

Variables asociadas a la respuesta a la fertilización con nitrógeno y fósforo en maíz y soja en región pampeana

*Tesis presentada para optar al título de Magister de la Universidad de Buenos Aires,
Área Ciencias del Suelo*

Adrián Alejandro Correndo

Ingeniero Agrónomo - Universidad de Buenos Aires - 2011

Lugar de trabajo: IPNI Cono Sur



Escuela para Graduados Ing. Agr. Alberto Soriano
Facultad de Agronomía – Universidad de Buenos Aires

COMITÉ CONSEJERO

Director

Fernando Salvagiotti

Ingeniero Agrónomo (Universidad Nacional de Córdoba)

Ph.D. (University of Nebraska)

Co-director

Flavio Hernán Gutiérrez-Boem

Ingeniero Agrónomo (Universidad de Buenos Aires)

Ph.D. (University of Kentucky)

Consejero

Fernando Oscar García

Ingeniero Agrónomo (Universidad de Buenos Aires)

Ph.D. (Kansas State University)

JURADO DE TESIS

JURADO

Nahüel Ignacio Reussi Calvo

Ingeniero Agrónomo (Universidad Nacional de Mar del Plata)

Dr. en Ciencias Agrarias (Universidad Nacional de Mar del Plata)

JURADO

Mónica Beatriz Barbazán

Ingeniera Agrónoma (Universidad de la República)

Ph.D. (Iowa State University)

JURADO

Haydeé Sara Steinbach

Ingeniera Agrónoma (Universidad de Buenos Aires)

Dra. en Ciencias Agropecuarias (Universidad de Buenos Aires)

Fecha de defensa de la tesis: 05 de Julio de 2018

DEDICATORIA

A mi familia...

A mis padres, Pedro y Margarita, que han dado siempre lo mejor de sí mismos en mi crianza y me han brindado la oportunidad de transitar por este camino;

A mi compañera de vida, Mili, por su amor, su paciencia y apoyo incondicional;

A mi hija, Amelie, que aún poco entiende, pero a quien he robado tiempo compartido para la concreción de este proyecto;

A mi hermana, Yany, por todo su afecto y por estar siempre al pie del cañón;

A mi mentor, Fernando García, por todo lo que me ha enseñado como persona, amigo y profesional durante estos años trabajando juntos;

A mis directores, Fernando Salvagiotti y Flavio Gutiérrez-Boem, por la paciencia y sus valiosísimos aportes a este trabajo.

Aunque yo firme como autor, esta tesis es de todos ustedes.

AGRADECIMIENTOS

A todos los investigadores y técnicos que, gentilmente, me dedicaron su tiempo y me facilitaron información de sus experimentos de fertilización, intercambiaron ideas conmigo y permitieron que este proyecto pueda llevarse a cabo. A los centros documentales, agencias de extensión, y al Proyecto Suelos del INTA. A mi comité de maestría, Fernando Salvagiotti, Flavio Gutiérrez-Boem y Fernando García, por su dedicación y paciencia. Y, por supuesto, al International Plant Nutrition Institute, por darme la oportunidad de desarrollar este proyecto. A continuación, los nombres de todos ellos:

P. Calviño, H. Echeverría, H. Sainz-Rozas, P. Barbieri, A. Pagani, A. Berardo, N. Darwich, N. Reussi Calvo, J. Orcellet, H. Vivas, S. Gambaudo, R. Melchiori, P. Barbagelata, J.M. Pautasso, J.E. Capurro, G. Ferraris, M. Ferrari, L. Ventimiglia, S. Rillo, H. Carta, Mirian Barraco, M. Díaz-Zorita, C. Alvarez, N. Arias, J. De Battista, V. Gudelj, C. Galarza, M. Saks, C. Álvarez, G. Tellería, M. Boxler, A. Angeli, C. Peñafort, J. Urrutia, L. Boga, C. Michiels, G. Espósito, J.P. Ioele, J.L. Zorzín, H. Rimski-Korsakov, M.Redel, E. Ciarlo, I. Daverede, R. Melgar, F. Salvagiotti, F. Gutiérrez-Boem, G. Prieto, S. Díaz-Valdez, V. Bustos, C. Dowling, M. Conyers, y E.T. Peltzer.

DECLARACIÓN

“Declaro que el material incluido en esta tesis es, a mi mejor saber y entender, original producto de mi propio trabajo (salvo en la medida en que se identifique explícitamente las contribuciones de otros), y que este material no lo he presentado, en forma parcial o total, como una tesis en ésta u otra institución.”

Ing. Agr. Adrián Alejandro Correndo
DNI 32.970.398

PUBLICACIONES DERIVADAS DE LA TESIS

Correndo, A.A., F. Salvagiotti, F.O. García, & F.H. Gutiérrez Boem. 2017. A modification of the arcsine-log calibration curve for analysing soil test value-relative yield relationships. *Crop & Pasture Science* 68 (3): 297-304.
<https://doi.org/10.1071/CP16444>

ÍNDICE GENERAL

INDICE DE TABLAS	viii
INDICE DE FIGURAS.....	ix
ABREVIATURAS.....	xiii
RESUMEN	xiv
ABSTRACT.....	xv
1. CAPÍTULO 1. INTRODUCCIÓN	1
La Producción de soja y maíz en Argentina.....	2
Diagnóstico de la fertilidad fosfatada.....	7
Diagnóstico de la fertilidad nitrogenada.....	9
La revisión como herramienta científica	11
Objetivos	15
2. CAPÍTULO 2. MÉTODO ALTERNATIVO PARA ESTIMAR NIVELES CRÍTICOS DE ANÁLISIS DE SUELO	16
INTRODUCCIÓN.....	17
Antecedentes.....	17
Objetivos	19
Hipótesis.....	19
METODOLOGÍA	19
RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	24
CONCLUSIONES.....	31
3. CAPÍTULO 3. FACTORES QUE AFECTAN LA RELACIÓN ENTRE EL RENDIMIENTO Y EL P EXTRACTABLE EN MAÍZ Y SOJA	32
INTRODUCCIÓN.....	32
Antecedentes.....	32
Objetivo	36
Hipótesis.....	36
METODOLOGÍA	36
RESULTADOS.....	41
DISCUSIÓN.....	62
CONCLUSIONES.....	68
4. CAPÍTULO 4. FACTORES QUE AFECTAN LA RELACIÓN ENTRE EL RENDIMIENTO Y LA DISPONIBILIDAD DE N EN MAÍZ.....	69
INTRODUCCIÓN.....	70
Antecedentes.....	70
Objetivo	71
Hipótesis.....	72
METODOLOGÍA	72

RESULTADOS	77
DISCUSIÓN.....	101
CONCLUSIONES.....	106
5. CAPÍTULO 5. SÍNTESIS Y PERSPECTIVAS	107
6. BIBLIOGRAFÍA	113
7. ANEXO.....	139

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 2.1. Comparación de los límites de confianza de niveles críticos (AS_C) utilizando el método ALCC original y modificado para dos niveles de confianza (95% y 70%). Las estimaciones se realizaron para P-Colwell a 0-10 cm ($mg\ kg^{-1}$) y tres niveles de rendimiento relativo (RR 80%, 90% y 95%). Los datos fueron tomados del BFDC Interrogator (Set de datos #2).....	27
Tabla 3.1. Estructura general de las bases de datos de ensayos de fertilización con P en maíz y soja en Argentina.....	38
Tabla 3.2. Tipos de suelos que conforman las bases de datos de ensayos de fertilización con P en maíz y soja en Argentina.....	47
Tabla 3.3. Comparación de las calibraciones entre RR y P Bray-1 utilizando el set de datos completo (todos) y segregado por cultivo, por clase textural y su interacción.....	52
Tabla 3.4. Comparación de las calibraciones entre RR del cultivo de maíz y el nivel de P Bray-1 utilizando el set de datos completo y segregado por clase textural, potencial de rendimiento (Y_{max}) y su interacción.....	55
Tabla 3.5. Comparación de las calibraciones entre RR del cultivo de soja y el nivel de P Bray-1 utilizando el set de datos completo y segregado por clase textural, potencial de rendimiento y su interacción.	57
Tabla 4.1. Estructura general de la base de datos de ensayos de fertilización con N en maíz en Argentina.	73
Tabla 4.2. Tipos de suelos que conforman las bases de datos de ensayos de fertilización con N en maíz en Argentina.....	78
Tabla 4.3. Análisis comparativo de regresiones de calibración utilizando el set de datos completo y segregado según los factores potencial de rendimiento (5 quintiles, $t\ ha^{-1}$) y grupo textural de suelo (fina, media y gruesa).....	86
Tabla 4.4. Análisis comparativo de regresiones de calibración utilizando el set de datos completo y segregado según los factores potencial de rendimiento (5 quintiles, $t\ maíz\ ha^{-1}$) y clase textural de suelo (fina, media y gruesa).....	89
Tabla 4.5. Contribución relativa de las variables nitrógeno disponible (Nd), precipitaciones durante el ciclo (PP_{ciclo}) y precipitaciones alrededor de floración (PP_{R1}), y sus variantes cuadráticas, al grado de ajuste (r^2) de un modelo de regresión múltiple.....	96
Tabla 4.6. Correlaciones de Pearson entre rendimiento testigo (Y_0), máximo (Y_{max}), respuesta máxima (Rta_{max}), precipitaciones (PP_{R1} , PP_{ciclo}), fecha de siembra (FS, día juliano), N disponible a Y_{max} (Nd_{ym}), textura del horizonte superficial -arcilla (arc), limo (lim), arena (are)-, $N-NO_3^-$ a la siembra (Ns , 0-60 cm), materia orgánica (MO, 0-20 cm) y pH (0-20 cm) para tres clases texturales de suelo (fina, media, y gruesa significativo).....	99
Tabla Anexo 1. Fuentes de información utilizadas, en orden cronológico, que conforman la base de datos de experimentos de fertilización con P en maíz.....	139
Tabla Anexo 2. Fuentes de información utilizadas, en orden cronológico, que conforman la base de datos de experimentos de fertilización con P en soja.....	140
Tabla Anexo 3. Fuentes de información utilizadas, en orden cronológico, que conforman la base de datos de experimentos de fertilización con N en maíz.....	142

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1.1. Evolución del área sembrada (miles de ha), la producción de granos (miles de Mg), y el rendimiento promedio de los cultivos de soja y maíz en Argentina. Período entre las campañas agrícolas 1995/96 y 2014/15.....	2
Figura 1.2. Interpretación del rendimiento relativo de maíz o soja en función de la concentración de P Bray-1 en el suelo (0-20 cm) a la siembra del cultivo, probabilidad de respuesta y beneficio económico de la fertilización fosfatada. Adaptado de Dodd y Mallarino (2005).....	7
Figura 1.3. Rendimiento de maíz en función de la disponibilidad de N (como N en el suelo -0-60cm- a la siembra del cultivo + N de fertilizante) en ambientes de mayor (izquierda) y menor potencial de rendimiento (derecha) de la región pampeana norte (39 ensayos). Fuente: Salvagiotti et al. (2011).....	11
Figura 2.1. Diagrama de dispersión de rendimiento relativo (RR, %) y nivel de análisis de suelo (AS, P Colwell a 0-10 cm, mg/kg). Set de datos #1 -107 experimentos del National Soil Fertility Program (NSFP, 1968-72) en Victoria (107 ensayos)-. Los datos fueron obtenidos a través de la BFDC Interrogator database siguiendo las descripciones realizadas por Dyson y Conyers (2013).....	20
Figura 2.2. Relaciones lineales entre las variables transformadas. Set de datos #1. Tanto en A, como en B, se obtiene la misma función bivariada (líneas punteadas) pero de dos elipses de datos diferentes. A: regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MC) de los valores de Y modificados por el coeficiente r_{xy} ($Y_{r-modificado}$) (línea punteada) según el método ALCC original (Dyson y Conyers, 2013). B: regresión bivariada SMA (línea punteada) según el método ALCC modificado, derivado de la regresión por MC de los valores de $\ln(AS) - sin\ modificación\ por\ r_{xy}$ - y los valores del arco seno de la raíz cuadrada del RR. En ambos casos, la ordenada al origen ($\hat{\alpha}$) de las líneas punteadas representa el \ln del AS_C	23
Figura 2.3. Distribución de residuales para testear normalidad (A) y homoscedasticidad (B) para la regresión SMA de las variables transformadas empleada por el método ALCC modificado para el set de datos #1 (Figura 2.2B).....	26
Figura 2.4. Relación entre el coeficiente de correlación (r_{xy}) del set de datos y la sobre-estimación relativa del error estándar de la ordenada al origen ($EE\alpha$, utilizando el método original en comparación con el método modificado (Ec. 14). La sobre-estimación se relaciona con el procedimiento “r-modification” que se requiere para el empleo del método ALCC original. Se utilizó un total de 60 set de datos con diferentes r_{xy} (Set de datos #3)	28
Figura 2.5. Relación entre el rendimiento relativo de trigo y el nivel de P-Colwell (0-10 cm, $mg\ kg^{-1}$) para dos tipos de suelos en Australia (Set de datos #2). La información fue recolectada del BFDC Interrogator filtrando por ensayos de respuesta a P en trigo bajo condiciones de secado en suelos Vertosol Black (A y C, n=180) y Vertosol Grey (B y D, n=103). A y B muestran las regresiones bivariadas (SMA) entre las variables transformadas, mientras que C y D muestran las mismas relaciones re-transformadas a las unidades originales. Los niveles críticos (AS_C) y sus intervalos de confianza (IC, franjas	

verticales grises) se estimaron para el 90% de RR, con un nivel de confianza del 95%.....	29
Figura 3.1. Ubicación geográfica de los sitios que componen la base de datos de ensayos de fertilización fosforada en maíz (A) y en soja (B) en Argentina. Maíz: campañas 1980/81 a 2015/16. Soja: campañas 1980/81 a 2015/16. Soja: campañas 1971/72 a 2016/17.....	41
Figura 3.2. Contenido de arcilla, limo y arena (0-20 cm) para las 3 clases texturales de suelo correspondientes a la clasificación de los ensayos de fertilización con P en maíz (A) y en soja (B).....	43
Figura 3.3. Distribución empírica (izquierda) y diagrama boxplot (derecha) de niveles de P Bray-1 (0-20cm) según tipo de suelo para los ensayos de fertilización con P en maíz. Argentina. Campañas 1980/81 a 2015/16.....	44
Figura 3.4. Distribución empírica (izquierda) y diagrama boxplot (derecha) de niveles de P Bray-1 (0-20cm) según tipo de suelo para los ensayos de fertilización con P en soja. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17.....	44
Figura 3.5. Evolución temporal del rendimiento de maíz sin P (Y_0), rendimiento máximo observado (Y_{max}), y respuesta máxima (Rta_{max}) absoluta y porcentual en los ensayos de la base de datos (n=377). Argentina. Campañas 1980/81 a 2015/16.....	47
Figura 3.6. Evolución temporal del rendimiento de soja sin P (Y_0), rendimiento máximo observado (Y_{max}), y respuesta máxima (Rta_{max}) absoluta y porcentual en los ensayos de la base de datos (n=377). Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17.....	48
Figura 3.7. Distribución empírica (izquierda) y diagramas boxplot (derecha) de niveles de rendimiento testigo (Y_0), rendimiento máximo (Y_{max}) y respuesta máxima observada (Rta_{max}) en los ensayos de fertilización con P en maíz según clase textural del suelo. Argentina. Campañas 1980/81 a 2015/16.....	49
Figura 3.8. Distribución empírica (izquierda) y diagramas boxplot (derecha) de niveles de rendimiento testigo (Y_0), rendimiento máximo (Y_{max}) y respuesta máxima observada (Rta_{max}) en los ensayos de fertilización con P en soja. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17.....	51
Figura 3.9. Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para maíz y soja en Argentina. Las curvas indican el ajuste del modelo bivariado, estimado mediante el método ALCC-modificado. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17.....	53
Figura 3.10. Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para maíz y soja en Argentina según 3 clases texturales de suelo. Las curvas indican el ajuste del modelo bivariado, estimado mediante el método ALCC-modificado. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17.....	53
Figura 3.11. Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para maíz en Argentina segregando sub-sets de datos según clase textural. Argentina. Campañas 1980/81 a 2015/16.....	56
Figura 3.12. Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para soja en Argentina segregando sub-sets de datos según clase textural. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17.....	58

- Figura 3.13.** Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para soja en Argentina segregando sub-sets de datos según potencial de rendimiento. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17.....59
- Figura 3.14.** Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para soja en Argentina segregando sub-sets de datos por cultivo según potencial de rendimiento y clase textural. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17.....59
- Figura 3.15.** Comparación de niveles críticos de P-Bray-1 (0-20 cm) estimados para el logro del 90% del rendimiento relativo ($AS_{C90\%}$) utilizando el set de datos completo (todos) o segregado según cultivo, clase textural del suelo, y la interacción cultivo x clase textural.....60
- Figura 3.16.** Comparación de niveles críticos de P-Bray-1 (0-20 cm) estimados para el logro del 90% del rendimiento relativo ($AS_{C90\%}$) en el cultivo de maíz, utilizando el set de datos completo (todos) o segregado según potencial de rendimiento, clase textural del suelo, y la interacción potencial de rendimiento x clase textural.....61
- Figura 3.17.** Comparación de niveles críticos de P-Bray-1 (0-20 cm) estimados para el logro del 90% del rendimiento relativo en el cultivo de soja ($AS_{C90\%}$), utilizando el set de datos completo (todos) o segregado según potencial de rendimiento, clase textural del suelo, y la interacción potencial de rendimiento x clase textural.....62
- Figura 4.1.** Ubicación geográfica de los sitios que componen la base de datos de ensayos de fertilización nitrogenada en maíz en Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.....77
- Figura 4.2.** Contenido de arcilla, limo y arena (0-20 cm) en los 3 grupos texturales de suelos correspondientes a los ensayos de fertilización nitrogenada en maíz. Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.....79
- Figura 4.3.** Distribución empírica (izquierda) y diagrama boxplot (derecha) de niveles de $N-NO_3^-$ (0-60cm) según clase textural de suelo para los ensayos de fertilización con N en maíz. Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.....80
- Figura 4.4.** Distribución de las precipitaciones durante el ciclo y alrededor de floración, correspondiente a la base de datos de ensayos de fertilización nitrogenada en maíz (n=788). Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.....80
- Figura 4.5.** Evolución temporal del rendimiento de maíz sin N (Y_0), rendimiento máximo observado (Y_{max}), y respuesta máxima (Rta_{max}) absoluta y porcentual en los ensayos de la base de datos (n=788). Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.....82
- Figura 4.6.** Distribución empírica (izquierda) y diagramas boxplot (derecha) de niveles de rendimiento testigo (Y_0) y máximo (Y_{max}) en los ensayos de fertilización con N en maíz para tres clases texturales de suelo. Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.....83
- Figura 4.7.** Distribución empírica y frecuencia acumulada de potencial de respuesta a N (Rta_{max}) en términos absolutos ($kg\ ha^{-1}$) y relativos (%) en los ensayos de fertilización con N en maíz para tres clases texturales de suelo. Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.....84
- Figura 4.8.** Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina utilizando el set de datos completo de 788 ensayos entre las campañas 1980/81 y 2016/17.....85
- Figura 4.9.** Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina utilizando el set de 788 ensayos segregados según

5 quintiles de potencial de rendimiento (A-Q ₁ <8.5 t ha ⁻¹ , B-Q ₂ = 8.5-10.1 t ha ⁻¹ , C-Q ₃ = 10.1-11.5 t ha ⁻¹ , D-Q ₄ = 11.5-13.1 t ha ⁻¹ , E-Q ₅ >13.1 t ha ⁻¹). Campañas 1980/81 y 2016/17. En F, se muestra el modelo dividido.....	87
Figura 4.10. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina utilizando el set de 788 ensayos segregados según 3 categorías texturales de suelo (A: fina, B: media, C: gruesa). En D, se muestra el modelo dividido. Campañas 1980/81 y 2016/17.....	88
Figura 4.11. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina para ensayos del primer quintil de potencial de rendimiento (Q ₁ <8.5 t maíz ha ⁻¹) segregado en tres categorías texturales de suelo. Campañas 1980/81 y 2016/17.....	90
Figura 4.12. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina para ensayos del segundo quintil de potencial de rendimiento (Q ₂ = 8.5 a 10.1 t ha ⁻¹) segregado en tres categorías texturales de suelo. Campañas 1980/81 y 2016/17.....	91
Figura 4.13. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina para ensayos del tercer quintil de potencial de rendimiento (Q ₃ = 10.1 a 11.5 t ha ⁻¹) segregado en tres categorías texturales de suelo. Campañas 1980/81 y 2016/17.....	92
Figura 4.14. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina para ensayos del cuarto quintil de potencial de rendimiento (Q ₄ = 11.5 a 13.1 t ha ⁻¹) segregado en tres categorías texturales de suelo. Campañas 1980/81 y 2016/17.....	93
Figura 4.15. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina para ensayos del quinto quintil de potencial de rendimiento (Q ₅ > 13.1 t ha ⁻¹) segregado en tres categorías texturales de suelo. Campañas 1980/81 y 2016/17.....	94
Figura 4.16. Relación entre el umbral de disponibilidad de N estimado por el modelo cuadrático-plateau y el potencial de rendimiento de maíz (t ha ⁻¹). La franja vertical gris representa el intervalo de confianza (95%) de la curva de ajuste, que no resultó diferente entre clases texturales (p>0.05).....	95
Figura 4.17. Distribución de las precipitaciones durante el ciclo del cultivo y las precipitaciones alrededor del estadio R1 para cinco percentiles de rendimiento potencial de maíz según las tres clases texturales de suelo.....	97
Figura Anexo 1. Distribución de la dosis máxima de P utilizada en los ensayos que conforman las bases de datos de experimentos de fertilización con P en maíz (A) y en soja (B), según las 3 clases texturales de suelo. En los boxplot, las barras verticales indican los percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana, y el signo “+” indica la media.	145
Figura Anexo 2. Variación de la respuesta a P en maíz (Rta max) en términos absolutos (kg ha ⁻¹) y relativos (%) para las tres clases texturales de suelo en función de la dosis de P (kg P ha ⁻¹) para los ensayos bajo estudio.....	145

