Biotechnology for Rice Breeding: Progress and Potential Impact. *The International Rice Commission. Twentieth Session.* Bangkok, Thailand.
- Y **KIMURA, M. 2000.** Anaerobic Microbiology in Waterlogged Rice Fields. En: **BOLLAG, J.M. & STOTZKY, G.** (Eds.) *Soil Biochemistry Vol. 10.* Marcel Dekker, Inc. New York, Basel. pp. 35-138.
- Y **KIRK, G.J.D.; GEORGE, T.; COURTOIS, B. & SANADHIRA, D. 1998.** Opportunities to Improve Phosphorus Efficiency and Soil Fertility in Rainfed Lowland Rice Ecosystems. *Field Crops Research.* 56: 115-124.
- Y **KUMURA, T.; TAKAI, Y. & ISHIKAWA, K. 1963.** Microbial Mechanism of Ferric Iron in Paddy Soils. Part I. *Soil Sci. and Plant Nutr.* 9: 171-175.
- Y **KUNDU, D.K. & LADHA, J.K. 1997.** Effect of Growing Rice on Nitrogen Mineralization in Flooded Soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 61:839-845.
- Y **KUO, S. & LOTSE, E.G. 1974.** Kinetics of Phosphate Adsorption and Desorption by Lake Sediments. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.* 38: 50-54.
- Y **KUO, S. & MIKKELSEN, D.S. 1979.** Distribution of Iron and Phosphorus in Flooded and Unflooded Soils Profiles and their Relation to Phosphorus Adsorption. *Soil Sci.* 127: 18-25.
- Y **LANGKILDE, N. 1999.** Practical Experiences with Precision Agriculture. En: **STANFFORD, J.V.** (Ed.) *Precision Agruculture'99. Part I.* Silsoe Research Institute. UK. Sheffield Academic Press. pp. 35-48.
- Y **LEÓN L. A. & ARREGOCÉS, O. 1985.** Química de Suelos Inundados. En: **TASCÓN, J.E. & GARCÍA, D.E.** (Eds.) *Arroz: Investigación y Producción.* CIAT. Colombia. 287-305.

- Y LI, H.; YANG, X.; KIRK G.J.D. & DOBBERMANN. 2002. Root-Induced Changes of Potassium in the Rhizosphere of Lowland Rice (*Oriza sativa* L.) 17th *World Congress Soil Science*. Poster. Thailand. 1282: 1-11.
- Y LIGHT, T.S. 1972. Standard Solution for Redox Potential Measurement. *Anal. Chem.* 44: 1038-1039.
- Y LIWANG MA LINDAU, C.W.; HONGPRAYOON, C.; BURHAN, W.; JANG, B.C.; PATRICK JR, W.H & SELIM, H.M. 1999. Modeling Urea, Ammonium and Nitrate Transport and Transformations in Flooded Soil Columns. *Soil Science and interdisciplinary approach to soil research*. Williams & Wilkins, Inc. Vol. 164(2): 123-132.
- Y LU, J.J. & CHANG, T.T. 1980. Rice in its Temporal and Spatial Perspective. En LUH, B.S. (Ed.) *Rice. Production and Utilization*. AVI Publishing Co. Westport. CT. USA. pp. 1-74.
- Y LUH, B.S. 1980. *Rice: Production and Utilization*. Westport, CT, USA, AVI Publishing Co. 925 pp.
- Y LYNCH, J.M. 1976. Products of Soil Microorganisms in Relation to Plant Growth. *Critical Reviews in Microbiology*. 5: 67-107.
- Y MALAVOLTA, E. & KLIEMANN, H.J. 1985. *Desordens Nutricionais no Cerrado*. Associação Brasileira para Pesquisa da Potassa e do Fosfato. Piracicaba. São Pablo. Brasil. 136 pp.
- Y MALAVOLTA, E.; VITTI, G.C. & DE OLIVERA S.A. 1989. *Avaliação do Estado Nutricional das Plantas: Princípios e Aplicações*. Associação Brasileira para Pesquisa da Potassa e do Fosfato. Piracicaba. São Pablo. Brasil. 201 pp.
- Y MANDAL, L.N. & HALDAR, M. 1980. Influence of Phosphorus and Zinc Applications on the Availability of Zinc, Copper, Iron Manganese and Phosphorus in Waterlogged Rice Soils. *Soil Science*. 130(5): 251-257.
- Y MATHERON, G. 1963. Principles of Geostatistics. *Econ. Geology*. 58: 1246-1266.

- Υ **MATHERON, G. 1971.** The theory of Regionalized Variables and its Application. *Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique*. Fasc. N° 5. Ecole des Mines de Paris.
- Υ **MCBRATNEY, A. 1994.** Evolution of Geostatistical Ideas in Soil Science: a Prototype for Adoption and Adoption of Quantitative Methods Developed in Cognate Disciplines. *15th World Congress of Soil Science*. V. 9: 131-132.
- Υ **MEHLICH, A. 1953.** Determination of P, Ca, Mg, Na, and NH_4^+ . *North Carolina Soil Test Division* Mineo. Raleigh. NC.
- Υ **MENGEL, K. & KIRKBY, E.A. 2001.** *Principles of Plant Nutrition*. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht. Netherland. 849 pp.
- Υ **MERCKX, R.A.; DIJKSTRA, A.; DER HARTOG, A. & VAN VEEN, J.A. 1987.** Production of Root-Derived Material and Associated Microbial Growth in Soil at Different Nutrient Levels. *Biol. Fertil. Soils*. 5: 126-132.
- Υ **MICROSOFT OFFICE EXCEL. 2003.** *Microsoft Office Professional Edición 2003*. Microsoft Corporation.
- Υ **MOORE JR, P.A.; GILMOUR, J.T. & WELLS, B.R. 1981.** Seasonal Patterns of Growth and Soil Nitrogen Uptake by Rice. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 45: 875-879.
- Υ **MORALES, L.A.; VÁZQUEZ, S. & PAZ GONZÁLEZ, A. 2002.** Nutrient Status on an Acid Soil as Affected by Lime Amendments after Flooding. *Comm. In Soil Science and Plant Analysis*. 33(15-18): 3007-3014.
- Υ **MULLA, D.J. 1997.** Geostatistics, Remote Sensing and Precision Farming. En: *Precision Agriculture: Spatial and Temporal Variability of Environmental Quality*. John Willey & Sons. (CIBA Foundation Symposium 210). New York. pp: 100-115.
- Υ **MURASE, J. & KIMURA, M. 1997.** Anaerobic Reoxidation of Mn^{2+} , Fe^{2+} , S^0 and S^{2-} in Submerged Paddy Soils. *Biol. Fertil. Soils*. 25: 302-306.