- Figura Anexo 3.** Variación de la respuesta a P en soja (Rta max) en términos absolutos (kg ha⁻¹) y relativos (%) para las tres clases texturales de suelo en función de la dosis de P (kg P ha⁻¹) para los ensayos bajo estudio.**146**
- Figura Anexo 4.** Distribución de la dosis máxima de N utilizada (A) y de la disponibilidad máxima de N (suelo + fertilizante, 0-60 cm) en los ensayos que conforman la base de datos de experimentos de fertilización con N en maíz, según las 3 clases texturales de suelo. En los boxplot, las barras verticales indican los percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana, y el signo “+” indica la media.....**146**
- Figura Anexo 5.** Variación de la respuesta a N en maíz (Rta max) en términos absolutos (kg ha⁻¹) y relativos (%) para las tres clases texturales de suelo en función de la dosis de N (kg N ha⁻¹) para los ensayos bajo estudio.....**147**

ABREVIATURAS

AS	Análisis de suelo
RR	Rendimiento relativo
ALCC	Arcsine Logarithm Calibration Curve
MC	Mínimos cuadrados
SMA	Standardized Major Axis
AS_{C90%}	Nivel crítico de Análisis de Suelo para el 90% de rendimiento relativo
IC95	Intervalo de confianza (95%)
P Colwell	Fósforo extractable Colwell (mg kg ⁻¹ , 0-10 cm)
P Bray-1	Fósforo extractable Bray-1 (mg kg ⁻¹ , 0-20 cm)
N_s	Nitrógeno del suelo (N-NO ₃ kg ha ⁻¹ , 0-60 cm)
N_f	Nitrógeno del fertilizante (kg N ha ⁻¹)
N_d	Nitrógeno disponible (N _s +N _f , kg N ha ⁻¹)
Y₀	Rendimiento testigo (kg maíz ha ⁻¹ , kg soja ha ⁻¹)
Y_{max}	Rendimiento máximo observado (kg maíz ha ⁻¹ , kg soja ha ⁻¹)
Rta_{max}	Respuesta máxima observada (kg maíz ha ⁻¹ , kg soja ha ⁻¹ , %)
PP_{ciclo}	Precipitaciones durante el ciclo del cultivo (mm)
PP_{R1}	Precipitaciones alrededor de floración de maíz +/- 15 días (mm)
Q₁₋₅	Quintiles de rendimiento máximo (1 a 5)

RESUMEN

Variables asociadas a la respuesta a la fertilización con nitrógeno y fósforo en maíz y soja en región pampeana

Los dos nutrientes más limitantes para la producción de maíz (*Zea Mays* L.) y soja [*Glycine Max* (L.) Merr.] en Argentina son el nitrógeno (N) y el fósforo (P). Las principales herramientas de diagnóstico se basan en el AS, pero su nivel de adopción es muy bajo. El objetivo principal de este proyecto fue integrar la información existente, e identificar los factores que afectan los patrones de respuesta a N en maíz, y a P en maíz y soja. Se realizó una revisión de 1757 experimentos, tanto publicados como inéditos, seguida del armado y análisis de bases de metadatos. Se propuso, además, un método alternativo para la estimación de niveles críticos de AS (AS_C). Para ambos nutrientes se exploraron los efectos del potencial de rendimiento y la textura del suelo sobre la relación entre el rendimiento del cultivo y la disponibilidad de N y P en el suelo. En primer lugar, la modificación propuesta del método ALCC permitió estimaciones más precisas de los niveles críticos de P en comparación con el método original. En segundo lugar, a nivel general, no se observaron diferencias entre maíz y soja en términos de $AS_{C90\%}$ de P Bray-1 ($10-11 \text{ mg kg}^{-1}$). El potencial de rendimiento no afectó los $AS_{C90\%}$ de P Bray-1 en maíz, aunque sí lo afectó en soja, específicamente en suelos de textura fina donde el $AS_{C90\%}$ se incrementó con el potencial de rendimiento desde 7 mg kg^{-1} para rendimientos menores a 3.0 t ha^{-1} hasta 14 mg kg^{-1} para rendimientos mayores a 3.8 t ha^{-1} . Por otra parte, la textura de suelo afectó los $AS_{C90\%}$ de P Bray-1 en ambos cultivos (fina < media \leq gruesa). En contraste, para N en maíz se observó una estrecha asociación positiva entre el umbral de N_{s+f} (desde 133 a $304 \text{ kg N}_{s+f} \text{ ha}^{-1}$) y el potencial de rendimiento, mientras que la textura del suelo no afectó el umbral aunque sí afectó la tasa de respuesta a N (fina > media > gruesa). El análisis adicional de las variables PP_{ciclo} y PP_{R1} no arrojó mayor luz sobre la respuesta a N en maíz. Como principal aporte práctico, estas calibraciones con gran cantidad de datos aportaron mejoras en la interpretación y, por tanto, pueden mejorar la percepción y confiabilidad para los usuarios del AS como herramienta de diagnóstico. Asimismo, los resultados abrieron nuevos interrogantes y permitieron identificar faltantes de información estratégica para nuevos proyectos de investigación.

Palabras clave: revisión, calibración, umbral, nivel crítico, textura del suelo, potencial de rendimiento.

ABSTRACT

Variables associated to nitrogen and phosphorus response in corn and soybean in the pampas

The two most limiting nutrients for grain production of corn (*Zea Mays* L.) and soybean [*Glycine Max* (L.) Merr.] in Argentina are N and P. The most widespread diagnostic tools are based on soil test values (STV), but their adoption level is still very low. The main objective of this project was to integrate the existing information, and identify patterns of response to N in corn, and to P in corn and soybean. A review of 1757 experiments -published as well as unpublished- was carried out, followed by the assembly and analysis of metadata databases. Additionally, an alternative method was proposed for the estimation of critical soil test values (CSTV). For both nutrients, the effects of yield potential and soil texture on the relationship between grain yield and soil test were explored. On the one hand, the proposed modification of the ALCC method allowed more accurate estimates of CSTV as compared to the original method. The main results for P indicated that no differences between corn and soybean in terms of Bray-1 P CSTV_{90%} were observed (10-11 mg kg⁻¹). Yield potential did not affect the CSTV_{90%} in corn, although it did affect it in soybean, specifically in fine-textured soils where the CSTV_{90%} increased with the yield potential from 7 mg kg⁻¹ for yield less than 3.0 t ha⁻¹ to 14 mg kg⁻¹ for yield potentials of more than 3.8 t ha⁻¹. Additionally, soil texture affected the CSTV_{90%} in both crops (fine < medium ≤ coarse). In the case of N, in contrast, a strong and positive association between N_{s+f} threshold (from 133 to 304 kg N_{s+f} ha⁻¹) and the yield potential, whereas soil texture did not affect the threshold but affected the N response rate (fine > medium > coarse). The additional analysis of the effect of precipitations during the cropping season and those around flowering did not show a clear relationship with the N response in corn. These calibrations, based on a significant amount of experiments, improved the interpretations of soil tests and, consequently, would allow to improve the perception and reliability by the users of soil test as a diagnostic tool. Likewise, the results opened new questions and allowed us to identify knowledge gaps to focus new strategic research projects.

Key words: review, calibration, threshold, critical value, soil texture, yield potential.

CAPÍTULO 1

INTRODUCCIÓN

1. CAPÍTULO 1. Introducción

1.1. LA PRODUCCIÓN DE SOJA Y MAÍZ EN ARGENTINA

Los cultivos de soja [*Glycine max* (L.) Merr] y de maíz (*Zea mays* L.) representan los dos principales cultivos de grano en Argentina. Según cifras oficiales (SIIA, 2015), el área sembrada con cultivo de soja en la campaña 2014/15 alcanzó 19.8 millones de hectáreas, mientras que el área destinada al cultivo de maíz fue de 6.0 millones de hectáreas (**Figura 1.1**). Para la misma campaña agrícola, la producción alcanzada fue de 61.4 millones de toneladas de soja, y 33.8 toneladas de maíz. Si consideramos los seis principales cultivos de grano a nivel nacional (soja, maíz, trigo, girasol, cebada cervecera y sorgo), los dos primeros representan un 76% del total de área sembrada (58% soja y 18% maíz) y un 80% de la producción de granos (52% soja y 28% maíz).

Los rendimientos promedio indican que ambos cultivos sostienen una mejora considerable en los últimos 20 años. Así, el rendimiento de soja pasó de 2.1 Mg ha⁻¹ en la campaña 1995/96 a 3.2 Mg ha⁻¹ en 2014/15; mientras que, en el mismo período, el rendimiento de maíz pasó de 4.0 a 7.3 Mg ha⁻¹. Sin embargo, estimaciones recientes indican que los rendimientos alcanzables (en secano) serían de aproximadamente 3.9 Mg ha⁻¹ para soja y 11.6 Mg ha⁻¹ para maíz (Aramburu Merlos et al., 2015). Expresadas como porcentaje, las diferencias respecto de los niveles alcanzables son del orden del 30% en soja y 40% en maíz. Asimismo, se destaca una alta variabilidad entre las regiones productivas que, en combinación con la amplia gama de climas, suelos y sistemas de cultivo, hace de Argentina un interesante caso de estudio para avanzar en la comprensión de las causas de las brechas de rendimiento.

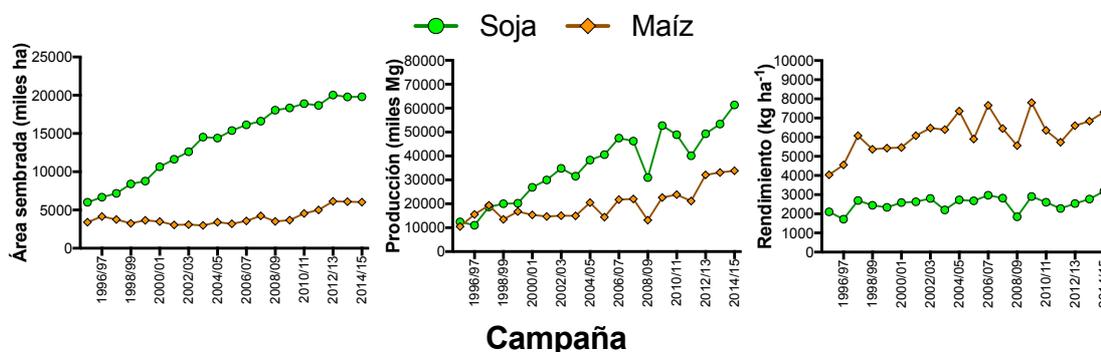


Figura 1.1. Evolución del área sembrada (miles de ha), la producción de granos (miles de Mg), y el rendimiento promedio de los cultivos de soja y maíz en Argentina. Período entre las campañas agrícolas 1995/96 y 2014/15. Fuente: Elaboración propia en base a datos del Ministerio de Agricultura, Ganadería y Pesca de la Nación (SIIA, 2015).

El concepto de brecha de rendimiento es, actualmente, muy utilizado en la comunidad científica global para la discusión de estrategias que mejoren la productividad de los cultivos (Neumann et al., 2010; Lobell et al., 2011; Grassini et al., 2013; Hall et al., 2013; Ciampitti y Vyn, 2014). La definición de mayor consenso la señala como la diferencia entre el rendimiento logrado por los productores y un rendimiento potencial o máximo alcanzable (van Ittersum et al., 2013). La máxima producción de un cultivo de grano en un ambiente en particular, está determinada por factores definidores del rendimiento: la captura de radiación y dióxido de carbono, el potencial de generación de rendimiento del genotipo, y el régimen de temperatura. La expresión de este potencial de producción estará afectada, en primer término, por factores limitantes al crecimiento - disponibilidad de agua y nutrientes-, y en segunda instancia, por factores reductores - enfermedades, plagas, y malezas- (van Ittersum y Rabinge, 1997). La “brecha nutricional” puede definirse entonces como la magnitud de la respuesta a la fertilización con los nutrientes identificados como deficientes (Salvagiotti, 2013).

Los dos nutrientes más limitantes para la producción de granos en Argentina son el nitrógeno (N) y el fósforo (P). Junto con el crecimiento en área y producción de los cultivos en las últimas dos décadas, el consumo de fertilizantes nitrogenados y fosforados se ha incrementado notablemente (García y González Sanjuán, 2013). Alrededor del 90% del mercado de fertilizantes se distribuye entre fuentes de N (45-50%) y fuentes de P (40-45%). El maíz es el principal destino de las fuentes de N (54%), y el segundo de las fuentes de P (27%), cuyo principal destino es el cultivo de soja (48%) (Brihet, 2015). Las dosis promedio utilizadas son de 49 kg de N y 15 kg de P por ha fertilizada en maíz, y 9 kg de P por ha fertilizada en soja (Bolsa de Cereales, 2015). Alrededor del 80% del área sembrada con maíz recibe algún tipo de fertilización, mientras que, en soja, el área fertilizada es significativamente menor (60%). Las dosis por ha sembrada (39 kg de N y 12 kg de P en maíz y 5.5 kg de P en soja) son relativamente bajas comparadas con la demanda de absorción (y extracción en grano) de los cultivos (IPNI, 2013a) para los rendimientos medios alcanzados en Argentina. Por un lado, no cubrir la extracción se refleja en balances negativos para ambos nutrientes (García y González Sanjuán, 2013), y por otro, no satisfacer la demanda de absorción puede reflejarse en rendimientos logrados menores a los alcanzables (i.e. brecha nutricional).

Para el logro de rendimientos lo más cercano posibles a los niveles alcanzables,

la etapa de planificación es la de mayor peso para el éxito de un cultivo. Calviño (2013), en un seguimiento durante 4 campañas de alrededor de 500 lotes de producción de soja distribuidos en la región pampeana argentina, observó que las mayores reducciones en el rendimiento se observaron en aspectos de manejo que podrían definirse como “groseros”. Tanto en productividad como en riesgos, el factor de mayor peso resultó, justamente, la calidad de identificación de los ambientes productivos, con un impacto de hasta 50% sobre el rendimiento. En este sentido, el uso del análisis de suelos para diagnosticar la fertilidad del lote (física y/o química) resulta una de las herramientas de base para la caracterización de los ambientes de producción.

El suelo es la principal fuente de nutrientes para las plantas y su oferta se calcula a través de análisis químicos en laboratorio que estiman formas “disponibles” o “extractables” de los nutrientes (Sims, 2000; Havlin et al., 2005). El análisis de suelos es, probablemente, la herramienta más utilizada a nivel mundial para la identificación de deficiencias nutricionales en cultivos extensivos (Fixen, 2005; Conyers et al., 2013). La cantidad de nutriente que se extrae es solo una proporción del contenido total de nutriente en el suelo, que si bien no es igual a la cantidad de nutriente absorbida por el cultivo, muchas veces se relaciona con esta. Podría decirse que el análisis de suelo es un “índice de disponibilidad” de nutrientes para un cultivo que se relaciona con su producción de biomasa y/o rendimiento. Los objetivos principales del análisis de suelos con fines de diagnóstico son: i) proveer un índice de disponibilidad de nutriente en el suelo, ii) predecir la probabilidad y/o magnitud de respuesta a la fertilización, y iii) establecer la base para las recomendaciones de fertilización.

Aunque tanto para la nutrición nitrogenada como fosforada en maíz y soja, las principales herramientas de diagnóstico se basan en el análisis de suelo, el nivel de adopción de la tecnología indica que es una herramienta poco utilizada por los productores a la hora de tomar la decisión de fertilizar. Estimaciones recientes señalan que en Argentina se procesan, aproximadamente, unas 150 mil muestras de suelo por campaña (García y Ciampitti, 2010). Esto significa que el índice medio de intensidad (muestras:ha) es de 1 muestra cada 230 hectáreas (1:230), aproximadamente. Comparado con otros países agrícolas, la situación es similar en Australia (1:269) –aunque incluye áreas con pastizal-, pero decididamente de baja intensidad comparada con índices de 1:86 en Rusia, 1:68 en China, 1:32 en Brasil, 1:31 en EE.UU., o 1:26 en India. En este contexto, es claro que Argentina dista bastante de un nivel adecuado (y potencial) de adopción del

análisis de suelo como herramienta de diagnóstico.

En Australia, una serie de encuestas agropecuarias estimaron que, aproximadamente, unos dos tercios de los productores utilizan el análisis de suelos como herramienta de rutina (Edwards et al., 2012). Quienes lo hacen, diagnostican poco más de la mitad de la superficie que cultivan, y solo la mitad realiza un seguimiento del lote al menos cada dos años. La elección de no sustentar la decisión de fertilización con un análisis de suelo se atribuye a: i) un limitado entendimiento de los requerimientos nutricionales de los cultivos y la contribución del suelo; ii) una baja confianza de los productores y asesores en la habilidad de los métodos analíticos para predecir adecuadamente los requerimientos del cultivo; iii) la percepción de una alta variabilidad de resultados entre laboratorios; y iv) la idea de que el muestreo de suelos consume mucho tiempo, y que la relación costo:beneficio no es favorable (Speirs et al., 2013). Independientemente del razonamiento, la elección de no utilizar el análisis de suelos como herramienta de diagnóstico omite una importante, y relativamente poco costosa, fuente de información. Tanto la inversión en fertilizantes como su potencial efecto sobre el rendimiento pueden ser muy significativos para un cultivo. Por tanto, un diagnóstico de la calidad del ambiente en que se sembrará un cultivo es clave para lograr un manejo efectivo y eficiente del fertilizante. Así, el concepto central del manejo responsable de nutrientes es realizar, para cada situación específica, un diagnóstico nutricional que permita la aplicación de la “fuente” correcta de nutrientes, en la “dosis” correcta, en el “momento” correcto, y en la “ubicación” correcta (Bruulsema et al., 2008; IPNI, 2013b).

El desarrollo de métodos de diagnóstico basados en el análisis de suelo requiere de una inversión significativa en recursos técnicos, económicos y de tiempo. Por esta razón, a nivel mundial los estudios de correlación y calibración, que fueron numerosos en distintos países entre las décadas de 1950 y 1970, se han reducido notablemente en las últimas décadas (Fixen, 2005). Normalmente, se establecen redes de ensayos a campo en suelos con niveles contrastantes de disponibilidad del nutriente bajo estudio. La implementación de programas de diagnóstico de fertilidad, basados en el análisis de suelo, involucran seis etapas principales: i) Muestreo, ii) Análisis de laboratorio, iii) Correlación, iv) Calibración, v) Interpretación, y vi) Recomendaciones. Esta serie de pasos deben seguir estrictamente las indicaciones definidas durante el desarrollo del programa ya que suelen presentarse numerosas fuentes de variabilidad y de errores potenciales en cada uno (Brown, 1987).

Cada una de las etapas es esencial al diagnóstico, pero la calibración es, probablemente, la parte central del desarrollo. La misma provee información relativa al grado de deficiencia o suficiencia de un nutriente y su respuesta asociada, y fija un marco de referencia para luego realizar las interpretaciones y recomendaciones correspondientes. Involucra la definición de agro-ecosistemas de características similares (i.e. rotaciones, suelos, manejo, clima, etc.) que pueden responder de manera similar a la fertilización, facilitando la formulación de recomendaciones. Una calibración adecuada requiere la evaluación de la mayor diversidad de situaciones de clima y de suelo, e incluso requiere de varias campañas para explorar condiciones contrastantes que hacen a la variabilidad dentro y entre sitios. Más aún, la calibración debe actualizarse de manera continua incorporando las más recientes prácticas de manejo de suelos y cultivos.

Un aspecto determinante para las calibraciones, consiste en la metodología utilizada para la estimación de los umbrales o niveles críticos. La misma representa una de las fuentes de variación de las estimaciones. No obstante, actualmente no existe un consenso generalizado o un estándar establecido entre investigadores que, posteriormente a las calibraciones, permita comparar los resultados de distintos estudios. En este sentido, se remarca la necesidad de utilizar una metodología que permita estandarizar las comparaciones. Así, por ej., un método como el propuesto en Australia por Dyson y Conyers (2013), la curva de calibración del arcoseno-logaritmo (ALCC, por sus siglas en inglés), puede representar una alternativa promisoría para realizar comparaciones entre calibraciones de redes o grupos de ensayos segregados en función de algún criterio específico.

Esta metodología, que utiliza RR y AS como variables, no solo permite estimar los niveles críticos, sino también sus intervalos de confianza (IC), lo que posibilita comparaciones a nivel estadístico entre sets de datos. Actualmente, es la base de un sistema de recomendaciones de fertilización en Australia. Sin embargo, los autores del método restantan que las estimaciones de los IC de la metodología son, a menudo, muy amplios como para realizar recomendaciones prácticas y comparaciones entre set de datos. Tal es así, que sugieren reducir el nivel de confianza en ciertas comparaciones para obtener IC mas estrechos (Dyson & Conyers, 2013; Watmuff et al., 2013). No obstante, una revisión detallada del método sugiere que es posible obtener estimaciones más precisas de los niveles críticos sin la necesidad de reducir el nivel de confianza, sino mediante la modificación de pasos específicos de la metodología (Correndo et al., 2017).

1.2. DIAGNÓSTICO DE LA NUTRICIÓN FOSFORADA

El fósforo es el segundo nutriente más relevante en la nutrición de maíz y soja, luego de N. El diagnóstico de fertilidad fosforada en Argentina se basa en el análisis en pre-siembra o siembra que determina el nivel de P extractable Bray-1 (Bray y Kurtz, 1945) en la capa superficial del suelo (0-20 cm). El modelo más difundido se basa en la relación entre el RR (respecto de un rendimiento máximo o del tratamiento fertilizado) y el nivel de AS como P Bray-1. Mediante diferentes métodos analíticos, se determinan categorías de fertilidad fosforada sobre la base de niveles críticos o umbrales (Ron, 2003; 2014). La interpretación de estas categorías establece que la probabilidad de respuesta y el beneficio económico son elevados solamente con niveles bajos y muy bajos de P y, en contraste, se reducen hacia los niveles óptimos o superiores de P en el suelo (**Figura 1.2**).

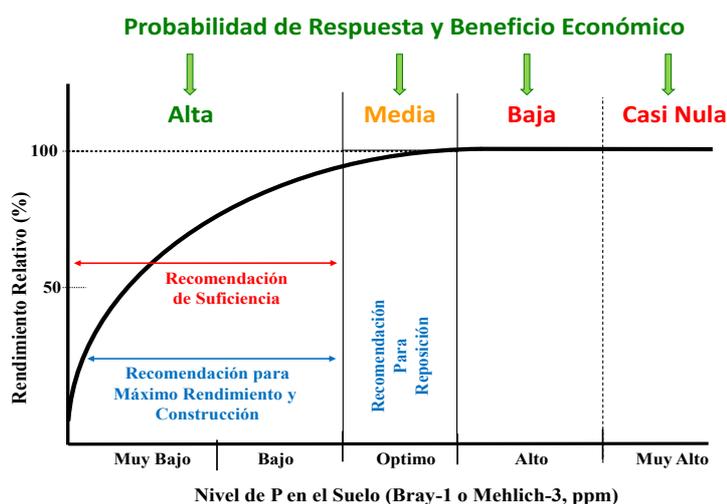


Figura 1.2. Interpretación del rendimiento relativo de maíz o soja en función de la concentración de P Bray-1 en el suelo (0-20 cm) a la siembra del cultivo, probabilidad de respuesta y beneficio económico de la fertilización fosfatada. (Adaptado de Dodd y Mallarino, 2005).