- Y MURPHY, B.W. 2000. The Nature of Soil. En: CHARMAN, P.E.V. & MURPHY, B.W. (Eds). 2ª Edición. *Soils: Their Properties and Management*. Oxford University Press. pp. 1-12.
- Y NATIONAL RESEARCH COUNCIL 1997. Precision Agriculture in the 21st Century. *National Academy Press*. Washington DC.
- Y NAVARRO BLAYA, S. & NAVARRO GARCÍA, G. 2000. *Química Agrícola: El suelo y los Elementos Químicos Esenciales para la Vida Vegetal*. Ediciones Mundi-Prensa. 488 pp.
- Y NELSON, S. D. & TERRY, R. E. 1996. The Effects of Soil Physical Properties and Irrigation Method on Denitrification. *Soil Science and interdisciplinary approach to soil research*. Williams & Wilkins, Inc. Vol. 161(4) pp 242-249.
- Y NEUE, H.U.; QUIJANO; C.; SENADHIRA, D. & SETTER, T. 1998. Strategies for Dealing with Micronutrient Disorders and Salinity in Lowland Rice Systems. *Field Crop Research*. 56: 139-155.
- Y NEWMAN, E.I. 1985. The Rhizosphere: Carbon Sources and Microbial Populations. En: FITTER A. H. (Ed.) *Ecological Interactions in Soil: Plants, Microbes and Animals*. Blackwell Scientific. Publ. Oxford U.K.. pp. 107-119.
- Y NORMAN, R.J.; GUINDO, D; WELLS, B.R. & WILSON JR, C.E. 1992. Seasonal Accumulation and Partitioning of Nitrogen-15 in Rice. *Soil Sci. Soc. Am. J*. 56: 1521-1527.
- Y OLSEN, S.R. & SOMMERS, L. 1982. Phosphorus. En PAGE, A.L.; MILLER, R.H. & KEENEY, D.R. (Eds.) *Methods of Soil Analysis. Part 2*. Agronomy N°9. American Society of Agronomy. Madison WI.
- Y PACHEPSKY, Y. & ACOCK, B. 1998. Stochastic Imaging of Soil Parameters to Assess Variability and Uncertainty of Crop Yield Estimates. *Geoderma*. 85: 213-229.
- Y PATRICK JR., W.H. & HENDERSON, R.E. 1981. Reduction and Reoxidation Cycles of Manganese and Iron in Flooded Soil and in Water Solution. *Soil Sci. Soc. Am. Proc*. 45: 855-859.

- Y PATRICK JR, W.H. & JUGSUJINDA, A. 1992. Sequential Reduction and Oxidation of Inorganic Nitrogen, Manganese, and Iron in Flooded Soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 56: 1071-1073.
- Y PATRICK JR, W.H. & KHALID, R.A. 1974. Phosphorus Release and Sorption by Soils and Sediments: Effect of Aerobic and Anaerobic Conditions. *Science* 186: 53-55.
- Y PATRICK, W.H. & MAHAPATRA, I.C. 1968. Transformation and Availability to Rice of Nitrogen and Phosphorus in Waterlogged Soils. *Advances in Agronomy*. 20: 323-355.
- Y PATRICK JR, W.H. & REDDY, C.N. 1978. Chemical Changes in Rice Soils. En: *Soils and Rice*. International Rice Research Institute. Los Baños Philippine. pp. 361-379.
- Y PAUL, E.A. & CLARK, F.E. 1996. *Soil Microbiology and Biochemistry*. Academic Press. London 272 pp.
- Y PAZ GONZÁLEZ, A.; GÓMEZ, M.J. & TABOADA CASTRO, M.T. 1996 a. Análisis Geoestadístico de las Propiedades Generales de un Suelo de Cultivo. *Investig. Agr. Prod. Prot. Veg.* 11(1): 133-160.
- Y PAZ GONZÁLEZ, A.; TABOADA CASTRO, M.T. & GÓMEZ, M.J. 1996 b. Spatial Variability in Topsoil Micronutrient Contents in a one-hectare Cropland Plot. *Commun. Soil Sci. Plant Anal.* 27(3-4): 479-503.
- Y PAZ GONZÁLEZ, A.; TABOADA CASTRO, M.T. & VIEIRA, S.R. 2001. Geostatistical Analysis of Heavy Metals in a one-hectare Plot under Natural Vegetation in a Serpentine Area. *Can. J. Soil Sci.* 81: 469-479.
- Y PAZ GONZÁLEZ, A.; VIEIRA, S.R. & TABOADA CASTRO, M.T. 2000. The Effect of Cultivation on the Spatial Variability of Selected Properties of a Umbric Horizon. *Geoderma*. 97(3-4): 273-292.
- Y PEBESMA, E.J. 2001. *Gstat User's Manual*. Department of Physical Geography. University of Utrecht. The Netherlands. 100 pp.

- Υ **PONNAMPERUMA, F.N. 1964.** Dynamic Aspects of Flooded Soils and the Nutrition of the Rice Plant. En *Symposium on the Mineral Nutrition of the Rice Plant*. International Rice Research Institute. Los Baños, 1964 Proceedings. Los Baños Philippines. pp. 295-328
- Υ **PONNAMPERUMA, F.N. 1972.** The Chemistry of Submerged Soils. *Advances in Agronomy*. 24: 29-96.
- Υ **PONNAMPERUMA, F.N. 1976.** Specific Soil Chemical Characteristics for Rice Production in Asia. International Rice Research Institute. *Research Paper Series N° 2*. Los Baños, Philippines.
- Υ **PONNAMPERUMA, F.N. 1977.** Behavior of Minor Elements on Paddy Soils. International Rice Research Institute. *Research paper series N° 8*. Los Baños, Philippines.
- Υ **PONNAMPERUMA, F.N. 1986.** Dynamic Aspects of Flooded Soils and the Nutrition of the Rice Plant. En: International Rice Research Institute: *The mineral Nutrition of the Rice Plant*. John Hopkins Press. Baltimore. pp: 295-328.
- Υ **PONNAMPERUMA, F.N.; LOY, T.A & TIANCO, E.M. 1969.** Redox Equilibria in Flooded Soils. II. The Manganese Oxide Systems. *Soil Sci*. 108: 48-57.
- Υ **PORTA, J.; LÓPEZ-ACEVEDO, M. & ROQUERO, C. 1999.** *Edafología: para la Agricultura y el Medio Ambiente*. (Ed.) Mundi Prensa. Madrid. 807 pp.
- Υ **RABBINGE, R. 1997.** Chairman's Introduction. En: *Precision Agriculture: Spatial and Temporal Variability of Environmental Quality*. (CIBA Foundation Symposium 210). John Wiley & Sons. pp: 1-4.
- Υ **REDDY K.R.; D'ANGELO, E.M. & HARRIS, W.G. 2000.** Biogeochemistry of wetlands. En: **SUMMER M. E.** (Ed.) *Handbook of Soil Science*. CRC Press New York. pp: G-89-118.
- Υ **REYES, E.D.; DAVIDE, J.D.; ORARA, L.G. & CALIXIHAN, R.A.. 1962.** Nitrogen, Phosphorus, and Potassium Uptake by a Lowland Rice Variety at Different Stages of Growth. *Philipp. Agric*. 46: 7-19.

- Υ ROBERT, P.C. 1999. Precision Agriculture: Research Needs and Status in the USA. En: STAFFORD, J.V. (Ed.) *Precision Agriculture'99. Part I*. Silsoe Research Institute, UK. Sheffield Academic Press. pp. 19-33.
- Υ RODRÍGUEZ SANFUENTES, J. 1993. *La fertilización de los Cultivos. Un Método Racional*. Colección en Agricultura. Facultad de Agronomía Pontificia Universidad de Chile. Santiago de Chile. pp. 291.
- Υ ROWELL, D.L. 1981. Oxidation and Reduction. En: GREENLAND, D.J. & HAYES, M.H.B. (Ed.) *The Chemistry of Soil Processes*. John Willey and Sons Ltd. pp. 401-459.
- Υ RUELLE, P.; BEN SALAH, D. & VAUCLIN, M. 1986. Méthodologie d'Analyse de la Variabilité Spatiale d'une Parcelle Agronomique: Application á L'échantillonnage. *Agronomie*. 6: 529-539.
- Υ RUSSELL, E.W. 1981. *Soil Conditions and Plant Growth*. 10ª Edición. Longmans London.
- Υ SAH, R.N.; MIKKELSEN, D.S. & HAFEZ, A.A. 1989 a. Phosphorus Behaviour in Flooded-Drained Soils. II. Iron Transformations and Phosphorus Sorption. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 53: 1723-1728.
- Υ SAH, R.N.; MIKKELSEN, D.S. & HAFEZ, A.A. 1989 b. Phosphorus Behaviour in Flooded-Drained Soils. III. Phosphorus Desorption and Availability. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 53: 1729-1732.
- Υ SAMPER, F.J. & CARRERA, J. 1990. *Geoestadística. Aplicaciones a la Hidrología Subterránea*. Centro Internacional de Métodos Numéricos en Ingeniería. Barcelona. 484 pp.
- Υ SÁNCHEZ, P.A. 1976. Soil Management in Rice Cultivation Systems. En: *Properties and Management of Soil in the Tropics*. John Willey and Sons. New York. pp: 413-477.
- Υ SAS INSTITUTE. 1985. *SAS User's Guide: Statistics*. 5ª Edición. SAS Institute. Cary, NC.

- γ SCHELEUB, U. & MÜLLER, F. 2001. Requirements for Soil Sampling in the Context of Ecosystem Research. *Sci. Total Environ.* 264: 193-197.
- γ SCHERER, H.W. & ZHANG Y. 2003. Fixation and Release of Ammonium in Paddy Soils after Flooding. *Technological and Institutional Innovations for Sustainable Rural Development*. Deutscher Tropentag October 2003. Göttingen.
- γ SCHUELLER, J.K. 1992. A Review and Integrating Analysis of Spatially-Variable Control of Production. *Fertilizers Research*. 33: 1-34.
- γ SHUKLA, S.S.; SYERS, J.K.; WILLIAMS, J.D.H.; ARMSTRONG, D.E. & HARRIS, R.E. 1971. Sorption of Inorganic Phosphate by Lake Sediments. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.* 35: 244-249.
- γ SILVA, A.P. DA; LIBARDI, P.L. & VIEIRA, S.R. 1989. Variabilidade Espacial da Resistência à Penetração de um Latossolo Vermelho-Escuro ao Longo de uma Transação. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*. 13: 1-5.
- γ SIMS, J.L. & PLACE, G.A. 1968. Growth and Nutrient Uptake of Rice at Different Growth Stages and Nitrogen Levels. *Agron.* 5(60): 692-696.
- γ SLEEZER, R.O. 2003. Wetland Soils in the U.S. Wetland. Disponível on-line en: <http://academic.emporium.edu/aberjame/wetland/soils/soils2.htm>.
- γ SOLTANPOUR, P.N. & FOLLETT, R.H. 2001. Soil Test Explanation Quick Facts. Colorado State University Cooperative Extension. N°. 0.502. Disponível on-line en: [http://www.ext.colostate.edu/index.html/Soil Test Explanation.htm](http://www.ext.colostate.edu/index.html/Soil%20Test%20Explanation.htm).
- γ SPARKS, D.L. 2000. Bioavailability of soil potassium. En SUMMER M. E. (Ed.) *Handbook of Soil Science*. CRC Press New York. pp. D-38-53.
- γ SPSS 11.5 PARA WINDOWS. 2001. *Syntax Reference Guide*. SPSS Inc. Chicago. 1549 pp.
- γ SRIVASTAVA, R.M. 1996. An Overview of Stochastic Spatial Simulation. En; MOWRER, H.T.; CZAPLEWSKI, R.L. & HAMRE, R.H. (Eds.) *Spatial Accuracy*

- Assessment in Natural Resource and Environmental Sciences*. Second International Symposium. U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Fort Collins. General Technical Report RM-GTR-277. pp. 13-22.
- Υ **TAKAI, Y. & KAMURA, T. 1966.** The Mechanism of Reduction in Waterlogged Paddy Soil. *Folia Micro Biología (Prague)*. 11: 304-313.
- Υ **TANAKA A., NAVASERO, S.A.; GARCÍA, C.V.; PARAO, F.T. & RAMÍREZ, E. 1964.** Growth Habit of the Rice Plants in the Tropics and its Effect on Nitrogen Response. International Rice Research Institute. *Research paper series* N° 3. Los Baños, Philippines.
- Υ **THE UNIVERSITY OF GEORGIA COLLEGE OF AGRICULTURE AND ENVIRONMENTAL SCIENCES COOPERATIVE EXTENSION SERVICE (CAES). 2004.** Soil Testing Turf. Typical Soil Test Rankings for Common Extractants. Disponible on-line en: <http://www.ces.uga.edu/Table3NutrientLevel.htm>.
- Υ **TOUGH, J.G. & LEYSHON, P.R. 1985.** A Program to Fit Spherical and Exponential Models to Experimental Semivariograms. *Computers and Geosciences*. 11(1): 95-99
- Υ **TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. 1985.** Application of Geostatistics to Spatial Studies of Soil Properties. *Adv. Agron.* 38: 45-94.
- Υ **TRIERWEILER, J.F. & LINDSAY, W.L. 1969.** EDTA-Ammonium Carbonate Soil Test for Zinc. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.* 33: 49-53.
- Υ **ULLOA GUTIÁN, M. 2002.** Aplicación de la geoestadística al estudio de la fertilidad del suelo. *Tesis Doctoral*. Universidade de A Coruña. 440 pp.
- Υ **USDA. 1975.** Soil Taxonomy. A Basic System of Soil Classification for Working and Interpreting. *Soil Survey* 2ª Edición. United States Government. Printing Office. Washington DC
- Υ **VAN DEURSEN, W.P.A. & WESSELING, C.G. 1992.** The PCRaster Package. *Department of Physical Geography. Faculty of Geographical. University of Utrecht*. The Netherlands. 313 pp.