En Argentina, las estimaciones de niveles críticos, por debajo de los cuales la probabilidad de respuesta a la fertilización es elevada, muestran resultados variables para ambos cultivos: entre 11 y 18 mg kg⁻¹ para maíz (Echeverría y García, 1998; García et al., 2010; Barbagelata, 2011; Álvarez y Steinbach, 2012a; Correndo y García, 2014; Boxler et al., 2017a), y entre 8 y 17 mg kg⁻¹ para soja (Melgar et al., 1995; Berardo y Grattone, 1998; Berardo et al., 2003; Fontanetto et al., 2008; Melchiori, et al., 2008; Espósito et al., 2008; Gutiérrez-Boem et al., 2006; 2010; Appelhans et al., 2016, Boxler et al., 2017b).

Esta variabilidad puede atribuirse a diferencias en eficiencia de absorción de P entre ambos cultivos (Fernández et al., 2009), a la composición de sitios o zonas geográficas representadas en las diferentes calibraciones, como así también a variantes en la metodología de estimación de los umbrales [regresión –Colwell (1994)-, Cate-Nelson gráfico o estadístico –Cate y Nelson (1965; 1971)-].

Una vez conocido el nivel de P Bray-1 del suelo, existen diferentes criterios para decidir la dosis de fertilización fosfatada: i) **Suficiencia**, aplicar el P necesario para satisfacer las necesidades inmediatas del cultivo. El objetivo es maximizar la respuesta-beneficio, por lo que las dosis recomendadas se incrementan a medida que el nivel de P es más bajo, y viceversa (Bray y Kurtz, 1945; Bray, 1945; 1958; Dood y Mallarino, 2005); ii) **Reposición y construcción**, aplicar el P extraído por el cultivo, y si corresponde, una dosis extra para elevar el nivel del nutriente en el suelo. La decisión por uno u otro criterio, es a partir del conocimiento agronómico, empresarial y depende de factores tales como la tenencia de la tierra (propietario, arrendatario), y la disponibilidad de capital, entre otros. Por supuesto, las alternativas intermedias son válidas, y probablemente las más utilizadas en la actualidad (Mallarino, 2012). En cualquier caso, el conocimiento y actualización de las correlaciones, calibraciones y la interpretación contribuirá a una toma de decisión más adecuada para optimizar la eficiencia de uso del nutriente y de otros recursos.

A diferencia de N, la fuerte interacción del P con la fase sólida del suelo y, consecuentemente, su baja movilidad en el suelo imposibilita que el análisis de suelo sea considerado como una cantidad fija u oferta física de P. Además, como los cultivos absorben P sólo del suelo que está muy cercano a las raíces, su capacidad de absorber P del suelo aumenta con la extensión de su sistema radical. Por lo tanto, a mayor crecimiento (y rendimiento) de un cultivo, su mayor demanda de P puede ser satisfecha por un mayor crecimiento de su sistema radical (Bray, 1954). Por tal motivo, la relación oferta:demanda utilizada para N carecería de sentido para P. De tal forma, el nivel de rendimiento alcanzable no es normalmente considerado como determinante del umbral crítico de P extractable. Los modelos de respuesta a P en ambos cultivos se caracterizan por su erraticidad, principalmente con niveles bajos y medios de P Bray-1 en el suelo (Salas et al., 2003). En este sentido, resulta pertinente evaluar la influencia de otros factores edáficos relacionados con la capacidad buffer de P, en particular la textura de suelo (Mengel y Kirkby, 2000). Llegado el caso, dos suelos con un mismo nivel de P extractable pero con diferente textura, pueden diferir en términos de la capacidad buffer

de fósforo o el coeficiente de difusión del nutriente, lo cual resultaría en diferencias en la oferta neta de P a los cultivos (Silberbush y Barber, 1983; Quintero et al., 2003). De tal forma, las recomendaciones deberían basarse no solo en datos de rendimiento y análisis de suelo, sino también en variables como el tipo de suelo sobre el que se aplican los fertilizantes.

1.3. DIAGNÓSTICO DE LA NUTRICIÓN NITROGENADA

En el caso del cultivo de soja, la nutrición nitrogenada se maneja a través de la simbiosis con bacterias del género *Bradyrhizobium spp.* Las estimaciones de la fijación biológica de N (FBN) están relacionadas a los niveles de rendimiento, y podrían representar hasta un 90% de los requerimientos de N del cultivo (Salvagiotti et al., 2008). Las últimas estimaciones de FBN en Argentina, indican que entre el 26% y el 71% del N acumulado, con una media del 60%, procede de la simbiosis (Collino et al., 2015). La fertilización con N a la siembra del cultivo no ha mostrado respuestas en rendimiento consistentes, mientras que las aplicaciones en estadios reproductivos avanzados (R1-R3) han mostrado resultados muy variables (Gutiérrez Boem et al., 2004; Salvagiotti et al., 2008; 2009) y generalmente el N aplicado reemplaza aquel aportado por la FBN. Por estas razones y para evitar afectar la FBN, no se recomienda la fertilización nitrogenada del cultivo soja. Por tal motivo, el presente trabajo **no profundizará** en la fertilización nitrogenada en soja.

En el caso de maíz, el N es el nutriente que con mayor frecuencia limita la producción del maíz en Argentina y en todas las regiones agrícolas del mundo (Lassaletta et al., 2014; Mueller et al., 2014; Ciampitti y Vyn, 2014; Álvarez y Grigera, 2005). Dada su importancia se han desarrollado distintas herramientas de diagnóstico como: el análisis del suelo a la siembra (Álvarez et al., 2003; Pagani et al., 2008; 2009; García et al., 2010; Salvagiotti et al., 2011); el análisis de suelo en 5-6 hojas (Sainz Rozas et al., 2000; Pagani et al., 2008); el análisis de plantas (Bianchini et al., 2008, Ferrari et al., 2011); mediciones de índices espectrales mediante sensores remotos para decidir la fertilización en estados avanzados del cultivo (Ferrari et al., 2011; Melchiori, 2010; 2012); y el uso de modelos de simulación de cultivos (Satorre, 2006; Mercau, 2010).

Cómo herramienta principal, las investigaciones en Argentina han permitido generar calibraciones entre el rendimiento de maíz y la disponibilidad de N, expresada como el contenido de N como nitrato en el suelo –Ns- a 0-60 cm previo o a la siembra

más el N del fertilizante –Nf- (Ruiz et al., 2001; Alvarez et al., 2003; Bianchini et al., 2008; Alvarez, 2008; Pagani et al., 2008; 2009; García et al., 2010; Salvagiotti et al., 2011) (**Figura 1.3**). Una vez conocido el nivel de Ns, la recomendación general es aportar el Nf necesario para alcanzar un nivel objetivo de disponibilidad de N, asumiendo una eficiencia similar de ambas fuentes de N. Diferentes evaluaciones recomiendan niveles de disponibilidad desde 81 hasta 269 kg N ha⁻¹ dependiendo de distintos factores de cada calibración (Ruiz et al., 2001; Alvarez et al., 2003; Mistrorigo y Valentinuz, 2004; Fontanetto y Keller, 2006; Bianchini et al., 2008; Alvarez, 2008; Sánchez et al., 2008; Pagani et al., 2008; 2009; García et al., 2010; Salvagiotti et al., 2011; Barraco et al., 2015; Boxler et al., 2017a). Adicionalmente, en los últimos años se ha explorado la inclusión de otros factores para reducir la incertidumbre de los modelos tales como: el efecto de años climáticamente contrastantes, la presencia de napas, el cultivo antecesor, la fecha de siembra (tempranos o tardíos), la mineralización de N, así como también índices de variabilidad espacial (Sánchez et al., 2008; Sainz Rozas et al., 2008; Ferraris y Couretot, 2011; Espósito et al., 2012; Gregoret et al., 2012; Salvagiotti et al., 2012; Reussi Calvo et al., 2013; Díaz Valdez et al., 2014; Orcellet et al., 2017).

Dada la movilidad del nutriente, el diagnóstico de N se basa en la estimación de una cantidad u oferta de N disponible, y es lógico esperar mayores umbrales de respuesta en situaciones de mayor productividad por mayor demanda. Comparativamente, podría decirse que en la región pampeana norte los umbrales serían mayores, debido a una mayor probabilidad de obtener rendimientos de maíz superiores a los obtenidos hacia el sur de la región (Cirilo, 2004). En una escala menor, diferentes redes locales de ensayos han mejorado el ajuste del diagnóstico utilizando directa o indirectamente este principio de oferta y demanda. Así, por ejemplo, para la región sur de Santa Fe, Salvagiotti et al. (2011) lograron discriminar patrones de respuesta en función del rendimiento máximo alcanzado (**Figura 1.2**); para el sudeste de Buenos Aires -Pagani et al. (2008)- y el sur de Córdoba – Zorzín y Ioele (2012); Sanchez et al. (2008)- observaron mejoras en los ajustes al separar entre años que diferían en los rendimientos alcanzados.

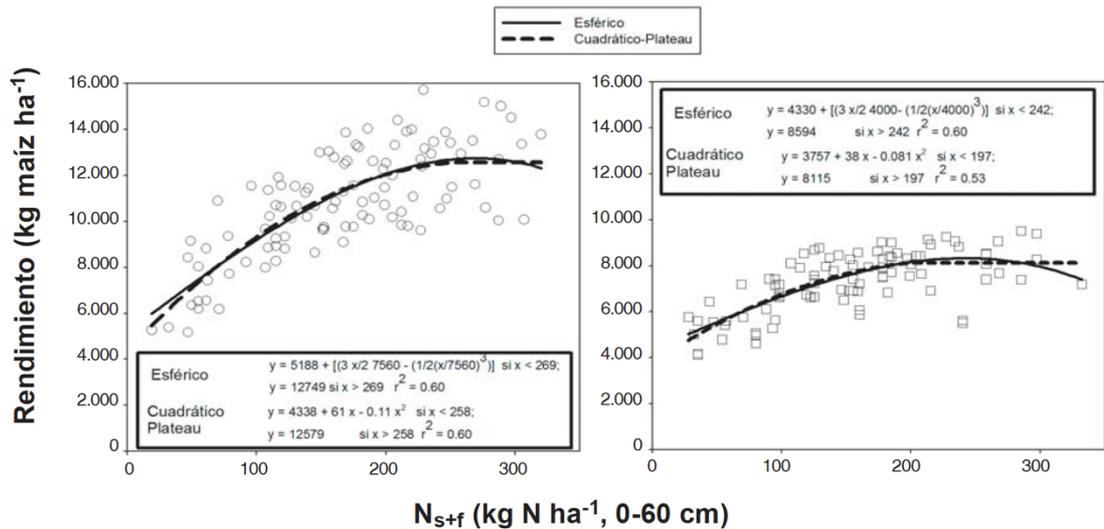


Figura 1.3. Rendimiento de maíz en función de la disponibilidad de N (como N en el suelo -0-60cm- a la siembra del cultivo + N de fertilizante) en ambientes de mayor (izquierda) y menor potencial de rendimiento (derecha) de la región pampeana norte (39 ensayos). Fuente: Salvagiotti et al. (2011).

El análisis conjunto de un número vasto de ensayos podría mejorar la comprensión del efecto de variables de suelo, clima y manejo sobre los patrones de respuesta. Por ejemplo, mediante la integración de varios cientos de ensayos de fertilización nitrogenada de maíz en el este de Canadá se determinó que la textura superficial del suelo y la distribución de las precipitaciones eran los factores más importantes en determinar la respuesta a N (Tremblay et al., 2012; 2015). En la misma línea, otro meta-análisis para el África Sub-Sahariana, reportó efectos similares de la textura y las lluvias sobre la respuesta de maíz a N (Chivenge et al., 2011).

1.4. LA REVISIÓN COMO HERRAMIENTA CIENTÍFICA

El escenario científico contemporáneo se caracteriza por un crecimiento sin precedentes de la publicación de artículos de investigación, principalmente en formato digitalizado. Esta característica facilita la colección de vastas cantidades de información que describen el “conocimiento acerca del conocimiento”, también denominado como “meta-conocimiento” (Evans y Foster, 2011). En este contexto, existen diferentes técnicas de revisión que, de manera simplificada, podemos agrupar según dos enfoques diferenciados: i) *cualitativo*, cuando el objetivo principal es hacer una descripción del estado de un tema, comúnmente denominadas “revisiones sistemáticas”; y ii) *cuantitativo*, cuando incluye el procesamiento matemático de los datos colectados,

también denominadas como “meta-análisis” (Borenstein et al., 2009; Philibert et al., 2012). Ambos enfoques son de suma utilidad para resumir, a partir un gran número de investigaciones previas, que es lo que se sabe y lo que no se sabe en una determinada área de estudio (Yuan y Hunt, 2009).

Las revisiones sistemáticas y el meta-análisis son ampliamente aceptados y difundidos en otras disciplinas como la medicina, la física, y las ciencias sociales. Sin embargo, aunque hay antecedentes de larga data de revisiones en ciencias agronómicas, su grado de perfeccionamiento es comparativamente bajo (Parent y Bruulsema, 2013). Aunque diversos autores han propuesto criterios para el control de calidad o riesgo de sesgo (Gates, 2002; Roberts et al., 2006; Borenstein et al., 2009; Urrútia y Bonfill, 2010; Woodcock et al., 2014), los mismos no son utilizados en la mayoría de los meta-análisis realizados en ciencias agronómicas (Philibert et al., 2012). En este sentido, uno de los principales desafíos que enfrenta la agronomía es referido al diseño de protocolos para la estandarización y el armado de bases de datos. Por ejemplo, establecer criterios de agrupamiento de experimentos independientes diseñados para evaluar diferentes factores de interés (i.e. dosis, fuente, momento, forma de aplicación). Asimismo, pero no menos importante, se necesita de la interacción entre científicos y la formación de redes colaborativas que favorezcan el intercambio de datos e ideas.

Los agro-ecosistemas enfrentan problemas de complejidad creciente. De la misma forma, la comunidad científica debe comenzar a analizar la información de una manera más compleja y organizada. Actualmente, el grueso de las investigaciones en fertilización en Argentina corresponde a ensayos aislados y, ocasionalmente, redes de ensayos con análisis estadísticos clásicos. Para estudiar el efecto de la fertilización el objetivo es definir una serie de condiciones en las cuales se espera una alta probabilidad y/o magnitud de respuesta, y definir límites respecto de condiciones de no respuesta. Dichas condiciones, se refieren principalmente al valor de análisis de suelo para el nutriente en cuestión. De hecho, las recomendaciones de fertilización se basan casi exclusivamente en criterios de agrupamiento de casos según el nivel de análisis de suelo, y solo ocasionalmente se identifican sub-grupos según otras variables.

Para lograr una comprensión superadora de los complejos patrones de respuesta a la fertilización se requiere, en primer término, de un amplio conjunto de datos. En segundo término, el trabajo colaborativo entre investigadores es clave para mejorar la

calidad de los modelos de diagnóstico (Parent y Bruulsema, 2013). En Canadá, Finlandia y Australia, el trabajo en red entre científicos permitió la creación de archivos de metadatos que formaron las bases para nuevas guías de recomendaciones de fertilización (Parent y Gagné, 2010; Blumenthal y Drew, 2013; Valkama et al., 2011; 2015). En todos los casos, los investigadores involucrados destacan que el principal desafío consiste en el proceso de reunir la información, realizar controles de calidad y estandarizar datos provenientes de diversas fuentes. Esto resalta los considerables beneficios de compartir información de experimentos, así como también la necesidad de procedimientos estandarizados y una mejor administración de la información en el futuro (Tremblay et al., 2015).

El ejemplo de Australia resulta paradigmático. Bajo un contexto con incremento en la producción de cultivos, pero estancamiento en el uso de fertilizantes, sumado a una baja adopción del análisis de suelos, diversas instituciones del sector decidieron consolidar un proyecto conjunto. Así se inició la confección de una gran base de datos de ensayos de repuesta a la fertilización en cereales, leguminosas y oleaginosas. Actualmente, la misma incluye alrededor de 6000 experimentos de campo de uno o varios nutrientes correspondientes a cinco décadas de investigación. Se compone de ensayos de respuesta a N, P, potasio (K), y azufre (S). Los criterios de interpretación, procedimientos y lecciones aprendidas del proyecto se detallan en *Crop and Pasture Science* (2013) Vol. 64 No.5 (Anderson et al., 2013; Bell et al., 2013a; 2013b; 2013c; Blumenthal y Drew, 2013; Brennan y Bell, 2013; Conyers et al., 2013; Dowling y Speirs, 2013; Dyson y Conyers, 2013; Moody et al., 2013; Speirs et al., 2013a; 2013b; Watmuff et al., 2013).

Aunque destacan que el proceso de recopilación y manejo de datos fue muy lento, los resultados y productos obtenidos también resultan destacables. La base de datos logró recuperar e integrar una gran cantidad de experimentos no publicados, así como información publicada (Speirs et al., 2014). Para el armado se aplicaron una serie de requisitos mínimos de datos que incluyen: el tipo de suelo del ensayo, un análisis de suelos realizado por un método reconocido, y el rendimiento de los tratamientos sin fertilizante (R_0) y fertilizados (R_F). Con esta información se desarrolló una herramienta de diagnóstico a través de la web: *Better Fertilizer Decisions for Cropping Interrogator Tool* (BFDC). Esta herramienta permite a los usuarios, a través de filtros que incluyen cultivo, tipo de suelo, análisis de suelo, rendimiento y distribución de precipitaciones, mejorar sus diagnósticos y ser más eficientes en el manejo de los fertilizantes (Richardson

y Abbott, 2012).

En aquellos países que todavía están llevando a cabo muchos experimentos de respuesta a los fertilizantes, como es el caso de Argentina, el enfoque de la propuesta australiana para la normalización de los protocolos, el desarrollo de bases de datos y herramientas como el BFDC, resultan de gran valor para capturar beneficios a largo plazo. Argentina cuenta con una vasta cantidad de experimentos de fertilización en los cultivos de maíz y soja, aunque las calibraciones disponibles han sido realizadas para condiciones locales específicas. Por otro lado, existe mucha información relevante que pertenece a la denominada “literatura gris” (Rothstein y Hopewell, 2009) -no sometida al proceso de revisión por pares-, normalmente inédita para la comunidad científica. Algunos investigadores han realizado resúmenes y análisis a partir de la compilación de ensayos y/o redes de ensayos, que han derivado en información no observable en los experimentos particulares (Alvarez, 2008; Alvarez y Grigera, 2005; Gutiérrez Boem et al., 2006; Salvagiotti et al., 2011; Steinbach y Alvarez, 2014; Gutiérrez Boem y Salvagiotti, 2015; Barraco et al., 2015; Carciocchi et al., 2015; Barbieri et al., 2017). Por lo tanto, existe una falta de integración que limita el proceso de identificación de patrones de respuesta, ya sean generales o específicos asociados a situaciones particulares. Entonces, es factible lograr mejoras en la calibración e interpretación de herramientas de diagnóstico mediante la revisión y análisis conjunto de la información existente.

1.6. OBJETIVOS DE LA TESIS

1.6.1. Objetivo general

El objetivo general de este trabajo es, en base a la compilación e integración de información ya existente, identificar patrones de respuesta a la fertilización i) con P en maíz y soja, y ii) con N en maíz.

1.6.2. Objetivos específicos

1.6.2.1. Objetivo específico 1

Evaluar un método alternativo para el cálculo de niveles críticos a través de la relación entre el RR y el AS que permite la estandarización para posteriores comparaciones. Este objetivo es abordado en el Capítulo 2 de esta tesis.

1.6.2.2. Objetivo específico 2

Identificar factores de cultivo y de suelo que afectan a los niveles críticos de respuesta a P en maíz y soja. Este objetivo es abordado en el Capítulo 3 de esta tesis.

1.6.2.3. Objetivo específico 3

Identificar patrones de respuesta a N en maíz relacionados al potencial de rendimiento de cultivo, la clase textural del suelo y las lluvias. Este objetivo es abordado en el Capítulo 4 de esta tesis.

Las hipótesis relacionadas a los objetivos planteados son detalladas y contrastadas en los capítulos correspondientes.

CAPITULO 2

**MÉTODO ALTERNATIVO PARA ESTIMAR NIVELES
CRÍTICOS DE ANÁLISIS DE SUELO**

2. CAPÍTULO 2. Método alternativo para la estimación de niveles críticos de análisis de suelo¹.

2.1. INTRODUCCIÓN

2.1.1. Antecedentes

Al desarrollar modelos de recomendación de fertilizantes basados en el AS, el objetivo más común es identificar un valor crítico o rango de una variable de fertilidad del suelo para un determinado nivel de rendimiento del cultivo en el cual la respuesta a la fertilización es más probable. El enfoque más común es ajustar una regresión entre el rendimiento del cultivo y el AS, este último como la variable independiente y el rendimiento, muchas veces expresado como rendimiento relativo (RR), como la variable dependiente. Normalmente, las funciones matemáticas utilizadas para describir esta relación pueden ser lineal-plateau, cuadrática-plateau, o exponencial (Mistcherlich), entre otras (Mallarino y Blackmer, 1992; Colwell, 1963).

El método más utilizado para ajustar modelos de regresión, el de mínimos cuadrados ordinarios (MC), supone que solo la variable dependiente (por ejemplo, RR) es aleatoria, mientras que la variable independiente o regresora (por ejemplo, AS) se considera fija y libre de error. Este enfoque es especialmente válido para los casos en los que la variable explicativa es verdaderamente fija, como la dosis de fertilización. Sin embargo, cuando esta variable no está controlada por el investigador, como sucede con el AS, los investigadores continúan considerándola fija. En este sentido, se ha señalado que la regresión por MC se encuentra sobre-utilizada en el campo de la ciencia del suelo (Webster, 1997). Cuando la relación subyacente es bivariada, debe describirse como tal y no como predictiva. Además del rendimiento de los cultivos, el AS representa una dimensión "observada" de los experimentos y proviene de una población que tiene una distribución de referencia y, por lo tanto, un componente de error. Por ello, debería considerarse una distribución conjunta de ambas variables llamada "bivariante o bivariada", cuyo caso más simple se denomina "normal bivariada" (Legendre y Legendre, 1998).

¹ Artículo original: Correndo, A.A., F. Salvagiotti, F.O. García, & F.H. Gutiérrez Boem. 2017. A modification of the arcsine-log calibration curve for analysing soil test value-relative yield relationships. *Crop & Pasture Science* 68 (3): 297-304. <https://doi.org/10.1071/CP16444>

Adicionalmente, la calibración de RR vs AS a menudo muestra problemas relacionados con la normalidad y la homogeneidad de la varianza (Colwell, 1994). Esto significa una falta de solidez estadística de la regresión por MC para responder preguntas de interés (Kutner et al., 2005). Ni RR ni AS siguen una distribución normal, y por lo tanto, generalmente se recomienda la transformación de variables (Webster, 2001). Sin embargo, la situación más común es transformar solo la variable dependiente (RR), mientras se mantienen las unidades originales en la variable explicativa y, por lo tanto, la solución resulta parcial. Por otro lado, si el nutriente en estudio es la única limitación para el crecimiento del cultivo, se espera que niveles altos de AS puedan dar como resultado rendimientos más altos y menos variables cada vez. Este comportamiento da como resultado una dependencia de la varianza de RR con los valores de AS, cuando RR es la variable dependiente. En estos casos, se suele aplicar el método de regresión ponderada, aunque no siempre trae una solución (Motulsky y Christopoulos, 2004).

Por otro lado, recientemente se ha propuesto una aproximación de análisis innovadora (Dyson y Conyers, 2013) para la calibración de análisis de suelos que se aplica a un sistema de recomendación. El método se denomina curva de calibración del arcoseno-logaritmo, ALCC por sus siglas en inglés (Arcsine Logarithm Calibration Curve), y ha sido desarrollado para determinar niveles críticos de análisis de suelo (AS_C) para nitrógeno (N), fósforo (P), potasio (K) y azufre (S) y potencial de respuesta en varios cultivos de grano en Australia (Anderson et al, 2013; Bell et al, 2013a; 2013b; 2013c; Brennan y Bell, 2013). En contraste con las metodologías de calibración más utilizadas, el método ALCC: (i) transforma ambas variables de interés (i.e. RR y AS), y (ii) invierte los ejes X e Y (i.e. AS vs. RR) para poder estimar no solo el AS_C para un determinado nivel de RR, sino también su respectivo intervalo de confianza (IC).

En el estudio original (Dyson y Conyers, 2013), sin embargo, los autores restantan que las estimaciones de los IC de la metodología son, a menudo, muy amplios como para realizar recomendaciones prácticas y comparaciones entre set de datos. Tal es así, que ellos sugieren reducir el nivel de confianza del 95% ($P = 0.05$) al 70% ($P = 0.30$) en ciertas comparaciones (Dyson y Conyers, 2013; Watmuff et al., 2013). No obstante, una revisión detallada del método original sugiere que es posible obtener estimaciones más precisas de los AS_C sin la necesidad de reducir el nivel de confianza, sino mediante la modificación de pasos específicos de la metodología.

Entonces, el presente capítulo presenta los siguientes objetivos:

2.1.2. Objetivos

- i) evaluar cambios en ciertos procedimientos del método ALCC relacionados a la estimación del AS_C y su IC;
- ii) analizar otra manera de comparar set de datos además del AS_C : la forma de las relaciones AS:RR a través de un segundo parámetro (pendiente bivariada).
- iii) discutir la importancia de testear el coeficiente de correlación a fin de respaldar la hipótesis de una relación entre las variables.

2.1.3. Hipótesis

- i) la modificación del método ALCC permite obtener IC más estrechos del AS_C respecto del método original;
- ii) la modificación del método ALCC permite obtener IC más estrechos de las pendientes bivariadas respecto del método original.

2.2. METODOLOGÍA

2.2.1. Fuentes de información y análisis

Los datos utilizados para este trabajo provinieron de diferentes fuentes:

Set de datos #1. El primer conjunto de datos se obtuvo de la *BFCD Interrogator Database* (NSW DPI, 2012). BFCD significa Better Fertiliser Crop Decisions, y es un sistema desarrollado en Australia para posibles usuarios de análisis de suelos como herramienta diagnóstico en diversos cultivos. Intencionalmente, el set de datos fue el mismo que utilizaron Dyson and Conyers (2013) como ejemplo en el artículo de la metodología original, y pertenece al National Soil Fertility Program (NSFP) período 1968-72 (**Figura 2.1**). Una vez ingresado al sistema *BFDC Interrogator*, se aplicaron los siguientes filtros para la obtención del mismo: *Nutrient* = 'P', *Farming System* = 'dryland', *From Year* = '1968', *To Year* = '1972', *State* = 'Victoria', *Season* = 'winter', *Crop* = 'cereal wheat', *Australian Soil Class* = 'All', *Soil Test and sample depth* = 'P Colwell mg/kg at 0-10 cm', *Trial quality* = 'A trials only'.

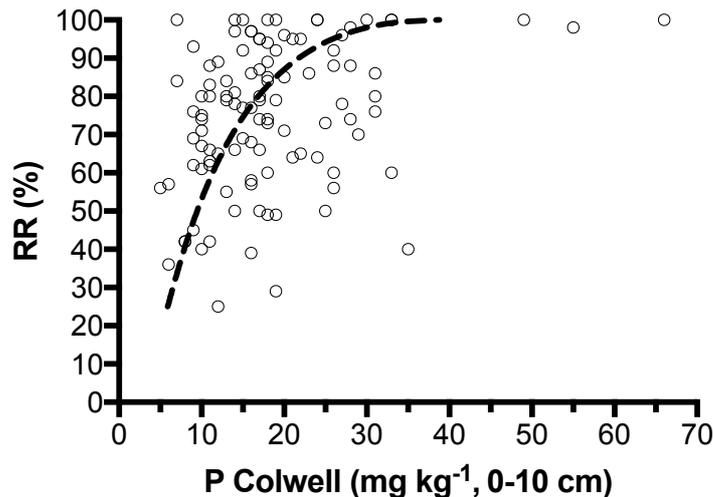


Figura 2.1. Diagrama de dispersión de rendimiento relativo (RR, %) y nivel de análisis de suelo (P Colwell a 0-10 cm, mg kg^{-1}). Set de datos #1 -107 experimentos del National Soil Fertility Program (NSFP, 1968-72) en Victoria (107 ensayos)-. Los datos fueron obtenidos a través de la BFCD Interrogator database siguiendo las descripciones realizadas por Dyson y Conyers (2013). La línea punteada representa la curva de calibración del arcoseno-logaritmo –ALCC- (función retransformada a las unidades originales desde la regresión lineal de las variables transformadas –Figura 2.2-).

Set de datos #2. Se obtuvo un segundo set de datos desde el sistema *BFCD Interrogator Database* con el objetivo de realizar comparaciones específicas entre parámetros utilizando tanto el método ALCC original como el modificado. Este conjunto de datos se obtuvo a través de los siguientes filtros: *Nutrient* = ‘P’, *Farming System* = ‘dryland’, *From Year* = ‘All’, *To Year* = ‘All’, *State* = ‘All’, *Season* = ‘winter’, *Crop* = ‘cereal wheat’, *Australian Soil Class* = ‘Vertosol Black + Vertosol Grey’, *Soil Test and sample depth* = ‘P Colwell mg/kg at 0-10 cm’.

Set de datos #3. Se construyó un tercer conjunto de datos para la comparación específica de error estándar (EE) del estimador del AS_C . Para este propósito, se utilizó un total de 60 set de datos de AS y RR. Los mismos fueron obtenidos desde diversas fuentes: i) *BFCD Interrogator Database* (23) (NSW DPI, 2012), y ii) experimentos publicados e inéditos de fertilización en cultivos de grano en la Región Pampeana Argentina (37) incluyendo varias combinaciones de cultivos y nutrientes (trigo, maíz, y soja, y N, P, S, y Zn). El set de datos final se construyó con 3 variables específicas de cada uno de los 60 sub-sets: i) coeficiente de correlación (r_{xy}), ii) EE del estimador del ASC utilizando el método ALLC original, and iii) EE del estimador del ASC utilizando el método ALLC modificado.

Todos los datos fueron armados y procesados en Microsoft Excel ® a la hora de realizar las comparaciones deseadas. Los resultados de los análisis de los modelos lineales obtenidos fueron, además, debidamente chequeados dentro del software estadístico R, paquetes *Smatr* v3.4-3 (Warton et al., 2012) y *Stats* v3.2.4 (R Core Team, 2016). Todas las figuras fueron realizados con el software GraphPad Prism v7.0a for MacOSx (GraphPad Software Inc., 2016).

2.2.2. Procedimientos del método ALCC modificado

Se requieren un total de 9 pasos, cada uno de los cuales puede llevarse a cabo en hoja de cálculo de Microsoft Excel ® o similar. En cada paso, las sentencias básicas para poder aplicar el método en hoja de cálculo se incluyen entre paréntesis. Es importante considerar que los mismos pueden variar dependiendo de la versión del software utilizado así como también del lenguaje. Los pasos #1, #2 y #3 del método ALCC modificado son básicamente los mismos que para el método original (Dyson y Conyers, 2013). Las diferencias específicas se muestran y discuten en la sección de Resultados y Discusión. Los pasos del método modificado, son los siguientes:

1. *Transformar las variables.* Esto simplificará la relación entre las variables a una función lineal simple. Las transformaciones son:
 - i. Logaritmo Natural del AS, de aquí en adelante Y (=LN(AS_i)). El método funciona independientemente de las unidades de AS, las cuales se expresan, normalmente, en kg ha⁻¹, mg kg⁻¹, cmol_c kg⁻¹, entre otros.
 - ii. Arcoseno de la raíz cuadrada del RR, de aquí en adelante X (=ASIN(SQRT(RY_i/100))). Las unidades de RR deben estar siempre expresadas con respecto a un rendimiento máximo (observado o estimado), para detalles específicos ver Dyson y Conyers (2013).
2. *Centrar la variable X,* con respecto al nivel objetivo de RR para el cual se desea estimar el AS_C (=ASIN(SQRT(RR_i/100))-ASIN(SQRT(RR_{obj}/100))). Por ej., para un RR_{obj}=90% se precisa restar, a cada valor de X, corresponde restar el arcoseno√(90/100) = 1.249.

3. *Estimar el coeficiente de correlación de Pearson* (r_{xy}), entre X (centrada) e Y (=PEARSON(X_{valores} , Y_{valores})). Dado que la metodología se basa en la “correlación” entre las variables, es aconsejable testear la significancia de este coeficiente para los próximos pasos.

4. *Estimar las medias* de X –centrada- (=AVERAGE(X_{valores})) e Y (=AVERAGE(Y_{valores})). Estos valores representan las coordenadas del centroide de la elipse de los datos (\bar{X}, \bar{Y}) , por donde pasan todas las regresiones posibles entre X e Y.

5. *Estimar la regresión lineal* (**Ec. 2.1**) entre X e Y (**Figura 2.2**) utilizando la aproximación de mínimos cuadrados ordinarios (MC).

$$\hat{Y}_{iMC} = \hat{\alpha}_{MC} + \hat{\beta}_{MC} * X_i \quad \text{Ec. 2.1}$$

Donde, \hat{Y}_{iMC} son los valores ajustados por MC de $\ln(\text{AS})$, X_i son los valores observados (y centrados) de X (ver Paso #2), $\hat{\alpha}_{MC}$ es la ordenada al origen por MC, y $\hat{\beta}_{MC}$ es la pendiente por MC.

6. *Estimar la función bivariada* entre X e Y. Este paso básicamente consiste en rotar la regresión MC (**Ec. 2.1**) sobre el centroide de la elipse de datos (Paso #4). La ecuación de interés se denomina de ejes principales estandarizados, SMA, por sus siglas en inglés (standardized major axis), la cual, basada en la correlación entre las variables, describe una relación estructural o bivariada entre las mismas. Existe software específico para ajustar este tipo de regresiones (Warton et al., 2012). Sin embargo, la forma más directa y simple es utilizar una propiedad matemática que relaciona las pendientes de las regresiones MC y SMA (**Ec. 2.2**) (Legendre y Legendre, 1998). Así, dado que todas las regresiones posibles de una población de datos pasan siempre por las coordenadas del centroide (\bar{X}, \bar{Y}) (**Ec. 2.3**), podemos estimar la ordenada al origen SMA ($\hat{\alpha}_{SMA}$) mediante la **Ec. 2.4**. Finalmente, podemos obtener la función SMA completa, que para el ejemplo utilizado se muestran en la **Figura 2.2B**. Notar que la **Ec. 2.2** no es plausible cuando $r_{xy} = 0$, por lo cual se recomienda testear la significancia de ésta primero (ver sección 2.3.2 “Significancia de la correlación”).

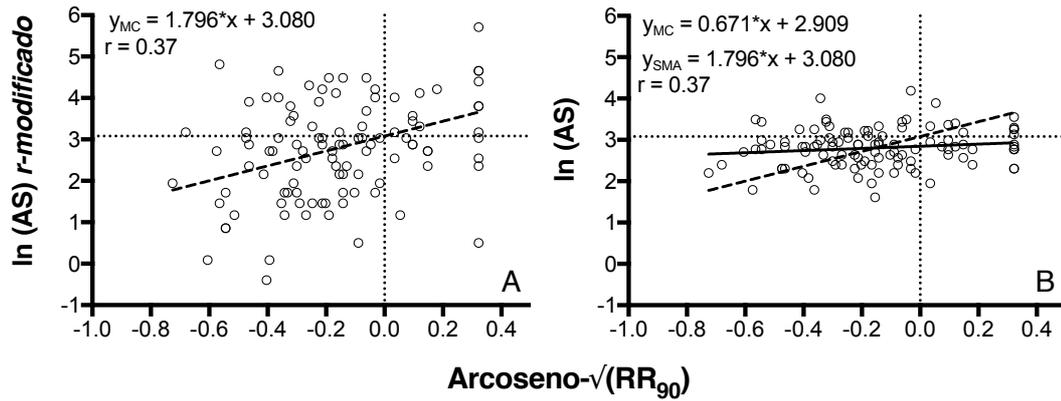


Figura 2.2. Relaciones lineales entre las variables transformadas. Set de datos #1. Tanto en A, como en B, se obtiene la misma función bivariada (líneas punteadas) pero de dos elipses de datos diferentes. A: regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MC) de los valores de Y modificados por el coeficiente r_{xy} ($Y_{r\text{-modificado}}$) (línea punteada) según el método ALCC original (Dyson y Conyers, 2013). B: regresión bivariada SMA (línea punteada) según el método ALCC modificado, derivado de la regresión por MC de los valores de $\ln(AS)$ –sin modificación por r_{xy} – y los valores del arcoseno de la raíz cuadrada del RR. En ambos casos, la ordenada al origen ($\hat{\alpha}$) de las líneas punteadas representa el \ln del AS_C .

$$\hat{\beta}_{SMA} = \frac{\hat{\beta}_{MC}}{r_{xy}}, \text{ cuando } r_{xy} \neq 0 \quad \text{Ec. 2.2}$$

$$\bar{Y} = \hat{\alpha}_{SMA} + \hat{\beta}_{SMA} * \bar{X} \quad \text{Ec. 2.3}$$

$$\hat{\alpha}_{SMA} = \bar{Y} - \left[\left(\frac{\hat{\beta}_{MC}}{r_{xy}} \right) * \bar{X} \right] \quad \text{Ec. 2.4}$$

7. *Estimar el nivel crítico* (AS_C). Se debe considerar al modelo cuando $X = 0$. En el ejemplo utilizado, los valores de X se centraron a un nivel $RR_{obj} = 90\%$, por lo que la ordenada al origen representa el $AS_{C90\%}$. Dado que el estimador ($\hat{\alpha}_{SMA}$) es expresado en unidades logarítmicas (Ec. 5), es necesario re-transformar a las unidades originales (Ec. 2.6, = $EXP(\hat{\alpha}_{SMA})$).

$$\hat{\alpha}_{SMA} = \ln(AS_{C90}) \quad \text{Ec. 2.5}$$

$$AS_{C90} = e^{(\hat{\alpha}_{SMA})} \quad \text{Ec. 2.6}$$

8. *Estimar el intervalo de confianza* del AS_C . Para esta estimación, se debe utilizar las Ec. 2.7 y Ec. 2.8 que han sido previamente descritas como las más apropiadas para calcular los IC de la ordenada al origen de las regresiones SMA (Warton et al., 2006). De tal forma, un IC con 95% de nivel de confianza es igual, aproximadamente (dependiendo del tamaño de la muestra $-n-$) ± 2 errores estandar (EE), mientras que un IC con 70% de nivel de confianza es igual, aproximadamente a ± 1 EE.

$$EE\hat{\alpha}_{SMA} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{iSMA})^2}{n-2} * \left[\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right]} = \sqrt{CME * \left[\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{SC_x} \right]} \quad \text{Ec. 2.7}$$

Donde, $EE\hat{\alpha}_{SMA}$ representa el error estándar de la ordenada al origen, y_i los valores observados de Y, \hat{y}_{iSMA} los valores ajustados de SMA ($=\hat{\alpha}_{SMA} + \hat{\beta}_{SMA} * X_i$), n el tamaño de la muestra, $n - 2$ los grados de libertad (gl), CME el cuadrado medio del error del modelo ($=(\text{SUM}((y_i - \hat{y}_{iSMA})^2))/(\text{gl})$), and SC_x la suma de cuadrados de los valores centrados de X ($=\text{VAR.S}(X_{\text{valores}})*(n-1)$).

$$IC_{\hat{\alpha}_{SMA}} = \hat{\alpha}_{SMA} \pm EE\hat{\alpha}_{SMA} * t_{(1-\frac{\alpha}{2}; n-2)} \quad \text{Ec. 2.8}$$

Donde, $EE\hat{\alpha}_{SMA}$ representa el error estándar de la ordenada al origen (Ec. 7), y t es el valor de tabla de la distribución T de Student- $t_{\frac{\alpha}{2}}$ (dos colas) para un nivel α de significancia y $n - 2$ gl ($=\text{TINV}(\alpha, \text{df})$).

9. *Dibujar la curva de ajuste.* Para ajustar la curva de calibración entre RR vs AS, debemos resolver la ecuación basada en el método ALCC (Ec. 2.9). La curva ALCC no describe una relación causal (predictiva) sino una relación bivariada entre variables transformadas (re-transformada a las unidades originales). Los valores ajustados de $\ln(\text{AS})$ (\hat{Y}_{iSMA}) se obtienen a través de la función lineal SMA (Ec. 2.9) y luego se re-transforman a las unidades originales mediante la Ec. 2.10. Finalmente, para el mismo rango de valores ajustados mediante la Ec. 2.9, se puede expresar los valores de RR (%) usando los parámetros de la regresión SMA (Ec. 2.11) $\hat{\alpha}_{SMA}$ y $\hat{\beta}_{SMA}$, y el RR_{obj} para el cual se decisión estimar el AS_C .

$$\hat{Y}_{iSMA}, \ln(\text{AS}) = \hat{\alpha}_{SMA} + \hat{\beta}_{SMA} * \left[\text{arcoseno} \sqrt{\frac{RR}{100}} - \text{arcoseno} \sqrt{\frac{RR_{obj}}{100}} \right] \quad \text{Ec. 2.9}$$

$$STV_{iSMA} = e^{[\hat{Y}_{iSMA}]} \quad \text{Ec. 2.10}$$

$$RR(\%) = 100 * \left\{ \text{seno} \left[\text{arcoseno} \left(\sqrt{\frac{RR_{obj}}{100}} \right) + \frac{Y_i - \hat{\alpha}_{SMA}}{\hat{\beta}_{SMA}} \right] \right\}^2 \quad \text{Ec. 2.11}$$

(11)

2.3. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

2.3.1. Intervalos de confianza del AS_C

Dado que ambas variables son inexactas, Dyson y Conyers (2013) se enfocaron en encontrar la ‘ecuación de ejes principales’ (major axis) de la elipse de datos. Sin

embargo, la forma en que despejan la ecuación de interés tiene un efecto en el tamaño del error del modelo. Así, para estimar la ecuación (en este caso, SMA), ellos aplican una segunda transformación de los valores ya transformados de $\ln(\text{AS})$. A este paso, ellos lo denominaron “*r-modification procedure*”, aunque la ecuación específica que utilizaron para esta segunda transformación no fue propiamente descrita en el artículo. La ecuación en cuestión se detalla en la **Ec. 2.12** (Dyson, com. pers.). Esta segunda transformación genera una nueva variable ($Y_{r\text{-modificada}}$) la cual posee un rango más amplio de valores respecto de la variable original ($\ln(\text{AS})$). Luego, mediante una regresión por MC de la nueva variable $Y_{r\text{-modificada}}$ en función de X (**Ec. 2.13**), ellos obtienen la ecuación de interés. No obstante, aún cuando los valores medios de los parámetros -ordenada al origen ($\hat{\alpha}_{MCr}$) y pendiente ($\hat{\beta}_{MCr}$)- son correctos, la modificación mediante la **Ec. 2.12** genera una sobre-estimación innecesaria del error del modelo, lo que afecta la precisión del método al estimar el IC de AS_C .

$$Y_{i-r\text{ modificada}} = \bar{Y} + \left(\frac{Y_i - \bar{Y}}{r_{xy}} \right) \quad \text{Ec. 2.12}$$

$$\hat{Y}_{iMCr} = \hat{\alpha}_{MCr} + \hat{\beta}_{MCr} * X_i \quad \text{Ec. 2.13}$$

Donde, \hat{Y}_{iMCr} son los valores ajustados de $\ln(\text{AS})$ - r-modificados y X_i son los valores observados de X (centrados).