- Υ **VAN RAIJ, B.; CANTARELA, H.; QUAGGIO, J.A. & FURLANI, A.M.C. 1996.** Recomendações de Adubação e Calagem para o Estado de São Paulo. *Instituto Agrônomo de Campinas & Fundação IAC. Boletim Técnico 100.* 285 pp.
- Υ **VANDERBORGH, J.; JACQUES, D.; MALLANTS, D.; TSENG, P.H. & FEYEN, J. 1997.** Analysis of Solute Redistribution in Heterogeneous Soil: II. Numerical Simulation of Solute Transport. En: **SOARES, A.; GÓMEZ-HERNÁNDEZ, J. & FROIDEVAUX, R.** (Eds.) *GeoENV I – Geostatistics for Environmental Applications.* Kluwer Academic Publishing. Dordrecht. pp. 283-295.
- Υ **VAUCLIN, M. 1983.** Méthodes d'étude de la Variabilité Spatiale des Propriétés d'un Sol. En: *Variabilité Spatiale des Processus de Transfert dans les Sols.* Les Colloques de l'INRA. 15: 9-43.
- Υ **VIEIRA, S.R. 2000.** Uso de Geoestatística em Estudos de Variabilidade Espacial de Propriedades do Solo. En: **NOVAIS, R.F.; ÁLVAREZ, V.H. & SCHAEFER, C.E.** (Eds.). *Tópicos em Ciência do Solo.* Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. Viçosa. pp. 3-87.
- Υ **VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. 1983.** Geostatistical Theory and Application to Variability of some Agronomical Properties. *Hilgardia.* 51: 1-75.
- Υ **VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. 1981.** Spatial Variability of Field-Measured Infiltration Rate. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 47: 1040-1048.
- Υ **VISCARRA ROSSEL, R.A. & MCBRATNEY, A.B. 1998.** Soil Chemical Analytical Accuracy and Costs: Implications for Precision Agriculture. *Australian Journal of Precision Agriculture.* 38: 765-775.
- Υ **VOLTZ, M. 1997.** Spatial Variability of Soil Moisture Regimes at Different Scales. En: *Precision Agriculture: Spatial and Temporal Variability of Environmental Quality,* John Wiley & Sons (CIBA Foundation Symposium 210). New York. pp. 18-30.

- γ **WARNOCK, R. E. 1970.** Micronutrient Uptake and Mobility within Corn Plants (*Zea mays* L.) in Relation to Phosphorus-Induced Zinc Deficiency. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.* 34: 236-241.
- γ **WARRICK, A.W.; MYERS, D.E. & NIELSEN, D.R. 1986.** Geostatistical Methods Applied to Soil Science. En: **KLUTE A.** (Ed). *Methods of Soil Analysis. I. Physical and Mineralogical Methods.* 2ª Edición. American Society of Agronomy & Soil Science Society of America. Madison, WI. pp. 53-82.
- γ **WEBSTER, R. 2000.** Is Soil Variation Random? *Geoderma.* 97: 149-163.
- γ **WEBSTER, R. & BURGESS, T.M. 1980.** Optimal Interpolation and Isarithmic Mapping of Soil Properties. III. Changing Drift and Universal Kriging. *J. Soil Sci.* 31: 505-524.
- γ **WEBSTER, R. & OLIVER, M.A. 1990.** Statistical methods in Soil and Land Resources Survey. *Oxford University Press.* Oxford. 316 pp.
- γ **WEBSTER, R. & OLIVER, M.A. 2000.** Geostatistics for Environmental Sciences. *John Wiley and Sons.* 271 pp.
- γ **WHITE, R.E. 1997.** Principles and practice of Soil Science. *The soil as a natural resource.* 3ª Edición. Blackwell Science. 348 pp.
- γ **WILKINSON, S.R. & STUEDEMANN, J.A. 1979.** Tetany Hazard of Plants as Affected by Fertilization with N, K, or Poultry Litter and Methods of Grass Tetany Prevention. En **RENDING, V.V. & GRUNES, D.L.** (Eds.) Grass Tetany. Am. Soc. Agron. Spec. Publ. 35. American Society of Agronomy. Madison. pp. 93-121.
- γ **WILLET, I.R. & HIGGINS, M.L. 1978.** Phosphate Sorption by Reduced and Reoxidized Rice Soils. *Aust. J. Soil Res.* 16: 319-326.
- γ **WILSON JR., C.E.; SLATON, N.A.; SABBE, W.E.; NTAMATUNGIRO, S.; NORMAN, R.J.; WELL, B.R. & FRIZZELL, D. 1996.** Rice Response to Phosphorus and Potassium Fertilization at different Soil Test Levels. *Arkansas Agricultural Experiment Station Research.* Series 455: 54-56.

- γ **YOSHIDA, S. 1978.** Microbial Metabolism in Rice Soils. En *Soils and Rice*. International Rice Research Institute. Los Baños, Philippines.
- γ **YOSHIDA, S. 1981.** *Fundamentals of Rice Crop Science*. International Rice Research Institute. Los Baños, Philippines.



LISTAS DE FIGURAS, TABLAS y ECUACIONES

Lista de Figuras

Figura 1. Contribución de trigo y arroz a la producción mundial de cereales (millones tm).	9
Figura 2. Producción de arroz por continente (millones tm).....	9
Figura 3. Contribución de los principales países Asiáticos en la producción de arroz (millones tm).	9
Figura 4. Perfil de suelo inundado mostrándole intercambio de gases entre la atmósfera y el suelo a través de una lámina de agua.....	15
Figura 5. Modelo de gradientes redox en suelos arroceros inundados.....	22
Figura 6. Contenido en arcilla en el horizonte superior de un suelo a lo largo de un transecto de 3.2 km de longitud (de acuerdo con Webster y Oliver, 1990)	57
Figura 7. Partes constituyentes de un semivariograma teórico.	86
Figura 8. Diferentes modelos teóricos de semivariogramas	90
Figura 9. Corte esquemático que muestra la posición en el paisaje de los perfiles de las series Puerto hormiguero, Palmita y San Luis (Escobar <i>et al.</i> , 1992).	127
Figura 10. Diagrama del campo experimental mostrando el detalle de muestreo realizado en cada bloque para las tres situaciones estudiadas	134
Fotos. Vistas de las parcelas experimentales y plantas del cultivo de arroz	135
Figura 11. Diagrama esquemático que muestra las relaciones entre condiciones hídricas, potencial redox, actividad metabólica de los microorganismos en suelos inundados. Límites críticos de potencial redox a pH 6.5.	141
Figura 12. Ejemplo de archivos de texto para su utilización en el módulo GSTATW para Windows.....	162
Figura 13. Ejemplo de archivo comando para el ajuste de modelos teóricos de semivariograma mediante el módulo GSTAT	164
Figura 14. Archivos de salida al ejecutarse el modulo GSTAT con los parámetros del variograma.	166
Figura 15. Archivos de comandos para la interpolación de las variables en puntos no muestreados para su ejecución con el modulo GSTAT	169
Figura 16. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de pH de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	173
Figura 17. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de pH de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	177
Figura 18. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de pH de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	181