En aquellos casos con un amplio $\text{IC}_{95\%}$ para el AS_C , Dyson and Conyers (2013) sugieren estimar el AS_C con un menor nivel de confianza ($\text{IC}_{70\%}$) de manera de obtener estimaciones más acotadas, especialmente considerando los objetivos del sistema de recomendación *BFDC Interrogator* (Conyers et al., 2013; Watmuff et al., 2013). Sin embargo, este problema de los IC poco precisos para los AS_C está relacionado con el “*r-modification procedure*” que genera una elipse de datos más amplia en términos de Y (**Figura 2.2**). Es así que la regresión de la variable $Y_{r\text{-modificada}}$ en función de X no está realmente basada en la “verdadera elipse de los datos”, que es la base de las ecuaciones bivariadas de ejes principales (Jolicoeur, 1990; Sokal y Rohlf, 1995; Warton et al., 2006). En tal sentido, en este trabajo sugerimos modificar el procedimiento para obtener la ecuación bivariada de interés sin el problema de sobre-estimación del error.

En lugar de la segunda transformación de los valores de $\ln(\text{AS})$ (*r-modification*), la propuesta de este trabajo consiste en utilizar la aproximación denominada ‘*standardized major axis regression (SMA)*’. Este enfoque no representa un análisis de predicción de Y en función de X como se realiza habitualmente. En su lugar, la regresión SMA se basa en representar en una dimensión -o eje- datos que varían en dos

dimensiones, lo que puede denominarse como relación bivariada (Warton et al., 2006). Los supuestos de este modelo son los habituales: independencia, distribución normal del error y homogeneidad de varianzas. En tal sentido, la transformación de los datos parece jugar un importante rol respecto de los últimos dos supuestos, lo cual se ejemplifica con el set de datos #1 (**Figura 2.3**). Adicionalmente, debería chequearse la correlación entre variables y si los datos se aproximan a una distribución normal bivariada o no.

En el caso particular de interés (relación entre RR y AS), hay tres características que determinan la utilidad de la regresión SMA: (i) tanto el RR como el AS representan dos variables observadas o dimensiones de un mismo experimento, (ii) la estandarización permite utilizar variables que no poseen escalas de medida comparables, y (iii) dada la independencia de cualquier relación causal entre las variables, el sentido (X:Y o Y:X) en la regresión SMA es solo funcional a los objetivos del investigador.

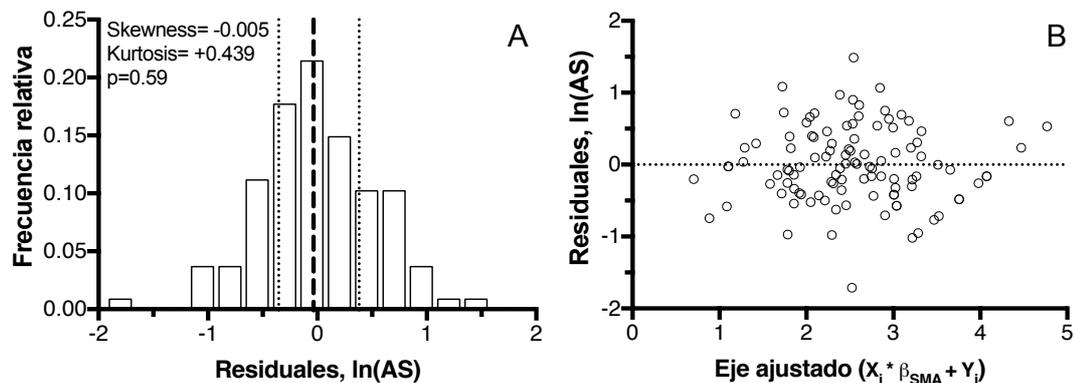


Figura 2.3. Distribución de residuales para testear normalidad (A) y homoscedasticidad (B) para la regresión SMA de las variables transformadas empleada por el método ALCC modificado para el set de datos #1 (**Figura 2.2B**). Los valores de Skewness y Kurtosis indican el nivel de asimetría y sesgo de los datos. Las líneas verticales indican los percentiles 25, 50 (mediana) y 75 de la distribución. El valor-p indica la significancia para el test de normalidad (D'Agostino et al., 1990). La homogeneidad de varianzas de la regresión SMA se chequeó visualmente mediante el método del eje ajustado (Warton et al., 2006).

Mediante la regresión SMA, en el método ALCC modificado podemos estimar exactamente la misma ecuación bivariada que mediante el método ALCC original, aunque evitando la sobre-estimación del IC de la ordenada al origen ($\hat{\alpha}$), la cual representa el estimador del AS_C (**Figura 2.2**). Consecuentemente, para un mismo nivel de confianza (e.g. 95%), los ICs estimados mediante el método ALCC modificado resultan siempre más precisos en comparación con el método ALCC original. Para el set de datos #1, la ecuación SMA muestra estimaciones más precisas de la ordenada al origen ($\hat{\alpha}_{SMA}$, $IC_{95\%}=2.96-3.20$) comparado con la regresión mediante MC de $Y_{r-modificada}$, empleada por

el método ALCC original ($\hat{\alpha}_{MC,r}$; IC_{95%}=2.82-3.34). Estos resultados también se observan para el set de datos #2, con estimaciones de AS_C desde +30% a +61% más precisas para el método modificado respecto del original (**Tabla 2.1**).

Tabla 2.1. Comparación de los límites de confianza de niveles críticos (AS_C) utilizando el método ALCC original y modificado para dos niveles de confianza (95% y 70%). Las estimaciones se realizaron para P-Colwell a 0-10 cm (mg kg⁻¹) y tres niveles de rendimiento relativo (RR 80%, 90% y 95%). Los datos fueron tomados del BFDC Interrogator (Set de datos #2).

		80% RR		90% RR		95% RR	
Vertisol Gris		13.5		17.8		21.4	
(n = 103, r = 0.33)	AS _C	Inf.	Sup.	Inf.	Sup.	Inf.	Sup.
95%	Modificado	11.9	15.3	16.0	19.8	19.1	24.1
	Original	9.9	18.3	13.6	23.2	16.0	28.7
70%	Modificado	12.7	14.4	16.8	18.8	20.1	22.8
	Original	11.5	15.9	15.4	20.5	18.4	25.0
Vertisol Negro		16.3		25.0		33.3	
(n = 180, r = 0.62)	AS _C	Inf.	Sup.	Inf.	Sup.	Inf.	Sup.
95%	Modificado	14.5	18.4	22.8	27.4	30.5	36.4
	Original	13.7	19.4	21.9	28.5	29.3	37.9
70%	Modificado	15.3	17.3	23.8	26.2	31.8	34.9
	Original	14.9	17.9	23.3	26.8	31.1	35.7

Basados en la comparación de 60 set de datos diferentes (Set de datos #3), observamos que la sobre-estimación del $EE\hat{\alpha}$ (**Ec. 2.14**) resultó inversamente proporcional al coeficiente de correlación (r_{xy}) de las variables transformadas (**Figura 2.4**). Para los casos analizados (n=60), la sobre-estimación varió desde +10.6% a +222.5% para set de datos con $r_{xy} = 0.875$ y $r_{xy} = 0.245$, respectivamente. Esta relación inversa se explica por el procedimiento “*r-modification*” que re-transforma los valores de $\ln(AS)$ mediante el coeficiente r_{xy} (**Ec. 2.12**). Sin embargo, la relación descrita en la **Figura 2.4** podría también permitir una corrección simple y confiable ($r^2=0.99$) de las estimaciones previas realizadas mediante el algoritmo original de ALCC (e.g. para el *BFDC Interrogator*) mediante el empleo del coeficiente “ r_{xy} ” y la **Ec. 2.8**.

$$EE\hat{\alpha}_{sobre-estimación}(\%) = 100 * \left(\frac{EE\hat{\alpha}_{original} - EE\hat{\alpha}_{modificado}}{EE\hat{\alpha}_{modificado}} \right) \quad \text{Ec. 2.14}$$

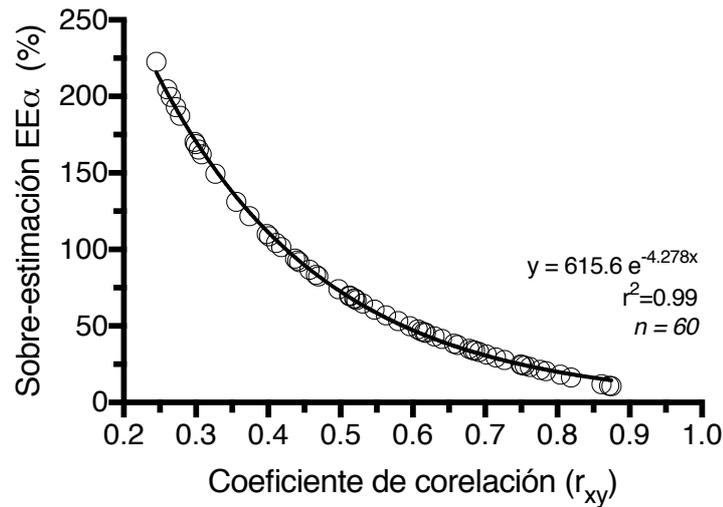


Figura 2.4. Relación entre el coeficiente de correlación (r_{xy}) del set de datos y la sobre-estimación relativa del error estándar de la ordenada al origen ($EE\alpha$), utilizando el método original en comparación con el método modificado (Ec. 14). La sobre-estimación se relaciona con el procedimiento “r-modification” que se requiere para el empleo del método ALCC original. Se utilizó un total de 60 set de datos con diferentes r_{xy} (Set de datos #3).

2.3.2. Comparación de pendientes

Dado que la curva ajustada de ALCC (re-transformada) proviene de una relación lineal bivariada, la pendiente de la regresión SMA ($\hat{\beta}_{SMA}$) también puede compararse entre datos (**Figuras 2.5A y 2.5B**). Podría ser considerada como un indicador de la curvatura del ajuste por ALCC (**Figura 2.5C y 5D**). Siguiendo la **Ec. 2.10** –re-transformada en términos de RR-, una mayor pendiente $\hat{\beta}_{SMA}$ resulta en una curva menos pronunciada. En contraste, una menor pendiente $\hat{\beta}_{SMA}$ resulta en una curva más empinada. Este comportamiento fue observado para el set de datos #2 para RR en trigo relacionado con el nivel de P-Colwell a 0-10 cm, donde los suelos Vertisol Black mostraron una mayor pendiente $\hat{\beta}_{SMA}$ ($\hat{\beta}_{Black-IC95\%}=2.671-3.370$) en comparación con suelos Vertisol Grey ($\hat{\beta}_{Grey-IC95\%}=1.610-2.333$) lo que resultó en diferentes formas de curvas ajustadas con la metodología ALCC (**Figura 2.5**).

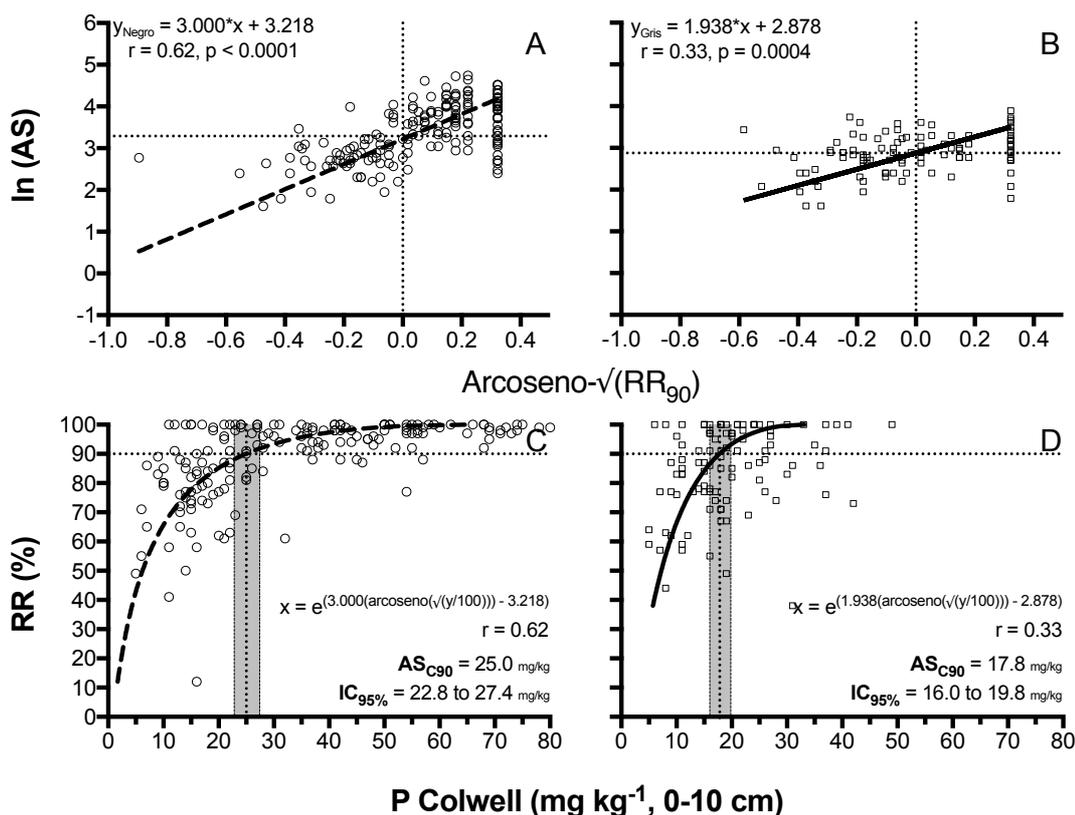


Figura 2.5. Relación entre el rendimiento relativo de trigo y el nivel de P-Colwell (0-10 cm, mg kg⁻¹) para dos tipos de suelos en Australia (Set de datos #2). La información fue recolectada del BFDC Interrogator filtrando por ensayos de respuesta a P en trigo bajo condiciones de secado en suelos Vertisoles Negros (A y C, n=180) y Vertisoles Grises (B y D, n=103). A y B muestran las regresiones bivariadas (SMA) entre las variables transformadas, mientras que C y D muestran las mismas relaciones re-transformadas a las unidades originales. Los niveles críticos (AS_{C}) y sus intervalos de confianza (IC, franjas verticales grises) se estimaron para el 90% de RR, con un nivel de confianza del 95%.

Para la estimación de la pendiente, Dyson y Conyers (2013) propusieron una estimación promedio (y su EE) para el rango entre 50% y 80% de RR considerada como la zona de deficiencia. No obstante, la fórmula correspondiente no se especificó para potenciales usuarios que quieran utilizar la técnica. Además, aunque estuviera detallada, la comparación de pendientes en regresiones SMA no sigue los mismos procedimientos respecto de la regresión por MC, tal y como Dyson y Conyers (2013) siguieron mediante el procedimiento del “*r-modification*”. De hecho, al igual que para la ordenada, la regresión MC de $Y_{r\text{-modificada}}$ también sobre-estima el error de la pendiente ($\hat{\beta}_{\text{SMA}}$) comparado con el modelo SMA (Figura 2). Para el set de datos #1, el método ALCC modificado muestra un 62.6% más de precisión para la estimación de la pendiente ($\hat{\beta}_{\text{SMA}}$,

$\Pi_{95\%}=1.50-2.15$) comparado con el enfoque del método ALCC original ($\hat{\beta}_{MCr}$, $\Pi_{95\%}=0.93-2.66$).

La regresión SMA ha sido utilizada para el estudio de relaciones alométricas donde la pendiente $\hat{\beta}_{SMA}$ es el principal parámetro de interés (Warton et al., 2002). El intervalo de confianza para $\hat{\beta}_{SMA}$ puede ser determinado a un nivel de confianza deseado, y chequear si la estimación se encuentra dentro o fuera de ciertos límites de confianza. La fórmula para estimar su IC para SMA es diferente comparada con la regresión por MC (Ec. 2.15) (Jolicoeur y Mosimann, 1968; Jolicoeur 1990; Sokal y Rohlf, 1995). Una peculiaridad de la regresión SMA es que la significancia de la pendiente no puede ser testeada (Legendre y Legendre, 1998). Esto se trata de un caso trivial dado que $\hat{\beta}_{SMA}$ (Ec. 2.2) no puede ser cero a menos que el desvío de Y (s_y) sea igual a cero. Por tal razón, entre otras, resulta importante discutir la prueba de significancia para la correlación entre las variables.

$$IC_{\hat{\beta}_{SMA}} = \hat{\beta}_{SMA} * (\sqrt{(\beta + 1)} \pm \sqrt{\beta}), \text{ donde } \beta = \frac{t^2 * 1 - r_{xy}^2}{n-2} \quad \text{Ec. 2.15}$$

Donde, $\hat{\beta}_{SMA}$ representa el valor de la pendiente, r_{xy} el coeficiente de correlación del set de datos, t representa el valor de tabla para una distribución t de Student $t_{\frac{\alpha}{2}}$ de dos colas, para un nivel de significancia α , y $n - 2$ grados de libertad.

2.3.3. Significancia de la correlación (r)

Un criterio para excluir un conjunto de datos basado solo en su fuerza de correlación fue establecido por Dyson y Conyers (2013). En el *BFDC Interrogator*, el sistema no corre estimaciones para set de datos con $r_{xy} < 0.2$. A pesar de que este criterio es razonablemente válido, podría no ser suficiente para los potenciales usuarios del método. La significancia del coeficiente de correlación debe probarse primero para determinar si se admite una relación entre variables (McArdle, 1988). Una relación podría ser débil pero significativa o podría ser fuerte y, sin embargo, no significativa, donde el tamaño de la muestra (n) podría desempeñar un papel clave. Para muestras de gran tamaño, es fácil lograr significado y también se debe considerar la fuerza de la correlación para determinar si la relación explica mucho o no. Por el contrario, para muestras de pequeño tamaño podría ser fácil producir una fuerte correlación por casualidad y también nse debe considerar su importancia para evitar rechazar una hipótesis nula verdadera.

Adicionalmente, como se discute líneas arriba, la pendiente SMA carece de significado cuando r_{xy} no es diferente de cero (Ec. 2.2). Por lo tanto, es aconsejable evaluar no solo la fuerza de correlación sino también su significancia para una mejor interpretación de los datos. Dado que la correlación esperada entre el AS y el RR es normalmente positiva ($r_{xy} > 0$), los comandos para realizar el test en una hoja de cálculo son =TDIST(t_r , gl , 1), donde t_r es el estadístico-t (Ec. 2.16) y gl son los grados de libertad.

$$t_r = \frac{r_{xy} \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{r_{xy}^2}} \quad \text{Ec. 2.16}$$

2.4. CONCLUSIONES

La modificación propuesta del método ALCC permitió estimar IC más estrechos de AS_C respecto del método original, con lo cual **no se hallaron evidencias suficientes para rechazar la hipótesis i)** “la modificación del método ALCC permite estimaciones más precisas de los AS_C respecto del método original”.

Por otro lado, La modificación propuesta del método ALCC permitió estimar IC más estrechos de las pendientes bivariadas ($\hat{\beta}_{SMA}$) respecto del método original, con lo cual **no se hallaron evidencias suficientes para rechazar la hipótesis i)** “la modificación del método ALCC permite estimaciones más precisas de las pendientes bivariadas respecto del método original”.

Así, el algoritmo ALCC es un enfoque interesante para estimar AS_C , dado que permite estimar sus correspondientes IC y hace frente a los problemas que generalmente se tienen cuando se utilizan los métodos de regresión tradicionales para calibrar datos de AS (e.g., falta de normalidad y homocedasticidad, ambas variables medidas con error). Por su parte, el método ALCC modificado descrito en este capítulo, aunque requiere algunos pasos adicionales (y probablemente agrega complejidad), también incorpora ventajas comparativas sobre el método ALCC original. Basado en la regresión de ejes principales estandarizados (SMA), produce estimaciones más precisas de los niveles críticos y sus intervalos de confianza, así como comparaciones más confiables entre conjuntos de datos a través de otros parámetros como las pendientes bivariadas y los coeficientes de correlación.

CAPÍTULO 3

FACTORES QUE AFECTAN LA RELACIÓN ENTRE EL RENDIMIENTO Y EL P EXTRACTABLE EN MAÍZ Y SOJA

3. CAPÍTULO 3. Factores que afectan la relación entre el rendimiento y el P extractable en maíz y soja.

3.1. INTRODUCCIÓN

3.1.1. Antecedentes

El diagnóstico de la fertilidad fosfatada para la producción de cultivos se basa principalmente en el análisis de muestras de suelo del horizonte superficial. El objetivo del AS es estimar la capacidad de abastecimiento de P, cuantificando el P, principalmente de la fracción inorgánica lábil, por medio de extractantes (P extractable) que simulan la absorción del cultivo o se relacionan con el rendimiento de los mismos (Bray, 1958; Sims, 2000; Havlin et al., 2005). Los extractantes utilizados para esta determinación varían de acuerdo a características del suelo tales como pH y forma de P inorgánica dominante. Actualmente, entre los extractantes más difundidos se encuentran Bray-1 (Bray y Kurtz, 1945), Mehlich-1 (Mehlich, 1953), Mehlich-3 (Mehlich, 1984), Olsen (Olsen et al., 1954) y lactato de amonio (Kovar y Pierzynski, 2009; Jordan-Meille et al., 2012). En Argentina, se realizaron calibraciones utilizando al índice P Bray-1 (0-20 cm) para determinar valores críticos de P extractable para la respuesta a P y/o el rendimiento relativo (RR) en distintos cultivos (Ron y Loewy, 1990; Melgar et al., 1995; García et al., 1997; Berardo y Grattone, 1998; Echeverría y García, 1998; Berardo et al., 1999; Boschetti et al., 2000; Echeverría et al., 2001; Díaz Zorita et al., 2002; Barbagelata et al., 2002; 2011; Calviño y Redolatti, 2004; Fontanetto et al., 2008; 2010; Melchiori, et al., 2008; Espósito et al., 2008; Gutiérrez Boem et al., 2006; 2010).

A nivel general, relacionado con la mineralogía de los materiales originarios, se puede decir que los suelos de la región pampeana argentina presentaban niveles de P Bray-1 originales bajos ($< 10 \text{ mg P kg}^{-1}$) hacia el sudeste de Buenos Aires y en la provincia de Entre Ríos, hallándose niveles medios ($10\text{-}20 \text{ mg kg}^{-1}$) a adecuados ($> 20 \text{ mg kg}^{-1}$) hacia el oeste de la región. La continua remoción de P en los granos y forrajes y la baja reposición del nutriente vía fertilización, del orden del 40-50% del P extraído por los granos en la década del '90, ha resultado en la disminución de los niveles de P extractable (Montoya et al., 1999; García, 2001; Vázquez, 2002). En la actualidad, un área cada vez mayor presenta contenidos de P Bray-1 menores de 10 mg kg^{-1} como en el Sur de Santa Fe (~25%), Sur de Córdoba (~25%), Sur (~50%), Oeste (~45%) y Norte de Buenos Aires (~50%) (Sainz-Rozas et al., 2013).