Figura 19. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de E_h de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	185
Figura 20. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de E_h de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	189
Figura 21. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de E_h de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	193
Figura 22. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de $NH_4^+ - N$ de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	197
Figura 23. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de $NH_4^+ - N$ de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	201
Figura 24. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de $NH_4^+ - N$ de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	205
Figura 25. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de P - Olsen de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	209
Figura 26. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de P - Olsen de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	213
Figura 27. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de P - Olsen de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	217
Figura 28. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de K - Mehlich de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	222
Figura 29. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de K - Mehlich de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	225
Figura 30. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de K - Mehlich de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	229
Figura 31. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Fe - Mehlich de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	233
Figura 32. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Fe - Mehlich de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	237
Figura 33. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Fe - Mehlich de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	241
Figura 34. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Mn - Mehlich en los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.	246

Figura 35. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Mn - Mehlich de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	249
Figura 36. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Mn - Mehlich en los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	253
Figura 37. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Zn - Mehlich de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	257
Figura 38. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Zn - Mehlich de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	261
Figura 39. Histograma de frecuencias y curva de distribución normal ajustada a los valores de Zn - Mehlich de los tres muestreos realizados en las parcelas con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	265
Figura 40. Relación entre el E_h (mV.) y el K - Mehlich (mg·kg ⁻¹) en el tratamiento testigo después de 28 días de inundación.....	277
Figura 41. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable pH en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.....	311
Figura 42. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) para la variable pH en la parcela con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo.....	312
Figura 43. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable pH en la parcela con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita para los muestreos realizado al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.	313
Figura 44. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable pH en la parcela con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita para los muestreos realizado al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.	314
Figura 45. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable E_h en los muestreos realizados en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal.....	321
Figura 46. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable E_h en los tres muestreos con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.	322
Figura 47. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable E_h con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	323
Figura 48. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable E_h con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	324

Figura 49. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ para los muestreos realizado en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal.	331
Figura 50. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ con la aplicación de 0 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.	332
Figura 51. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ con la aplicación de 625 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.	333
Figura 52. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ con la aplicación de 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.	334
Figura 53. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable P - Olsen para los muestreos realizados en el momento de la siembra, pleno macollamiento y floración con distintas dosis de cal aplicados.	341
Figura 54. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable P - Olsen con la aplicación de 0 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.	342
Figura 55. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable P - Olsen con la aplicación de 625 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.	343
Figura 56. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable P - Olsen con la aplicación de 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.	344
Figura 57. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable K - Mehlich para los muestreos realizado en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal aplicados.	351
Figura 58. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable K - Mehlich con la aplicación de 0 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.	352
Figura 59. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable K - Mehlich con la aplicación de 625 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.	353
Figura 60. Mapas de estimación por krigeado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable K - Mehlich con la aplicación de 1250 $\text{kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.	354

Figura 61. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable Fe - Mehlich en los muestreos realizado en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal.....	361
Figura 62. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Fe - Mehlich con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	362
Figura 63. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Fe - Mehlich con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	363
Figura 64. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Fe - Mehlich con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	364
Figura 65. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable Mn - Mehlich en los muestreos realizado en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal.....	371
Figura 66. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) para la variable Mn - Mehlich con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	372
Figura 67. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) para la variable Mn - Mehlich con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	373
Figura 68. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) para la variable Mn - Mehlich con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	374
Figura 69. Semivariogramas experimentales y modelos teóricos ajustados a la variable Zn - Mehlich en los muestreos realizados en el momento de la siembra, en pleno macollamiento y en la floración con distintas dosis de cal.....	381
Figura 70. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Zn - Mehlich con la aplicación de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	382
Figura 71. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Zn - Mehlich con la aplicación de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	383
Figura 72. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda) y sus respectivos mapas de error de estimación (derecha) de la variable Zn - Mehlich con la aplicación de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita en los diferentes estadios del cultivo de arroz.....	384
Figura 73. Mapas de estimación por krigado en bloque (izquierda), y de errores de estimación (derecha) y modelo semivariograma ajustado (abajo) a los rendimientos de arroz.....	387

Lista de Tablas

Tabla 1: Producción mundial de cereales en millones de toneladas métricas (Fuentes FAO Stat, 2001)..... 7

Tabla 2: Principales hitos en el desarrollo de la Geoestadística y su aplicación a las Ciencias del Suelo de acuerdo con Ulloa Guitián, 2002). 53

Tabla 3: Características granulométricas, fisicoquímicas y químicas de la Serie San Luis (Escobar *et al.*, 1992)..... 132

Tabla 4: Valores de pH en agua (USDA, 1975)..... 142

Tabla 5: Índices de disponibilidad para los distintos niveles de contenido de macro y micronutrientes en el suelo. ** 148

Tabla 6: Estadísticas descriptivas de la variable pH en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita..... 173

Tabla 7: Análisis de varianza para la variable independiente pH entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita. 173

Tabla 8: Estadísticas descriptivas de la variable pH en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita. 177

Tabla 9: Análisis de varianza para la variable independiente pH entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita. 177

Tabla 10: Estadísticas descriptivas de la variable pH en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita..... 181

Tabla 11: Análisis de varianza para la variable independiente pH entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg·ha⁻¹ de dolomita. 181

Tabla 12: Comparación entre medias de la variable pH para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo. 182

Tabla 13: Estadísticas descriptivas de la variable E_h (mV) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita. 185

Tabla 14: Análisis de varianza para la variable independiente E_h entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 0 kg·ha⁻¹ de dolomita..... 185

Tabla 15: Estadísticas descriptivas de la variable E_h (mV) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita. 189

Tabla 16: Análisis de varianza para la variable independiente E_h entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 625 kg·ha⁻¹ de dolomita..... 189

Tabla 17. Estadísticas descriptivas de la variable E_n (mV) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	193
Tabla 18. Análisis de varianza para la variable independiente E_n entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita	193
Tabla 19. Comparación entre medias de la variable E_n (mV) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.....	194
Tabla 20. Estadísticas descriptivas de la variable $NH_4^+ - N$ (mg·kg ⁻¹) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita	197
Tabla 21. Análisis de varianza para la variable independiente $NH_4^+ - N$ entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita	197
Tabla 22. Estadísticas descriptivas de la variable $NH_4^+ - N$ (mg·kg ⁻¹) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita	201
Tabla 23. Análisis de varianza para la variable independiente $NH_4^+ - N$ entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita	201
Tabla 24. Estadísticas descriptivas de la variable $NH_4^+ - N$ (mg·kg ⁻¹) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita	205
Tabla 25. Estadísticas descriptivas de la variable $NH_4^+ - N$ en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	205
Tabla 26. Comparación entre medias de la variable $NH_4^+ - N$ (mg·kg ⁻¹) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.....	206
Tabla 27. Estadísticas descriptivas de la variable P - Olsen (mg·kg ⁻¹) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita	209
Tabla 28. Análisis de varianza para la variable independiente P - Olsen entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	209
Tabla 29. Estadísticas descriptivas de la variable P - Olsen (mg·kg ⁻¹) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita	213
Tabla 30. Análisis de varianza para la variable independiente P - Olsen entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	213
Tabla 31. Estadísticas descriptivas de la variable P - Olsen (mg·kg ⁻¹) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita	217
Tabla 32. Análisis de varianza para la variable independiente P - Olsen entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	217

Tabla 33. Comparación entre medias de la variable P - Olsen ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.	218
Tabla 34. Estadísticas descriptivas de la variable K - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	222
Tabla 35. Análisis de varianza para la variable independiente K - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	222
Tabla 36. Estadísticas descriptivas de la variable K - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	225
Tabla 37. Análisis de varianza para la variable independiente K - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	225
Tabla 38. Estadísticas descriptivas de la variable K - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	229
Tabla 39. Análisis de varianza para la variable independiente K - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	229
Tabla 40. Comparación de medias para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo de la variable independiente K - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$).	230
Tabla 41. Estadísticas descriptivas de la variable Fe - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	233
Tabla 42. Análisis de varianza para la variable independiente Fe - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	233
Tabla 43. Estadísticas descriptivas de la variable Fe - Mehlich $\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$ en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	237
Tabla 44. Análisis de varianza para la variable independiente Fe - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	237
Tabla 45. Estadísticas descriptivas de la variable Fe - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	241
Tabla 46. Análisis de varianza para la variable independiente Fe - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	241
Tabla 47. Comparación entre medias de la variable Fe - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.	242
Tabla 48. Estadísticas descriptivas de la variable Mn - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	246
Tabla 49. Análisis de varianza para la variable independiente Mn - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	246

Tabla 50. Estadísticas descriptivas de la variable Mn - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	249
Tabla 51. Análisis de varianza para la variable independiente Mn - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	249
Tabla 52. Estadísticas descriptivas de la variable Mn - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	252
Tabla 53. Análisis de varianza para la variable independiente Mn - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	253
Tabla 54. Comparación entre medias de la variable Mn - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.	254
Tabla 55. Estadísticas descriptivas de la variable Zn - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	257
Tabla 56. Análisis de varianza para la variable independiente Zn - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	257
Tabla 57. Estadísticas descriptivas de la variable Zn - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	261
Tabla 58. Análisis de varianza para la variable independiente Zn - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	261
Tabla 59. Estadísticas descriptivas de la variable Zn - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) en los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	265
Tabla 60. Análisis de varianza para la variable independiente Zn - Mehlich entre los tres muestreos realizados en las parcelas con el agregado de $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	265
Tabla 61. Comparación entre medias de la variable Zn - Mehlich ($\text{mg}\cdot\text{kg}^{-1}$) para los diferentes niveles de dolomita aplicados dentro de cada muestreo.	266
Tabla 62. Matriz de correlación de las variables evaluadas en el momento de la siembra en las parcelas con $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita.	275
Tabla 63. Matriz de correlación de las variables evaluadas en el momento de la siembra en las parcelas con $625 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita aplicados.	275
Tabla 64. Matriz de correlación de las variables evaluadas en el momento de la siembra en las parcelas con $1250 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita aplicados.	275
Tabla 65. Matriz de correlación de las variables evaluadas en pleno macollamiento en las parcelas con $0 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita aplicados.	282
Tabla 66. Matriz de correlación de las variables evaluadas en pleno macollamiento en las parcelas con $650 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$ de dolomita aplicados.	282

Tabla 67. Matriz de correlación de las variables evaluadas en pleno macollamiento en las parcelas con 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita aplicados.....	282
Tabla 68. Matriz de correlación de las variables evaluadas en la floración en las parcelas con 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita aplicados.....	288
Tabla 69. Matriz de correlación de las variables evaluadas en la floración en las parcelas con 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita aplicados.....	288
Tabla 70. Matriz de correlación de las variables evaluadas en la floración en las parcelas con 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita aplicados.....	288
Tabla 71. Matriz de correlación entre las diferentes etapas del cultivo de arroz en las parcelas con 0 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	294
Tabla 72. Matriz de correlación en las diferentes etapas del cultivo de arroz en las parcelas con 625 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	295
Tabla 73. Matriz de correlación entre los diferentes estadios del cultivo de arroz en las parcelas con 1250 kg·ha ⁻¹ de dolomita.....	296
Tabla 74. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y validación cruzada para la variable pH en los diferentes estadios de crecimiento del cultivo de arroz.....	309
Tabla 75. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable E_n en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.....	315
Tabla 76. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable $NH_4^+ - N$ en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.....	327
Tabla 77. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable P - Olsen en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.....	336
Tabla 78. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable K - Mehlich para los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.....	347
Tabla 79. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable Fe - Mehlich en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.....	356
Tabla 80. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable Mn - Mehlich en los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.....	365
Tabla 81. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para la variable Zn - Mehlich para los muestreos realizados al momento de la siembra, pleno macollamiento y floración.....	376

Tabla 82. Parámetros de modelos teóricos ajustados a los semivariogramas experimentales y de validación cruzada para los rendimientos ($\text{tm}\cdot\text{ha}^{-1}$) del cultivo de arroz.....	387
Anexo 1. Tamaño de la muestra necesaria para estimar las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas de un suelo bajo cultivo de arroz en el momento de la siembra a diferentes niveles de dolomita aplicados.....	435
Anexo 2. Tamaño de la muestra necesaria para estimar las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas de un suelo bajo cultivo de arroz en pleno macollamiento a diferentes niveles de dolomita aplicados.....	436
Anexo 3. Tamaño de la muestra necesaria para estimar las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas de un suelo bajo cultivo de arroz en el momento de la floración a diferentes niveles de dolomita aplicados.....	437

Lista de Ecuaciones

Ecuación del semivariograma.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \dots\dots\dots (EC. 1) \quad .84$$

Ecuación que estima el semivariograma experimental.