A nivel de cultivo, los umbrales estimados varían ampliamente. Para maíz, entre 11 y 18 mg kg⁻¹ (García et al., 1997; Berardo et al., 1999; Barbagelata et al., 2011; Fontanetto et al., 2010; Gutiérrez-Boem et al., 2006; 2010; Boxler et al; 2017a), y para soja, entre 8 mg kg⁻¹ y 17 mg kg⁻¹ (Melgar et al., 1995; Berardo y Grattone, 1998; Berardo et al., 1999; Echeverría et al., 2001; Díaz Zorita et al., 2002; Fontanetto et al., 2008; Melchiori, et al., 2008; Espósito et al., 2008; Gutiérrez-Boem et al., 2006; 2010; Boxler et al; 2017b). Las variaciones en niveles críticos en cada ajuste pueden estar influenciados por uno, o varios, de los siguientes factores: i) la variable respuesta (e.g. RR; respuesta absoluta; respuesta relativa; eficiencia); ii) si se utiliza RR, la forma de estimación del RR del tratamiento sin fertilización (respecto del máximo observado; del máximo medio; del tratamiento fertilizado; de la dosis máxima), iii) el nivel de RR que determina el nivel crítico (normalmente entre 90% y 95%), y iv) el método de estimación (e.g., regresión por mínimos cuadrados y tipo de función –exponencial, cuadrática, lineal, entre otros–; método de Cate-Nelson gráfico, o Cate-Nelson estadístico). Referido a estos puntos, no existe un consenso generalizado o un estándar establecido entre investigadores que, posteriormente a las calibraciones, permita comparar entre los resultados. Para comparar valores críticos, es necesario utilizar una misma metodología para determinarlos. Un método como el ALCC (Dyson y Conyers, 2013) y su versión modificada (Capítulo 2 de esta tesis), permite realizar comparaciones estadísticas entre calibraciones de redes o grupos de ensayos segregados en función de algún criterio específico.

La absorción de P por parte de las plantas es afectada por diversos factores. El mecanismo de difusión es la principal vía llegada del P a las raíces dada su alta interacción con la fase sólida del suelo y su baja concentración en solución (Barber, 1995). Este mecanismo ocurre a corta distancia, y por lo tanto, el desarrollo y la estructura radical son claves para la absorción del nutriente (Rubio et al., 2004). Por ej., ciertas especies o genotipos pueden contar con sistemas de raíces más extensos y/o eficientes a través de asociaciones con hongos micorrícicos, para acceder a un mayor volumen de suelo, ya que la difusión de P es limitada en la mayoría de los suelos (Lynch, 2007). Asimismo, además de factores del cultivo, también es importante la influencia de factores edáficos, tales como la textura de suelo asociada a la capacidad de liberación de P a la solución del suelo (Mengel y Kirkby, 2000). Por ejemplo, así como dos suelos con un mismo nivel de P extractable pero con diferente textura pueden diferir en términos de la sorción de P y así de la cantidad de P necesaria para incrementar un mg kg⁻¹ el nivel de P extractable (Gutiérrez-Boem et al., 2008; Rubio et al., 2008). Estos suelos también pueden diferir en

términos de la capacidad buffer de fosfato o el coeficiente de difusión del nutriente, lo cual resultaría en diferencias en la oferta neta de P a los cultivos (Silberbush y Barber, 1983; Quintero et al., 2003).

A nivel del suelo, los factores que afectan la disponibilidad de P podrían dividirse en i) características relacionadas con el poder buffer de P del suelo (textura, mineralogía, materia orgánica, pH), y ii) características que pueden afectar la extensión del sistema radical (textura, estructura, aireación, compactación, temperatura, humedad, asociación con micorrizas) (Syers et al., 2008). Las formas disponibles de P para las plantas, los ortofosfatos, presentan una intensa interacción con la matriz del suelo, razón por la cual no se puede predecir fácilmente la eficiencia de uso y el balance de este nutriente en el agro-ecosistema. Aunque en términos generales el P tiene una baja eficiencia de recuperación en el cultivo cuando es agregado vía fertilizantes (Bézzola et al., 1994; Smil, 2000; McLaughlin et al., 2011), también presenta elevada residualidad, por lo que las consecuencias de un desbalance también afectan la fertilidad de P en el suelo y la productividad de los cultivos siguientes en la rotación (Barrow, 1980; Halvorson y Black, 1985; Mallarino et al., 1991; Webb et al., 1992; Selles et al., 1995; Boschetti et al., 1996; Zubillaga y Giuffré, 1999; Blake et al., 2000; Berardo et al., 1997; Berardo y Grattone, 1998; Berardo y Marino, 1999; Salvagiotti et al., 2004; Mallarino y Allen, 2006; Ciampitti et al., 2011).

Los factores de la planta que pueden afectar la disponibilidad efectiva de P son: desarrollo y distribución de raíces, especie y genotipo (Rubio et al., 2004; Lynch et al., 2007; Syers et al., 2008). El potencial de rendimiento es poco considerado por tratarse de un nutriente poco móvil en el suelo. En este punto, se debe considerar que como los cultivos absorben P sólo del suelo que está muy cercano a las raíces, su capacidad de absorber el nutriente se incrementa con la extensión de su sistema radical. En tal sentido, a un mismo nivel de fertilidad medida como P Bray-1, ambientes que no presentan impedimentos físicos para las raíces y favorecen el crecimiento del cultivo en general (en principio, ambientes de alto rendimiento), pueden satisfacer una mayor demanda del nutriente por un mayor crecimiento de su sistema radical (Bray, 1954). No obstante, el nivel de rendimiento es una variable poco explorada en las calibraciones previas, por lo que resultaría pertinente su evaluación a nivel local.

Si consideramos entonces al diagnóstico de la fertilidad fosfatada y el desarrollo de recomendaciones, existen indicios de que se podrían lograr modelos más precisos que

los actuales al incluir, además del cultivo, variables relativamente sencillas como el tipo de suelo sobre el que se aplican los fertilizantes, y/o el nivel de rendimiento.

3.1.2. *Objetivo*

El objetivo general de este capítulo es identificar factores de cultivo y suelo que afectan a los niveles críticos de respuesta a P en maíz y soja.

3.1.3. *Hipótesis*

El nivel crítico de P Bray-1- asociado a la respuesta a la fertilización con P :

- i) Depende del cultivo (maíz o soja),
- ii) Depende de la textura del suelo, y
- iii) No depende del potencial de rendimiento.

3.2. METODOLOGÍA

3.2.1. *Revisión de experimentos de fertilización con P en maíz y soja en Argentina*

Se procedió al armado de dos bases de datos correspondientes a ensayos fertilización con P en: i) maíz; y ii) soja. Para cumplir con los objetivos y poner a prueba las hipótesis, además de incluir la información del manejo de la fertilización, tratamientos y los rendimientos de cada experimento, las bases de datos incluyeron características de los experimentos a través de variables relacionadas a suelo, clima, y prácticas de manejo del cultivo. Esta caracterización resultó variable en cuanto al grado de detalle brindado por los investigadores y/o reportado en las publicaciones. Por tanto, se utilizó un protocolo de revisión con el objeto de estandarizar los datos para su posterior análisis.

3.2.1.1. *Procedimientos de búsqueda y recopilación de datos*

i) Fuentes de información

El proceso de búsqueda de información se apoyó en la utilización de internet a través del motor de búsqueda Scholar Google™ para hallar artículos científicos, técnicos y de divulgación sobre fertilización con P en los cultivos de maíz y de soja realizados en Argentina. Se utilizaron distintas combinaciones de las palabras: *maíz, soja, fertilización, fósforo, fosforada, fosfatada, región pampeana, argentina* y en algunos casos, *nombres de investigadores* referentes en la materia. También se exploraron sitios web de instituciones como el INTA, IPNI, Fertilizar Asociación Civil, Asociación Argentina de la Ciencia del Suelo (AACCS), y bibliotecas digitales de Facultades de Agronomía. Adicionalmente, se realizaron búsquedas en bibliotecas universitarias y privadas, y

centros documentales del INTA. Independientemente del formato (digital o impreso), las fuentes primarias de información fueron las siguientes:

- 1) Reportes internos de: INTA (Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria); Regiones CREA (Consortio Regional de Experimentación Agrícola); Fertilizar Asociación Civil.
- 2) Revistas de divulgación de información agronómica (sin referato).
- 3) Actas de: Congresos Argentinos de la Ciencia del Suelo (AACCS); Simposios Fertilidad (INPOFOS-IPNI, Fertilizar Asociación Civil), Congresos de Aapresid, Congreso de Maíz (MAIZAR); entre otros.
- 4) Revistas científicas de agronomía con referato
- 5) Tesis de grado y de posgrado.
- 6) Herramienta Geo-INTA para complementar información descriptiva de suelos.
- 7) Entrevistas con investigadores.

Como se menciona en el último punto, se recurrió al contacto directo con investigadores. Se programaron entrevistas con profesionales referentes en materia de fertilización de cultivos de maíz y soja en Argentina. Dichas entrevistas se consideraron necesarias en función de dos objetivos: *i) lograr el mayor número posible de experimentos, y ii) procurar que la información relativa a los experimentos cumpla con los requisitos mínimos, y sea lo más completa posible.* En las visitas correspondientes, los investigadores fueron informados de los objetivos del proyecto, la metodología de trabajo, así como también de resultados preliminares y avances. Se solicitó, y dejó a criterio, su colaboración adicional con datos de experimentos inéditos.

Se contactó a investigadores que desarrollan su actividad en el ámbito público, principalmente en dependencias del INTA (Balcarce, Tandil, 9 de Julio, Junín, Pergamino, General Villegas, Oliveros, Arroyo Seco, Rafaela, Cañada de Gómez, Marcos Juárez, Corral de Bustos, Manfredi, Paraná, Concepción del Uruguay), y Facultades de Agronomía y Ciencias Agrarias (FAUBA, UCA, UNMdP, UNR, UNRC, UNER); así como también aquellos que se desempeñan en el ámbito privado (CREA, Aapresid, IPNI, Fertilizar Asociación Civil, empresas de insumos y servicios, y consultores privados).

Para completar la información de suelos, se contactó al Proyecto Suelos del INTA

para consultar las cartas de suelos no disponibles públicamente en el sistema web de Geo-INTA.

ii) Estructura de base de datos

La confección de las bases de datos se realizó bajo el formato de planillas, mediante el empleo del software Microsoft Excel®. Las bases de datos contaron con una estructura dividida en secciones según el tipo de información a detallar en cada una de ellas (Tabla 3.1). Las secciones conformaron un total de siete, desde información general, hasta detalles de diseño y estadística de los estudios revisados.

Tabla 3.1. Estructura general de las bases de datos de ensayos de fertilización con P en maíz y soja en Argentina.

SECCIÓN	DATOS ALMACENADOS
Fuente	i) número de identificación, ii) formato (papel/digital), iii) cita bibliográfica, iv) contacto
Información general	vi) provincia, vii) localidad, viii) coordenadas, ix) campaña
Suelo	x) Subgrupo, xi) serie, xii) clase textural, xiii) P Bray-1, xiv) MO, xv) pH, xvi) arcilla, limo y arena
Manejo	xvii) labranza, xviii) años de agricultura, xix) antecesor, xx) fecha de siembra, xxi) genotipo, xxii) densidad, xxiii) espaciamiento
Fertilización	xxiv) dosis, xxv) fuente, xxvi) momento, xxvii) forma
Diseño	xxviii) diseño estadístico, xxix) repeticiones, xxx) coeficiente de variación
Variables	xxxi) *rendimiento promedio por tratamiento, xxxii) variabilidad (CV, DE, EE)

*Rendimientos corregidos a humedad comercial (14.5% en maíz, y 13.5% en soja).

iii) Criterios de selección de ensayos

Una vez finalizada la recolección de datos, se realizó una revisión para descartar ensayos repetidos. Por un lado, en su proceso de publicación, un número importante de experimentos son reportados en diferentes oportunidades, desde revistas técnicas, congresos, simposios, y finalmente revistas científicas. Por otro lado, datos aportados por los investigadores entrevistados, en ciertos casos, formaban parte de una publicación o red de ensayos ya ingresada a la base de datos. Por lo tanto, en estos casos, solo se conservaron aquellos datos que complementarían la información de los ensayos ya

existentes en la base.

Dado que el grado de detalle informado de los ensayos respecto a los datos de la **Tabla 3.1** resultó desbalanceado, para formar parte de la base de datos final, un ensayo debió cumplimentar la siguiente serie de requisitos mínimos:

- 1) provenir de un experimento con, al menos, dos repeticiones por tratamiento.
- 2) contar con, al menos, dos niveles de tratamientos: un testigo o control, y un tratamiento fertilizado.
- 3) que la diferencia entre el tratamiento testigo o control respecto del/los tratamiento/s fertilizado/s, solo incluya el nutriente en cuestión (P).
- 4) contar con un valor de rendimiento en grano absoluto (kg ha^{-1} o equivalente) para cada tratamiento evaluado.
- 5) contar con un valor de análisis de suelo de P, un valor de P extractable Bray-1 - mg kg^{-1} - en el estrato superficial 0-20 cm.
- 6) detallar la dosis utilizada del nutriente evaluado, preferentemente acompañada del detalle de fuente, forma y/o momento de aplicación del fertilizante.
- 7) contar con información relativa a la ubicación geográfica (i.e. localidad, partido, coordenadas) y temporal (campaña) del ensayo.

3.2.2. *Análisis estadísticos*

Para poner a prueba las hipótesis de este capítulo, se realizaron calibraciones de niveles críticos siguiendo la metodología ALCC modificada descrita en el Capítulo 2 de esta tesis (Correndo et al., 2017a). Para ello, se utilizó la variable RR calculada como el cociente entre el rendimiento promedio del tratamiento testigo y el rendimiento del tratamiento con el promedio máximo. De tal manera el RR máximo fue siempre 100%.

Se creó una variable categórica que segregue suelos contrastantes, principalmente a nivel textural. Este criterio de división es similar al aplicado en revisiones previas que analizaron la respuesta a N y P en cultivos de grano en búsquedas de patrones relacionados al factor suelo (Chivenge et al., 2011; Valkama et al., 2009; 2011; Tremblay et al., 2012). Para ello, se crearon 3 grupos o clases que respondieron, en primer término, al orden de suelo. De tal forma, los suelos de orden Vertisol se clasificaron como de textura fina, mientras que los suelos de orden Molisol con horizonte argílico (Bt) se

clasificaron como de textura media, y Molisoles sin horizonte argílico y Entisoles se clasificaron como de textura gruesa. En segunda instancia, se optó por una revisión de la clasificación según subgrupo de suelo, *e.g.* Argiudoles vérticos y ácuicos, donde el criterio empleado para su eventual re-clasificación se basó en la clase textural del horizonte superficial. Por ejemplo, suelos Argiudoles vérticos o ácuicos con textura franco-arcillo-limosa o arcillo-limosa o arcillosa, se re-clasificaron a categoría fina, mientras aquellos que con textura franca o franco-limosa se mantuvieron como categoría media.

Se utilizó el rendimiento máximo observado (Y_{\max}) de cada experimento como indicador de potencial o rendimiento alcanzable. Así, dentro de cada cultivo, en función de la distribución global de dicha variable se formaron tres grupos de experimentos según su Y_{\max} : i) debajo del percentil 33 - $P_{<33}$ -, ii) entre el percentil 33 y 66 - P_{33-66} -, y iii) por encima del percentil 66 - $P_{>66}$ -. En maíz, las tres clases fueron: Bajo) $< 8.6 \text{ t ha}^{-1}$; Medio) $8.6-10.8 \text{ t ha}^{-1}$, y Alto) $> 10.8 \text{ t ha}^{-1}$. En soja fueron: Bajo) $< 3.0 \text{ t ha}^{-1}$; Medio) $3.0-3.8 \text{ t ha}^{-1}$, y Alto) $> 3.8 \text{ t ha}^{-1}$.

Al combinar todos los factores, se conformaron un total de 36 grupos de interés relacionados con la hipótesis. Los mismos respondieron a la combinación de 2 niveles del factor cultivo (maíz y soja), 3 niveles del factor clase textural (fina, media y gruesa) y 3 grupos de potencial de rendimiento. Los factores cultivo y clase textural se estudiaron solos y en interacción. En cuanto al factor potencial de rendimiento, y su interacción con el factor textura, solo se estudió dentro de cada cultivo (maíz o soja).

Adicionalmente se compararon las funciones ajustadas para determinar los niveles críticos con el test de F, para la analizar la conveniencia de realizar calibraciones por separado (Mead et al., 1993). Esta aproximación establece si diferentes sets de datos pueden representarse como una sola población en un modelo más simple, o bien en varias subpoblaciones, cada una con su función, en un modelo más complejo. En primer término, se realizó una calibración del modelo utilizando el set de datos completo y luego se lo dividió en función de los factores cultivo, textura, potencial de rendimiento y las interacciones de interés.

Para las calibraciones mediante el método ALCC modificado se utilizó una hoja de cálculo de Microsoft Excel® desarrollada como herramienta de ajuste del modelo, denominada “Modified ALCC Tool” (Correndo et al., 2017b). Para la confección de las figuras y estimaciones de estadística descriptiva se utilizó el software GraphPad Prism® en su versión 7.0c para Mac®.

3.3. RESULTADOS

3.3.1. Descripción general de los ensayos

3.3.1.1. Distribución geográfica y temporal

Se logró conformar una base de datos de 377 experimentos de fertilización con P en maíz, y otra base de datos de 592 experimentos en soja. El período comprendido estuvo entre las campañas agrícolas 1980/81 y 2015/16 para maíz, y entre las campañas 1971/72 y 2016/17 para soja. En maíz, los ensayos estuvieron distribuidos en un total de 7 provincias (Buenos Aires, Santa Fe, Córdoba, Entre Ríos, La Pampa, Tucumán y Catamarca) y 143 localidades (**Figura 3.1**). En soja, los ensayos estuvieron distribuidos en un total de 9 provincias (Buenos Aires, Santa Fe, Córdoba, Entre Ríos, La Pampa, Tucumán, San Luis, Santiago del Estero y Salta) y 199 localidades (**Figura 3.2**).

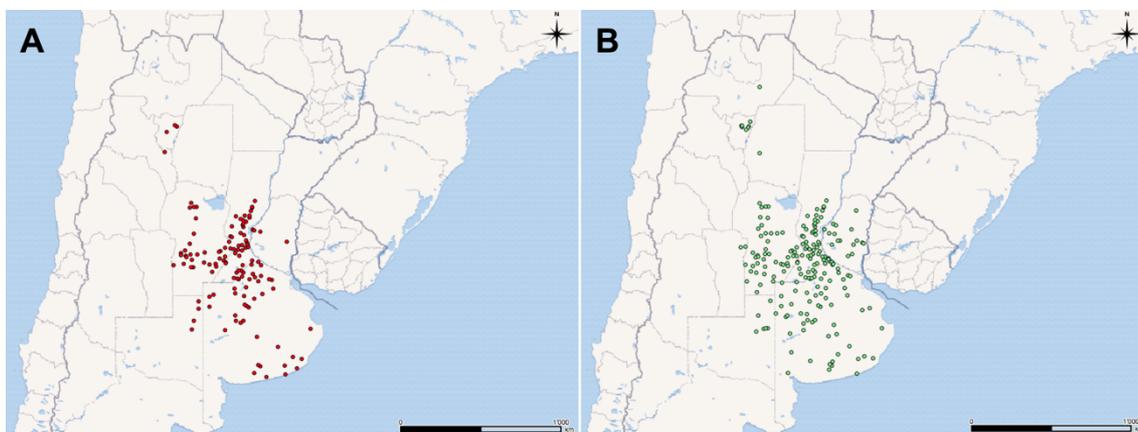


Figura 3.1. Ubicación geográfica de los sitios que componen la base de datos de ensayos de fertilización fosforada en maíz (A) y en soja (B) en Argentina. Maíz: campañas 1980/81 a 2015/16. Soja: campañas 1971/72 a 2016/17.

3.3.1.2. Suelos

Los tipos de suelos donde se llevaron adelante los ensayos comprendieron tres órdenes de suelos: Vertisoles, Molisoles y Entisoles (Soil Survey Staff, 2014) (**Tabla 3.2**). Considerando hasta el nivel de subgrupo, los ensayos se distribuyeron en un total de 15 y 25 tipos de suelos, para maíz y soja, respectivamente. En ambos casos, los suelos predominantes en los ensayos fueron Argiudoles típicos (47% en maíz, 42% en soja) y Hapludoles típicos (17% en maíz, 10% en soja).

Tabla 3.2. Tipos de suelos que conforman las bases de datos de ensayos de fertilización con P en maíz y soja en Argentina.

TIPO DE SUELO	MAÍZ (377)	SOJA (592)
Peluderte argiacuólico	-	6
Peluderte argiudólico	-	11
Peluderte argílico	1	-
Peluderte árgico	-	7
Peluderte árgico-crómico	6	-
Hapludert típico	-	4
Argiudol vértico	16	66
Argiudol ácuico	25	24
Argiudol típico	177	247
Argiudol petrocálcico*	4	10
Argiudol abruptico	-	2
Argiudol páquico	1	-
Argialbol típico	1	-
Argiustol údico	3	4
Argiustol típico	-	2
Hapludol ácuico	-	2
Hapludol tapho-árgico	-	6
Hapludol típico	63	57
Hapludol éntico	23	60
Haplustol petrocálcico	-	1
Haplustol údico	4	5
Haplustol udorthéntico	3	8
Haplustol típico	10	15
Haplustol éntico	40	46
Haplustol torriorténtico	-	2
Ustipsament ácuico	-	1
Ustipsament típico	-	3
Ustortente típico	-	2
Ustortente lítico	-	1

* Profundidad efectiva variable entre 70 a 100 cm.

Como resultado de la clasificación textural, en maíz, los grupos formaron un total de 28, 206 y 143 ensayos, mientras que, en soja, fueron 109, 275 y 208 casos en las categorías fina, media y gruesa, respectivamente. En ambos casos, el contraste a nivel de textura del horizonte superficial puede observarse principalmente en el contenido de la fracción fina arcilla+limo (**Figuras 3.2**).