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \dots\dots\dots (EC. 2) \quad .84$$

Ecuación del semivariograma escalonado.

$$\gamma_i^{sc}(h) = \frac{\gamma_{i(h)}}{\alpha_i} \dots\dots\dots (EC. 3) \quad .89$$

Ecuación del modelo linear y meseta.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + \frac{C_1}{a} h & \Rightarrow 0 \leq h \leq a \\ C_0 + C_1 & \Rightarrow h > a \end{cases} \dots\dots\dots (EC. 4) \quad .91$$

Ecuación para el semivariograma esférico.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] & \Rightarrow 0 \leq h \leq a \\ C_0 + C_1 & \Rightarrow h > a \end{cases} \dots\dots\dots (EC. 5) \quad .92$$

Ecuación para estimar un semivariograma exponencial.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h}{a}\right) \right] & \Rightarrow 0 \leq h \leq d \\ C_0 + C_1 & \Rightarrow h > d \end{cases} \dots\dots\dots (EC. 6) \quad .92$$

Expresión del alcance efectivo a' para el modelo exponencial

$$a' = 3a \dots\dots\dots (EC. 7) \quad .92$$

Ecuación para el modelo gaussiano.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h^2}{a^2}\right) \right] & \Rightarrow 0 \leq h \leq d \\ C_0 + C_1 & \Rightarrow h > d \end{cases} \dots\dots\dots (EC. 8) \quad .93$$

Ecuación que estima el alcance efectivo del modelo gaussiano.

$$a' = \sqrt{3a} \dots\dots\dots (EC. 9) \quad .93$$

Ecuación para estimar el semivariograma circular.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[\frac{2h}{\pi a} \sqrt{1 - \left(\frac{h}{a}\right)^2} + \frac{2}{\pi} \operatorname{arcseno} \frac{h}{a} \right] & \Rightarrow 0 \leq h \leq a \quad \dots \text{(EC. 10)} \quad .93 \\ C_0 + C_1 & \Rightarrow h > a \end{cases}$$

Ecuación del modelo pentaesférico.

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C_1 \left[\frac{15h}{8a} - \frac{5}{4} \left(\frac{h}{a}\right)^8 + \frac{3}{8} \left(\frac{h}{a}\right)^5 \right] & \Rightarrow 0 \leq h \leq a \quad \dots \text{(EC. 11)} \quad .94 \\ C_0 + C_1 & \Rightarrow h > a \end{cases}$$

Ecuación de modelos compuestos.

$$\gamma(h) = \sum_i \gamma_i(h) \dots \dots \dots \text{(EC. 12)} \quad .97$$

Ecuación de la suma de errores cuadráticos medios.

$$\sum_{i=1}^{N_c} \omega_i \left[\gamma_i(h) - \gamma^*(h) \right]^2 \dots \dots \dots \text{(EC. 13)} \quad .97$$

Ecuación para minimizar los primeros puntos.

$$\frac{N(h_i)}{\left[\gamma(h_k) \right]^2} \dots \dots \dots \text{(EC. 14)} \quad .98$$

Estimador del krigado puntual.

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \dots \dots \dots \text{(EC. 15)} \quad 108$$

Esperanza matemática del estimador es.

$$E\{Z^*(x_0) - Z(x_0)\} = 0 \dots \dots \dots \text{(EC. 16)} \quad 109$$

Suma de los coeficientes de krigado.

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \dots \dots \dots \text{(EC. 17)} \quad 109$$

Varianza de estimación.

$$\operatorname{Var}\{Z^*(x_0) - Z(x_0)\} = E\left\{ \left[Z^*(x_i) - Z(x_i) \right]^2 \right\} = \textit{minima} \dots \dots \dots \text{(EC. 18)} \quad 109$$

Ecuación de interpolación para krigado en bloques.

$$Z_v(x) = \frac{1}{V} \int_V Z(v) dv \dots \dots \dots \text{(EC. 19)} \quad 111$$

Esperanza matemática de la función intrínseca.

$$E[Z_v(x+h) - Z_v(x)] = 0 \dots\dots\dots (EC. 20) \quad 112$$

Ecuación del variograma regularizado simple.

$$\bar{\gamma}_{v_1 v_2} = \frac{1}{V_1 V_2} \int_{V_1} \int_{V_2} \gamma(u_1 - u_2) du_1 du_2 \dots\dots\dots (EC. 21) \quad 112$$

Ecuación del variograma regularizado en bloques.

$$\bar{\gamma}_{v_i} = \frac{1}{V} \int_V \gamma(u - x_i) du \dots\dots\dots (EC. 22) \quad 113$$

Semivariograma para la variable $Z_1(x_i)$.

$$\gamma_1(h) = \frac{1}{2} E\left\{ [Z_1(x_i) - Z_1(x_i + h)]^2 \right\} \dots\dots\dots (EC. 23) \quad 115$$

Semivariograma para la variable $Z_2(x_i)$.

$$\gamma_2(h) = \frac{1}{2} E\left\{ [Z_2(x_i) - Z_2(x_i + h)]^2 \right\} \dots\dots\dots (EC. 24) \quad 116$$

Ecuación del semivariograma cruzado.

$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2} E\left\{ [Z_1(x_i + h) - Z_1(x_i)] [Z_2(x_i + h) - Z_2(x_i)] \right\} \dots\dots\dots (EC. 25) \quad 116$$

Estimador del semivariograma experimental cruzado.

$$\gamma_{12}^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_1(x_i) - Z_1(x_i + h)] [Z_2(x_i) - Z_2(x_i + h)] \dots\dots\dots (EC. 26) \quad 116$$

Ecuación de realizaciones individuales.

$$z(x) = \Pr(Z), \gamma(h) \dots\dots\dots (EC. 27) \quad 124$$

Fórmula de la media aritmética.

$$\bar{Z} = \sum_{i=1}^N \frac{Z_i}{N} \dots\dots\dots (EC. 28) \quad 151$$

Ecuación para la media geométrica.

$$\bar{Z}_G = \sqrt{x_1 \cdot x_2 \cdot x_3 \dots x_n} \dots\dots\dots (EC. 29) \quad 151$$

Cálculo de la varianza.

$$\sigma_Z^2 = \sum_{i=1}^N \frac{[Z_i - \bar{Z}]^2}{N} \dots\dots\dots (EC. 30) \quad 151$$

Fórmula del coeficiente de variación.

$$CV = 100 \frac{\sqrt{\sigma_Z^2}}{\bar{Z}} \dots\dots\dots (EC. 31) \quad 152$$

Ecuación del coeficiente de asimetría.

$$g_1 = \frac{AM_3}{(\sigma_Z^2)^{1.5}} \dots\dots\dots (EC. 32) \quad 152$$

Formula de AM_3 .

$$AM_3 = \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i)^3}{N} - 3\bar{Z} \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i)^2}{N} + 2(\bar{Z})^3 \dots\dots\dots (EC. 33) \quad 152$$

Ecuación para el cálculo de la curtosis.

$$g_2 = \frac{AM_4}{(\sigma_Z^2)^2} \dots\dots\dots (EC. 34) \quad 153$$

Formula de AM_4 .

$$AM_4 = \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i)^4}{N} - 4\bar{Z} \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i)^3}{N} + 6(\bar{Z})^2 \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i)^2}{N} - 3(\bar{Z})^4 \dots\dots\dots (EC. 35) \quad 153$$

Ecuación D_n para la prueba de Kolmogorov-Smirnov.

$$D_n = \max |F_n(x) - F(x)| \dots\dots\dots (EC. 36) \quad 154$$

Ecuación de la covarianza.

$$C_{Z_i Z_j} = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{i=1}^N Z_i Z_j - \frac{\left(\sum_{i=1}^N Z_i \right) \left(\sum_{i=1}^N Z_j \right)}{N} \right\} \dots\dots\dots (EC. 37) \quad 155$$

Ecuación para el cálculo de la matriz de coeficientes de correlación.

$$\rho(Z_i Z_j) = \frac{C_{Z_i Z_j}}{\sqrt{\sigma_{Z_i} \sigma_{Z_j}}} \dots\dots\dots (EC. 38) \quad 155$$

Ecuación para el cálculo del número de muestras.

$$N_{\min} = t_{(1-\alpha)}^2 \frac{CV^2}{ER^2} \dots\dots\dots (EC. 39) \quad 157$$

Recta de regresión.

$$Z^*(x_i) = a + b \cdot Z(x_i) \dots\dots\dots (EC. 40) \quad 167$$

Ecuación del error absoluto.

$$EA\{Zx_i\} = Z^*(x_i) - Z(x_i) \dots\dots\dots (EC. 41) \quad 167$$

Media de los errores absolutos.

$$E\{Z^*(x_i) - Z(x_i)\} = 0 \dots\dots\dots (EC. 42) \quad 167$$

Varianza de los errores absolutos.

$$E\{[Z^*(x_i) - Z(x_i)]^2\} = \text{MÍNIMA} \dots\dots\dots (EC. 43) \quad 168$$

Ecuación del error reducido.

$$ER\{Z(x_i)\} = \frac{[Z^*(x_i) - Z(x_i)]}{\sigma_k^2 Z^*(x_i)} \dots\dots\dots (EC. 44) \quad 168$$

Media de los errores reducidos.

$$E\left\{\frac{[Z^*(x_i) - Z(x_i)]}{\sigma_k^2 Z^*(x_i)}\right\} = 0 \dots\dots\dots (EC. 45) \quad 168$$

Varianza de los errores reducidos.

$$E\left\{\frac{[Z^*(x_i) - Z(x_i)]^2}{\sigma_k^2 Z^*(x_i)}\right\} = 1 \dots\dots\dots (EC. 46) \quad 168$$



ANEXOS

7. ANEXOS

Anexo I. Tamaño de la muestra necesaria para estimar las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas de un suelo bajo cultivo de arroz en el momento de la siembra a diferentes niveles de dolomita aplicados.

	Nivel de Confianza 90%			Nivel de Confianza 95%		
	Error Relativo			Error Relativo		
	5	10	20	5	15	20
0 kg·ha⁻¹ dolomita						
pH	1	1	1	1	1	1
E_h	1	1	1	1	1	1
NH_4^+ - NH	40	10	3	57	14	4
P - Olsen	63	16	4	90	23	6
K - Mehlich	36	9	2	52	13	3
Fe - Mehlich	5	1	1	7	2	1
Mn - Mehlich	22	6	1	32	8	2
Zn - Mehlich	74	19	5	106	26	7
625 kg·ha⁻¹ dolomita						
pH	1	1	1	1	1	1
E_h	1	1	1	1	1	1
NH_4^+ - NH	23	6	1	32	8	2
P - Olsen	49	12	3	70	18	4
K - Mehlich	21	5	1	29	7	2
Fe - Mehlich	5	1	0	7	2	0
Mn - Mehlich	17	4	1	25	6	2
Zn - Mehlich	7	2	0	10	2	1
1250 kg·ha⁻¹ dolomita						
pH	1	1	1	1	1	1
E_h	1	1	1	1	1	1
NH_4^+ - NH	45	11	3	64	16	4
P - Olsen	39	10	2	55	14	3
K - Mehlich	15	4	1	22	6	1
Fe - Mehlich	8	2	1	11	3	1
Mn - Mehlich	21	5	1	29	7	2
Zn - Mehlich	16	4	1	22	6	1

Anexo 2. Tamaño de la muestra necesaria para estimar las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas de un suelo bajo cultivo de arroz en pleno macollamiento a diferentes niveles de dolomita aplicados.

	Nivel de Confianza 90%			Nivel de Confianza 95%		
	Error Relativo			Error Relativo		
	5	10	20	5	15	20
0 kg·ha⁻¹ Dolomita						
pH	3	1	1	4	1	1
\mathcal{E}_h	1593	398	100	2272	568	142
NH ₄ ⁺ - NH	27	7	2	39	10	2
P - Olsen	49	12	3	69	17	4
K - Mehlich	25	6	2	36	9	2
Fe - Mehlich	32	8	2	46	11	3
Mn - Mehlich	29	7	2	42	10	3
Zn - Mehlich	53	13	3	76	19	5
625 kg·ha⁻¹ Dolomita						
pH	3	1	1	4	1	1
\mathcal{E}_h	396	99	25	565	141	35
NH ₄ ⁺ - NH	16	4	1	23	6	1
P - Olsen	42	10	3	59	15	4
K - Mehlich	72	18	4	103	26	6
Fe - Mehlich	33	8	2	46	12	3
Mn - Mehlich	6	2	1	9	2	1
Zn - Mehlich	25	6	2	36	9	2
1250 kg·ha⁻¹ Dolomita						
pH	2	1	1	3	1	1
\mathcal{E}_h	220	55	14	314	79	20
NH ₄ ⁺ - NH	17	4	1	24	6	1
P - Olsen	26	7	2	37	9	2
K - Mehlich	39	10	2	55	14	3
Fe - Mehlich	14	4	1	21	5	1
Mn - Mehlich	9	2	1	13	3	1
Zn - Mehlich	23	6	1	32	8	2

Anexo 3. Tamaño de la muestra necesaria para estimar las propiedades biofísicoquímicas y bioquímicas de un suelo bajo cultivo de arroz en el momento de la floración a diferentes niveles de dolomita aplicados.

	Nivel de Confianza 90%			Nivel de Confianza 95%		
	Error Relativo			Error Relativo		
	5	10	20	5	15	20
0 kg·ha⁻¹ Dolomita						
pH	1	1	1	2	1	1
E_h	32	8	4	46	11	3
NH_4^+ - NH	19	5	2	27	7	2
P - Olsen	73	18	8	104	26	7
K - Mehlich	22	5	2	31	8	2
Fe - Mehlich	5	1	1	8	2	0
Mn - Mehlich	6	2	1	9	2	1
Zn - Mehlich	75	19	8	107	27	7
625 kg·ha⁻¹ Dolomita						
pH	1	1	1	2	1	1
E_h	27	7	3	39	10	2
NH_4^+ - NH	18	4	2	25	6	2
P - Olsen	40	10	4	57	14	4
K - Mehlich	20	5	2	28	7	2
Fe - Mehlich	4	1	1	6	2	1
Mn - Mehlich	4	1	1	6	1	1
Zn - Mehlich	30	8	3	43	11	3
1250 kg·ha⁻¹ Dolomita						
pH	1	1	1	1	1	1
E_h	24	6	3	34	9	2
NH_4^+ - NH	10	3	1	15	4	1
P - Olsen	60	15	7	85	21	5
K - Mehlich	35	9	4	50	13	3
Fe - Mehlich	20	5	2	29	7	2
Mn - Mehlich	8	2	1	11	3	1
Zn - Mehlich	13	3	1	18	5	1