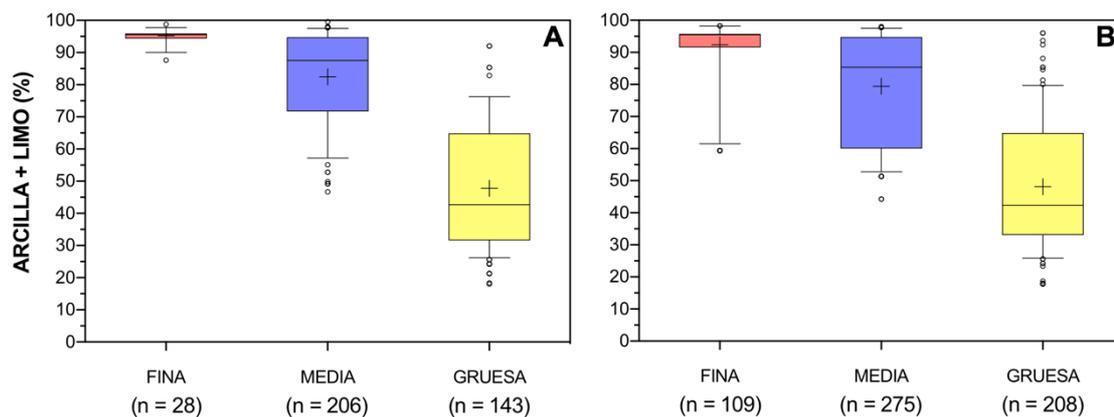


Figura 3.2. Porcentaje de la fracción textural fina (arcilla + limo, 0-20 cm) para las tres clases texturales de suelos correspondientes a la clasificación de los ensayos de fertilización con P en maíz (A) y en soja (B). Las barras verticales indican los percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana, y el signo “+” indica la media.

3.3.1.3. Niveles de P Bray-1

El nivel de fertilidad fosforada en los suelos variaron entre un mínimo de 3 mg kg⁻¹ y un máximo de 72 mg kg⁻¹ como P-Bray-1 (0-20 cm) para el cultivo de maíz (**Figura 3.3**); mientras que para soja variaron entre un mínimo de 2 mg kg⁻¹ y un máximo de 103 mg kg⁻¹ (**Figura 3.4**). En maíz, en el 50% de los casos se registraron valores entre 9 y 18 mg kg⁻¹, con una mediana de 12 mg kg⁻¹, y una media de 15 mg kg⁻¹. En soja, en el 50% de los casos se registraron valores entre 7 y 17 mg kg⁻¹, con una mediana de 11 mg kg⁻¹, y una media de 15 mg kg⁻¹. A nivel poblacional, no se observaron diferencias importantes entre las clases texturales de suelos en cuanto a la distribución de los valores de P-Bray-1, con una gran superposición de niveles de P entre las clases fina, media y gruesa, especialmente en el rango 5 a 20 mg kg⁻¹. Sin embargo, en particular en los experimentos realizados en soja, la clase textural fina muestra una distribución más sesgada hacia valores bajos, principalmente concentrada entre 5 y 10 mg kg⁻¹.

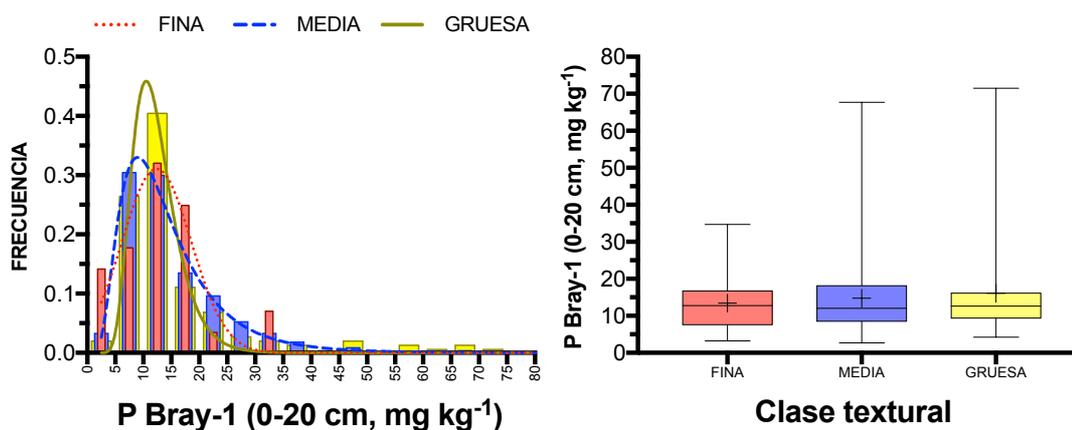


Figura 3.3. Distribución empírica (izquierda) y diagrama boxplot (derecha) de niveles de P Bray-1 (0-20cm) según clase textural de suelo para los ensayos de fertilización con P en maíz. Argentina. Campañas 1980/81 a 2015/16. En el boxplot, las barras verticales indican los percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana, y el signo “+” indica la media.

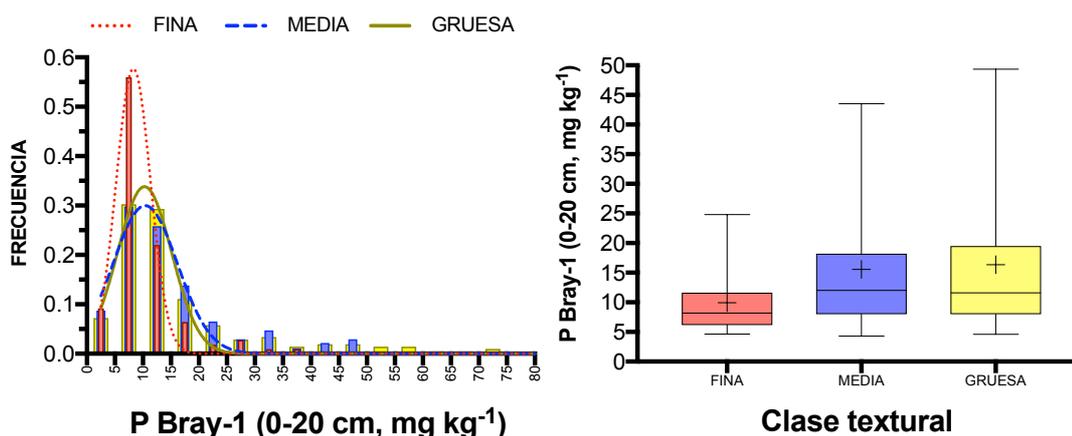


Figura 3.4. Distribución empírica (izquierda) y diagrama boxplot (derecha) de niveles de P Bray-1 (0-20cm) según clase textural de suelo para los ensayos de fertilización con P en soja. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17. En el boxplot, las barras verticales indican los percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana, y el signo “+” indica la media.

3.3.1.4. Manejo general de los cultivos

En el cultivo de maíz, un 86% se llevó a cabo bajo el sistema de siembra directa, y el 14% restante bajo labranza convencional. La fecha de siembra, en el 50% de los casos de maíz, varió entre el 27 de septiembre y el 19 de octubre, con la fecha más temprana el 2 de septiembre y la más tardía del 30 de diciembre. La densidad de siembra fue descrita solo en el 27% de los ensayos, y varió, en el 50% de los casos, entre 6.5 y 7.5 plantas m². Por su parte, el espaciamiento entre hileras fue descrito solamente en el 36% de los

ensayos, de los cuales un 86% utilizó 52.5 cm y el 14% restante, 70 cm entre surcos. En cuanto al material genético utilizado, para cada circunstancia particular, se reportaron como materiales de alto potencial de rendimiento en grano.

En soja, un 87% se llevó a cabo bajo el sistema de siembra directa, 12% bajo labranza convencional y 1% bajo labranza mínima o vertical. En un 87% de los casos se trató de cultivos de soja de primera, y en el 13% restante de soja de segunda. La fecha de siembra, en el 50% de los casos, varió entre el 10 de noviembre y el 29 de noviembre, con la fecha más temprana el 19 de septiembre y la más tardía del 8 de enero. La densidad de siembra fue descrita solo en el 13% de los ensayos, y varió, en el 50% de los casos, entre 220 mil y 350 mil plantas ha^{-1} . Por su parte, el espaciamiento entre hileras fue descrito solamente en el 30% de los ensayos, de los cuales un 18% utilizó entre 32 y 38 cm, un 8% entre 40 y 46 cm, un 55% a 52 cm, y el 30% restante a 70 cm entre surcos. En cuanto al material genético utilizado, al igual que en maíz, para cada circunstancia particular, se utilizaron materiales genéticos adaptados localmente y de alto potencial de rendimiento.

3.3.1.5. Manejo de la fertilización

Todos los ensayos considerados para la base de datos, supusieron suficiencia para N y azufre (S) en maíz y para S en soja, que son los otros nutrientes más comúnmente deficientes en la región. Para garantizar esto, o bien se informaron niveles altos de fertilidad nitrogenada y/o azufrada en suelo, o bien se informaron aplicaciones que aseguraban suficiencia para los cultivos.

En maíz, el 39% de los ensayos fueron de un testigo y al menos dos dosis de P, mientras que en el 61% restante se ensayó un tratamiento control vs. un tratamiento fertilizado. Las dosis aplicadas variaron, según los tratamientos, entre un mínimo de 11 kg P ha^{-1} y un máximo de 88 kg P ha^{-1} . Para reducir el riesgo de sobre-estimación del RR (por sub-estimación del rendimiento máximo), se descartaron aquellos ensayos en maíz con dosis máximas menores a 15 kg P ha^{-1} (datos no mostrados). En soja, el 41% de los ensayos fueron de un testigo y al menos dos dosis de P, mientras que en el 59% restante se ensayó un tratamiento control vs. un tratamiento fertilizado. Las dosis aplicadas variaron, según los tratamientos, entre un mínimo de 10 kg P ha^{-1} y un máximo de 66 kg P ha^{-1} . Para reducir el riesgo de sobre-estimación del RR (por sub-estimación del rendimiento máximo), se descartaron aquellos ensayos en soja con dosis máximas menores a 10 kg P ha^{-1} .

Respecto de las fuentes, momentos y formas de aplicación de P, estas variaron según los objetivos de cada estudio. En maíz, considerando las combinaciones de estos factores, como fuente de P, un 67% utilizó superfosfato triple (SFT, 0-20-0), un 22% fosfato monoamónico (FMA, 11-22-0) y el 11% restante fosfato diamónico (FDA, 18-20-0); el 54% reportó aplicaciones en bandas, el 19% al voleo, mientras que un 27% evaluó diferentes formas de aplicación, que principalmente consistieron en comparaciones de aplicaciones al voleo vs. en bandas (86%) o voleo vs. línea de siembra (14%); en el 95% se reportaron aplicaciones a la siembra, en el 1% aplicaciones anticipadas, y 4% reportó evaluaciones de momentos de aplicación (anticipado vs. siembra). En soja, un 73% utilizó SFT (0-20-0), 19% FMA (11-22-0), 3% utilizó FDA (18-20-0), 3% superfosfato simple (0-9-0), y un 2% realizó comparaciones de fuentes de P; el 76% reportó aplicaciones en bandas, el 12% al voleo, el 7% en la línea de siembra, mientras que un 5% evaluó diferentes formas de aplicación; en el 19% se reportaron aplicaciones anticipadas a la siembra, en el 1% aplicaciones divididas entre anticipado y siembra, un 75% aplicaciones a la siembra, y un 4% reporta evaluaciones de momentos de aplicación. Para el cálculo de RR, se utilizó el rendimiento máximo observado de cada ensayo sin considerar que combinación de dosis, fuente, momento y forma de aplicación de P se tratara.

3.3.2. Rendimiento

Los rendimientos de los cultivos de maíz, tanto de los tratamientos testigos (Y_0) como máximo (Y_{\max}) presentaron una tendencia positiva significativa a través del tiempo (82 y 101 kg maíz ha^{-1} año $^{-1}$), ya sea debido a mejoras en la genética como a mejoras en el manejo del cultivo, aunque la tendencia presenta un muy bajo nivel de ajuste (**Figura 3.5**). Por otra parte, el potencial de respuesta, expresado como la diferencia entre Y_{\max} e Y_0 tanto en términos absolutos ($R_{ta_{\max}}$ -kg ha^{-1} -) como porcentuales ($R_{ta_{\max}}$ -%-) registró una tendencia de +21.8 kg maíz ha^{-1} año $^{-1}$, que en términos relativos significó una tendencia de +0.22% año $^{-1}$.

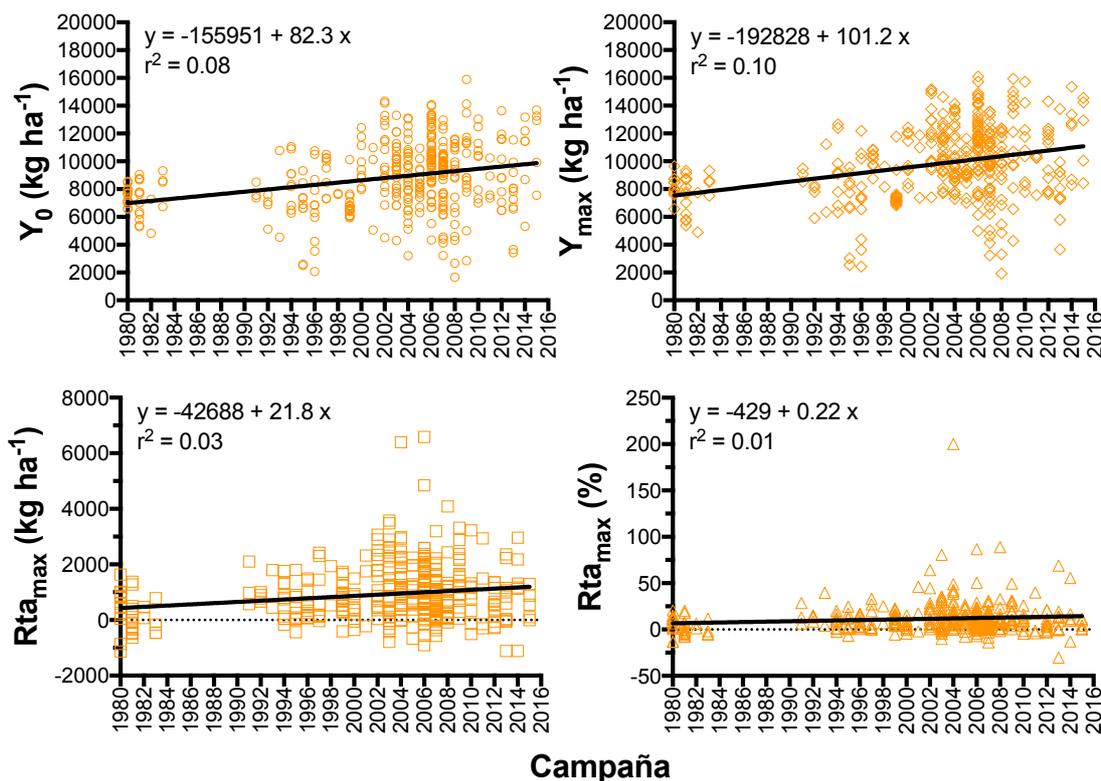


Figura 3.5. Evolución temporal del rendimiento de maíz sin P (Y_0), rendimiento máximo observado (Y_{\max}), y respuesta máxima (Rta_{\max}) absoluta y porcentual en los ensayos de la base de datos ($n=377$). Argentina. Campañas 1980/81 a 2015/16.

En el cultivo de soja, el Y_0 y Y_{\max} presentaron una tendencia positiva significativa a través del tiempo (42.1 y 44.8 kg soja ha^{-1} año $^{-1}$), ya sea debido a mejoras en la genética como a mejoras en el manejo del cultivo, aunque la tendencia presenta un muy bajo nivel de ajuste (**Figura 3.6**). Sin embargo, el Rta_{\max} no registró ninguna tendencia (positiva o negativa) con el paso del tiempo, ya sea en términos absolutos o relativos.

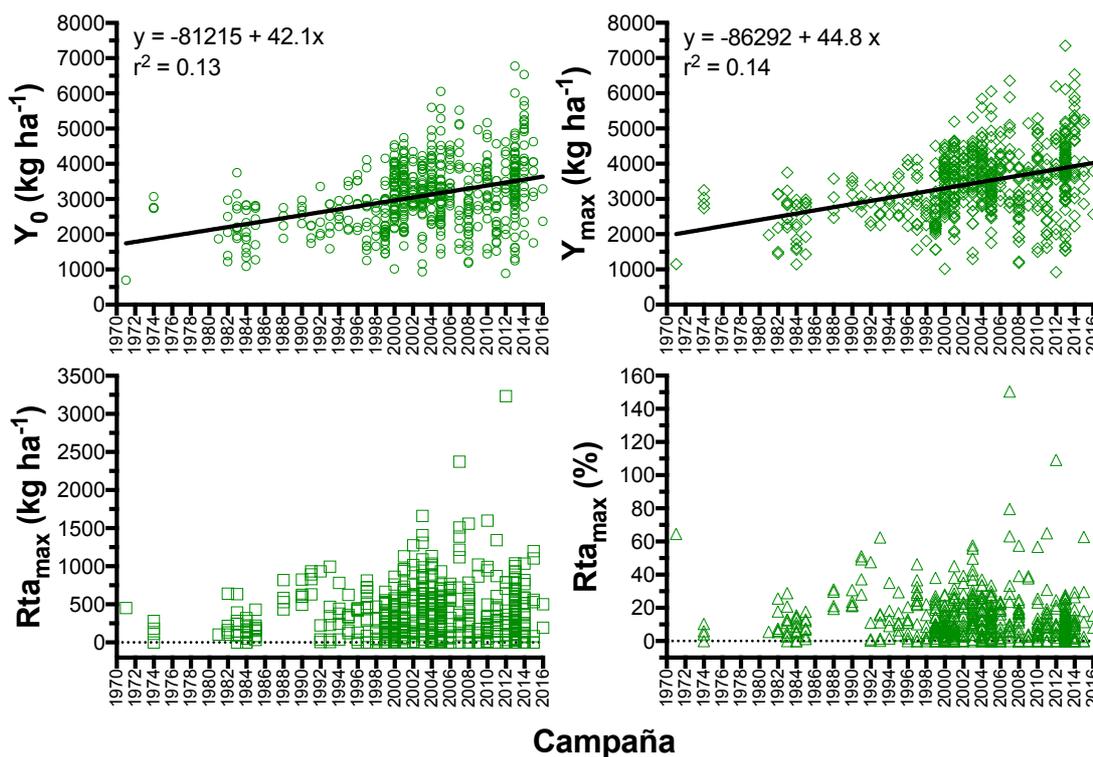


Figura 3.6. Evolución temporal del rendimiento de soja sin P (Y_0), rendimiento máximo observado (Y_{\max}), y respuesta máxima (Rta_{\max}) absoluta y porcentual en los ensayos de la base de datos ($n=377$). Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17.

En maíz, tanto a nivel de Y_0 , como de Y_{\max} , no se observa una influencia clara de la textura del suelo sobre la distribución de valores. Así, las tres clases texturales se superponen en un amplio rango de rendimientos tanto de Y_0 como de Y_{\max} . A nivel general, los valores de Y_0 variaron, en el 50% de los casos, entre 7111 y 10469 kg ha⁻¹, con una mediana de 8815 kg ha⁻¹, mientras que los rendimientos Y_{\max} , variaron entre 7964 y 11720 kg ha⁻¹, con una mediana de 9690 kg ha⁻¹. Sin embargo, en cuanto a la Rta_{\max} este varió su distribución con la clase textural. De tal forma, la clase fina presentó una mediana de 628 kg ha⁻¹ ($P_{25-75}=205$ a 1084 kg ha⁻¹), la clase media 698 kg ha⁻¹ ($P_{25-75}=187$ a 1279 kg ha⁻¹), y la clase gruesa 895 kg ha⁻¹ ($P_{25-75}=323$ a 1945 kg ha⁻¹). Es decir, la clase gruesa, presentó la distribución más sesgada hacia respuestas altas a la fertilización con P (**Figura 3.7**). Solamente entre un 10% a un 20% de los casos, registró respuestas nulas o negativas a la aplicación de P.

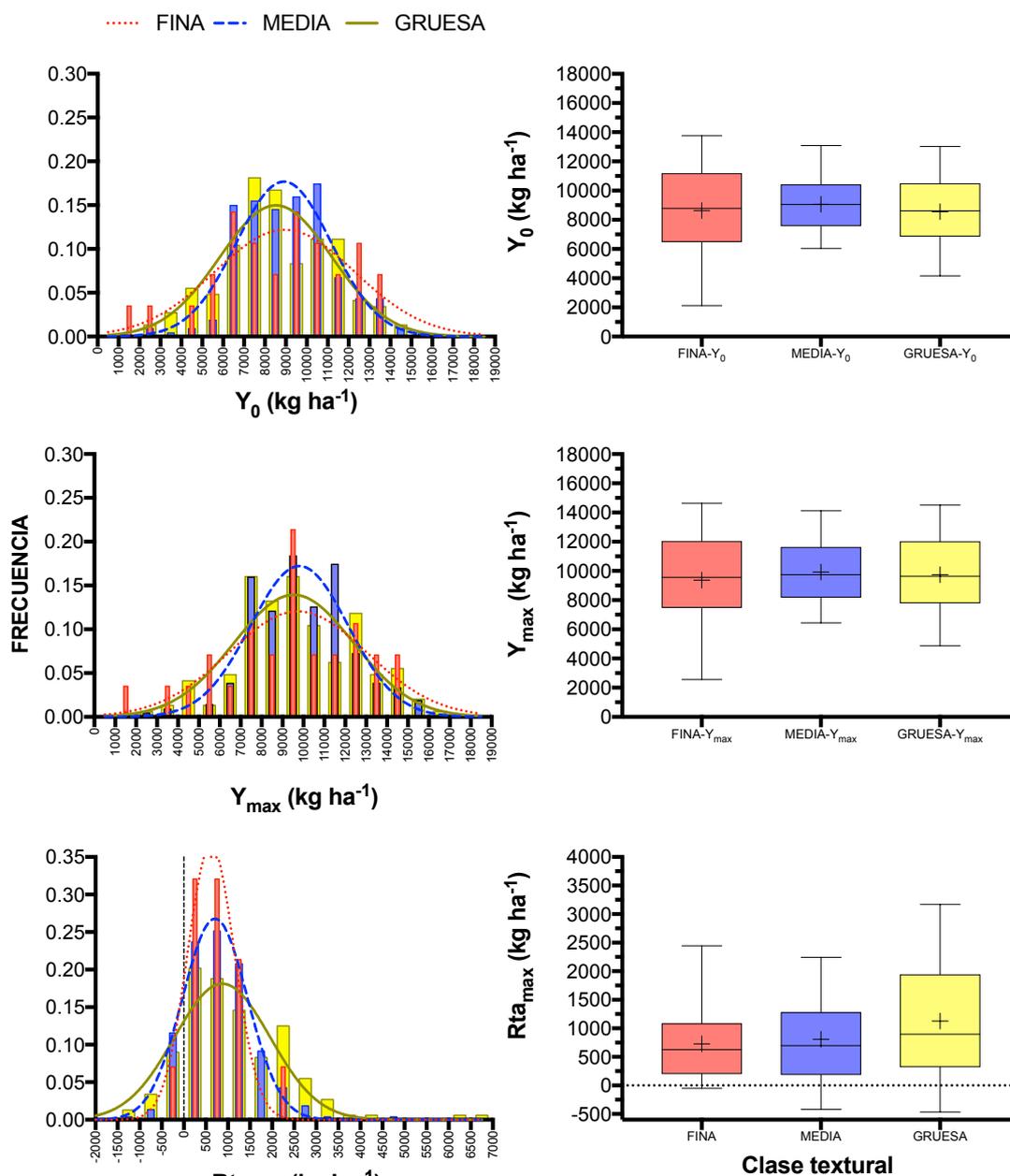


Figura 3.7. Distribución empírica (izquierda) y diagramas boxplot (derecha) de niveles de rendimiento testigo (Y_0), rendimiento máximo (Y_{\max}) y respuesta máxima observada (Rta_{\max}) en los ensayos de fertilización con P en maíz según clase textural del suelo. Argentina. Campañas 1980/81 a 2015/16. En los boxplot: las barras verticales indican percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana o percentil 50%, y los signos “+” indican la media.

En soja, en cambio, tanto los rendimientos Y_0 como los Y_{\max} , registraron influencia de la textura del suelo sobre la distribución de valores. Así, aunque las distribuciones presentan una amplia superposición, la tendencia general marca tanto Y_0 como Y_{\max} , superiores en textura gruesa, e inferiores en textura fina, con valores

intermedios en textura media. En términos de Y_0 , la clase fina presentó una mediana de 2788 kg ha^{-1} ($P_{25-75}=2174$ a 3223 kg ha^{-1}), la clase media 3036 kg ha^{-1} ($P_{25-75}=2361$ a 3743 kg ha^{-1}), y la clase gruesa 3332 kg ha^{-1} ($P_{25-75}=2760$ a 3916 kg ha^{-1}). En términos de Y_{\max} , la clase fina presentó una mediana de 3022 kg ha^{-1} ($P_{25-75}=2535$ a 3681 kg ha^{-1}), la clase media 3456 kg ha^{-1} ($P_{25-75}=2795$ a 4033 kg ha^{-1}), y la clase gruesa 3715 kg ha^{-1} ($P_{25-75}=3081$ a 4400 kg ha^{-1}). Sin embargo, en términos de Rta_{\max} , la distribución fue muy similar entre clases texturales (**Figura 3.8**). De tal forma, a nivel general se registró una mediana de 267 kg ha^{-1} ($P_{25-75}=94$ a 531 kg ha^{-1}). Muy similar al caso de maíz, en soja, solamente entre un 10% a un 20% de los casos, registró respuestas nulas o negativas a la aplicación de P.

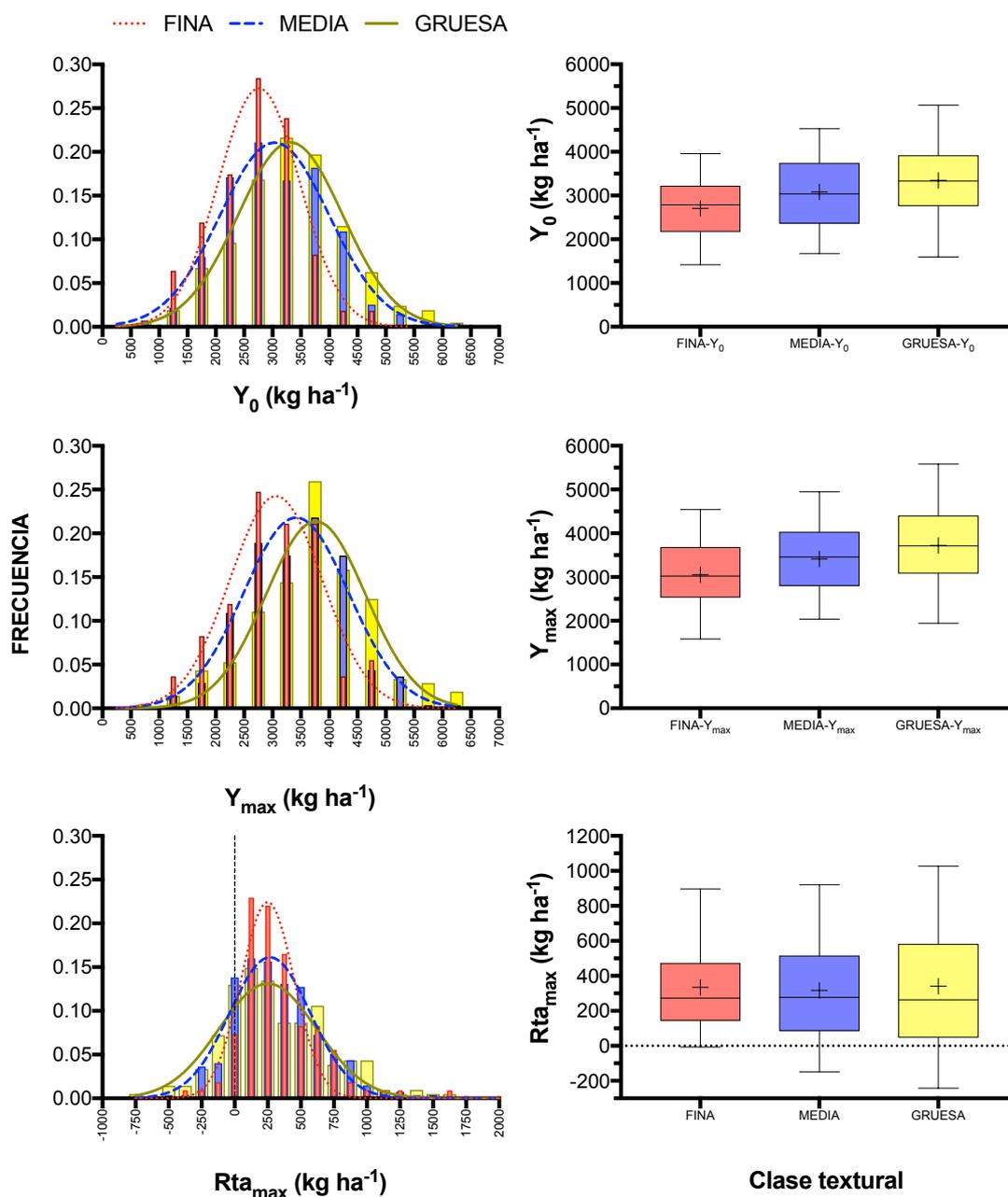


Figura 3.8. Distribución empírica (izquierda) y diagramas boxplot (derecha) de niveles de rendimiento testigo (Y_0), rendimiento máximo (Y_{max}) y respuesta máxima observada (Rta_{max}) en los ensayos de fertilización con P en soja. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17. En los boxplot: las barras verticales indican percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana o percentil 50%, y los signos “+” indican la media.

3.3.3. Calibración

3.3.3.1. Comparación de modelos

Aunque la calibración usando el set de datos completo registró buen comportamiento ($r=0.41$, $p=0.0000$), la división del modelo según los factores cultivo y clase textural resultó significativa (**Tabla 3.3**). Comparando entre cultivos, maíz presentó una mayor penalización del RR ante disminuciones en el nivel de P Bray-1 (**Figura 3.9**). A nivel general, considerando ambos cultivos, los de clase textural gruesa fueron los que mayor penalización de rendimiento registraron en comparación con las clases media y fina, que fue la que registró mayores niveles de RR para un mismo nivel de P Bray-1 (**Figura 3.10**). Al observar dentro de cada clase textural, las diferencias entre maíz y soja se registraron principalmente en la clase textural gruesa ($p=0.0164$), y no así en las demás clases fina y media ($p>0.05$) (**Tabla 3.3**; **Figura 3.10**).

Tabla 3.3. Comparación de las calibraciones entre RR y P Bray-1 utilizando el set de datos completo (todos) y segregado por cultivo, por clase textural y su interacción. Los valores-p indican la significancia del coeficiente de correlación (r) y del test de F. *n*: tamaño de la muestra, AS_{C90} : nivel crítico para el 90% de rendimiento relativo, LI-LS: límites inferior y superior, SC_{res} : suma de cuadrados residual, *gl*: grados de libertad, CME: cuadrado medio del error.

	n	r	p (r)	AS_{C90}	LI	LS	SC_{res}	gl	CME	F	p (F)
Todos	969	0.41	0.000	10.3	9.8	10.8	456.83	967	0.472		
Cultivo*											
Maíz	377	0.37	0.000	10.8	10.1	11.6	157.87				
Soja	592	0.44	0.000	10.0	9.4	10.6	294.91	965	0.469	4.316	0.0018
Textura*											
Fina	137	0.28	0.000	8.6	7.7	9.6	53.73				
Media	481	0.43	0.000	10.2	9.6	10.9	218.09				
Gruesa	351	0.42	0.000	11.2	10.4	12.1	172.61	963	0.462	6.717	0.0000
Fina											
Maíz	28	0.45	0.008	9.0	6.8	11.7	10.85				
Soja	109	0.21	0.015	8.5	7.5	9.5	41.08	133	0.390	2.305	ns
Media											
Maíz	206	0.45	0.000	9.9	9.1	10.9	74.82				
Soja	275	0.44	0.000	10.5	9.57	11.4	143.12	477	0.457	0.1642	ns
Gruesa											
Maíz	143	0.33	0.000	12.4	11.1	13.9	67.11				
Soja	208	0.48	0.000	10.3	9.32	11.4	101.46	347	0.486	4.1564	0.0164

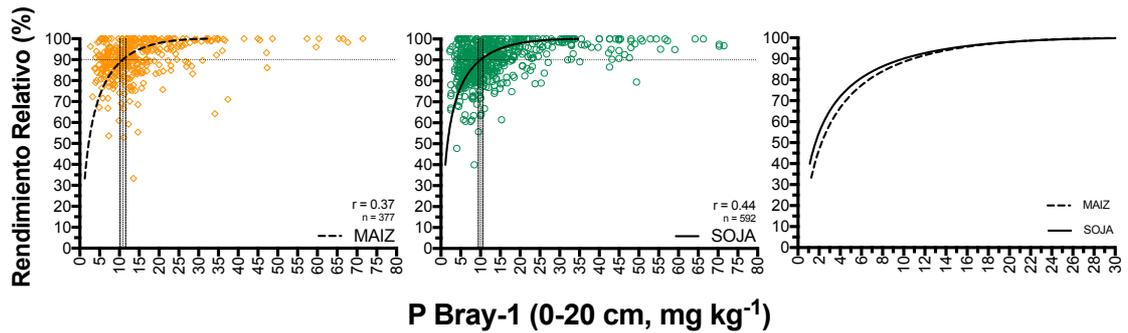


Figura 3.9. Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para maíz y soja en Argentina. Las curvas indican el ajuste del modelo bivariado estimado mediante el método ALCC-modificado. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17. Las franjas verticales grises indican el nivel crítico con su respectivo intervalo de confianza (95%).

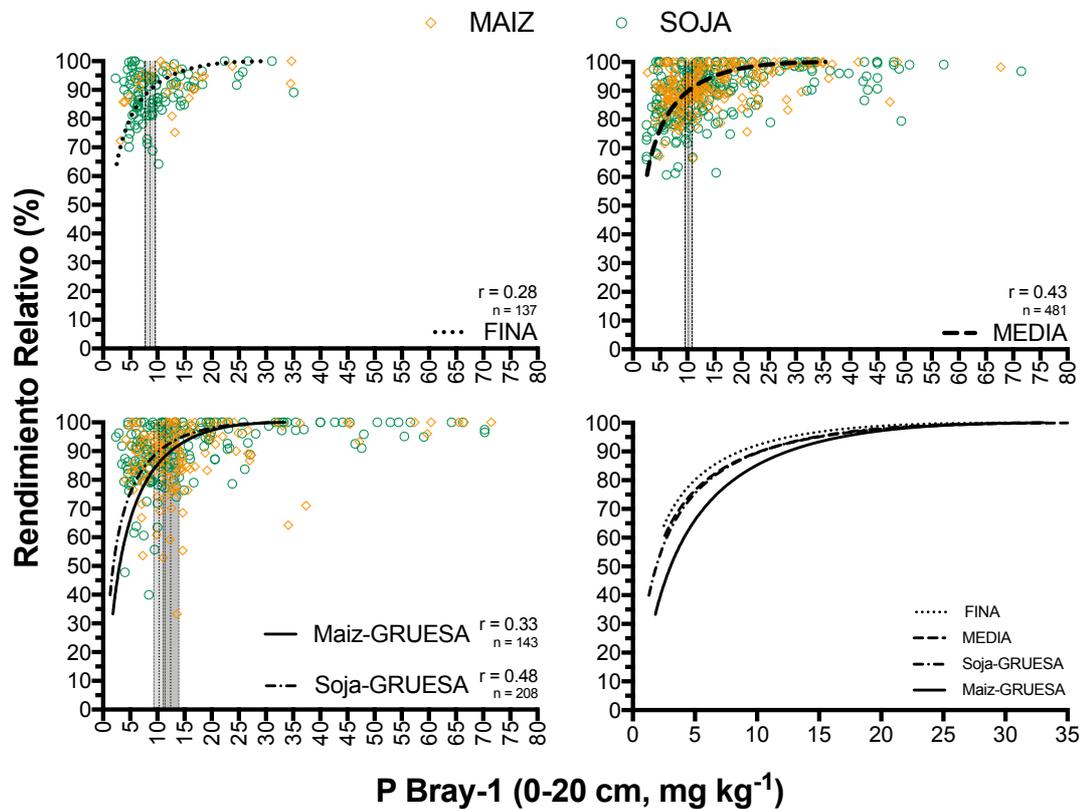


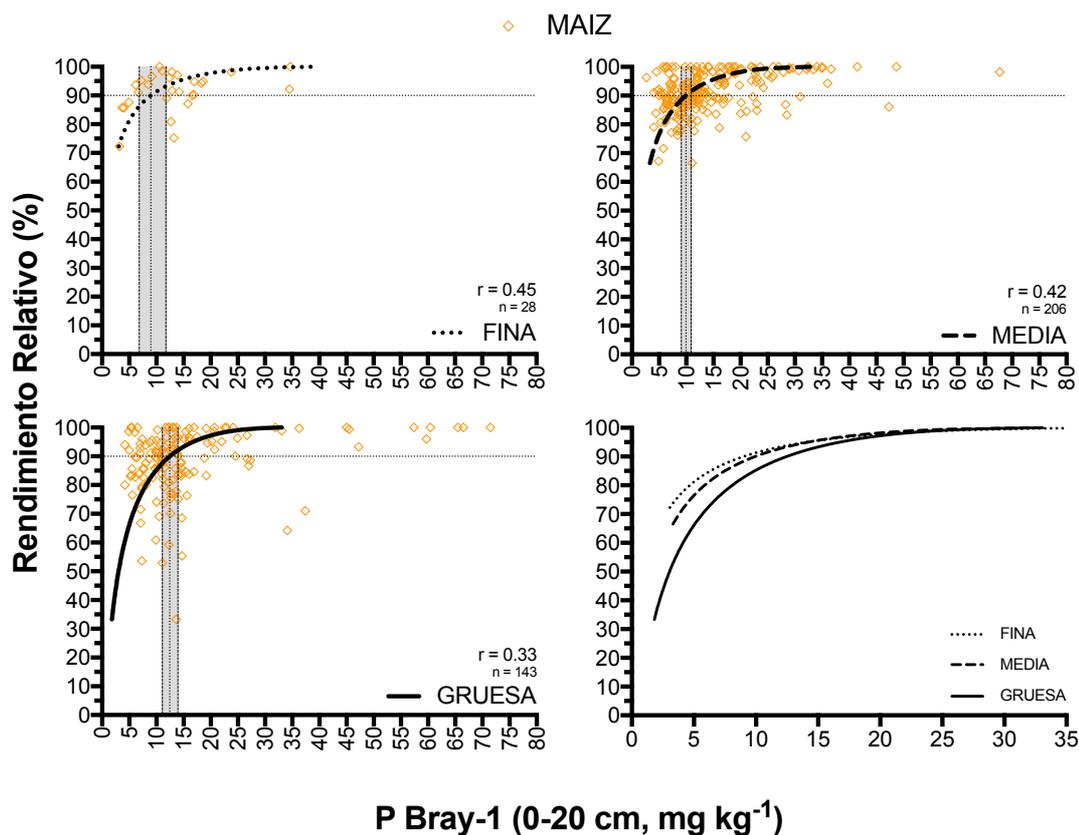
Figura 3.10. Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para maíz y soja en Argentina según 3 clases texturales de suelo. Las curvas indican el ajuste del modelo bivariado estimado mediante el método ALCC-modificado. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17. Las franjas verticales grises indican el nivel crítico con su respectivo intervalo de confianza (95%).

En el cultivo de maíz, dividir el set de datos según clase textural resultó significativo ($p=0.016$; **Tabla 3.4**; **Figura 3.11**). Comparativamente, la clase textural gruesa registró una mayor penalización del RR a medida que el nivel de P Bray-1

disminuye, mientras que para la clase textural fina esta merma de RR fue menor. A medida que el nivel de P Bray-1 se incrementa estas diferencias se diluyen, y entre 15 y 20 mg kg⁻¹ las tres curvas resultan muy similares. En contraste, el factor Y_{\max} no resultó relevante ($p>0.05$). Por otra parte, dentro de cada clase textural, el potencial de rendimiento tampoco resultó influyente para la calibración ($p>0.05$). En este cultivo, se destacó la falta de significancia de correlación entre RR y AS, como variables transformadas en tres combinaciones específicas: i) clase textural fina y potencial de rendimiento medio (8.6-10.8 t ha⁻¹), ii) clase textural fina y potencial alto (>10.8 t ha⁻¹), iii) clase textural gruesa y potencial bajo (<8.6 t ha⁻¹). En los casos i) y ii), la falta de ajuste estuvo de la mano de los bajos tamaños de muestra (n=9) ya que los coeficientes de correlación fueron relativamente buenos ($r=0.43$ y $r=0.44$).

Tabla 3.4. Comparación de las calibraciones entre RR del cultivo de maíz y el nivel de P Bray-1 utilizando el set de datos completo y segregado por clase textural, potencial de rendimiento (Y_{max}) y su interacción. Los valores-p indican la significancia del coeficiente de correlación (r) y del test de F. *n*: tamaño de la muestra, AS_{C90} : nivel crítico para el 90% de rendimiento relativo, *LI-LS*: límites inferior y superior, SC_{res} : suma de cuadrados residual, *gl*: grados de libertad, *CME*: cuadrado medio del error.

	n	r	p(r)	AS_{C90}	<i>LI</i>	<i>LS</i>	SC_{res}	gl	CME	F	p (F)
<i>Maiz</i>	377	0.37	0.000	10.8	10.1	11.6	157.87	375	0.421		
<i>Textura(T)</i>											
<i>Fina</i>	28	0.45	0.008	9.0	6.8	11.7	10.85				
<i>Media</i>	206	0.45	0.000	9.9	9.1	10.9	74.82				
<i>Gruesa</i>	143	0.33	0.000	12.4	11.1	13.9	67.11	371	0.412	3.09	0.016
<i>Y_{max}</i>											
<8.6	124	0.17	0.026	10.4	9.0	11.9	69.43				
8.6-10.8	125	0.57	0.000	11.8	10.7	13.0	34.05				
>10.8	128	0.35	0.000	10.6	9.4	11.9	54.95	371	0.427	-0.33	ns
<i>TxY_{max}</i>											
<i>Fina</i>											
<8.6	10	0.52	0.061	8.1	4.2	15.5	5.1				
8.6-10.8	9	0.43	0.124	9.6	5.6	16.5	3.09				
>10.8	9	0.44	0.119	6.7	3.5	13.0	2.09	22	0.467	0.31	ns
<i>Media</i>											
<8.6	58	0.29	0.013	8.9	7.3	10.9	24.88				
8.6-10.8	76	0.64	0.000	11.0	9.8	12.3	14.35				
>10.8	72	0.28	0.010	9.9	8.3	11.8	36.84	200	0.380	-0.82	ns
<i>Gruesa</i>											
<8.6	56	0.07	0.309	12.1	9.8	15.1	34.08				
8.6-10.8	40	0.53	0.000	13.9	11.4	17.0	14.83				
>10.8	47	0.46	0.001	12.0	10.1	14.3	15.16	137	0.468	1.63	ns



P Bray-1 (0-20 cm, mg kg⁻¹)

Figura 3.11. Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para maíz en Argentina segregando sub-sets de datos según clase textural. Argentina. Campañas 1980/81 a 2015/16. Las franjas verticales grises indican el nivel crítico con su respectivo intervalo de confianza (95%).

En soja, dividir el set de datos según clase textural también resultó significativo ($p=0.0000$; **Tabla 3.5**; **Figura 3.12**). A diferencia de maíz, las diferencias entre curvas por clase textural no fueron tan notorias. La clase fina mostro una menor penalización del RR con disminuciones de P Bray-1, respecto de las clases media y gruesa, que no se diferenciaron entre sí. Por otro lado, la división en soja según el potencial de rendimiento sí resultó significativa ($p=0.001$; **Tabla 3.5**; **Figura 3.13**), donde el potencial de rendimiento alto ($>3.8 \text{ t ha}^{-1}$) registró una mayor penalización del RR con disminuciones del P Bray-1, respecto de los potenciales medio y bajo. No obstante, este ajuste general se relacionó exclusivamente a un comportamiento diferencial dentro de la clase textural fina ($p=0.0000$), y no así en las clases media y gruesa ($p>0.05$) (**Figura 3.14**). En este cultivo, se destacó una falta de ajuste del modelo ($p>0.05$) específicamente en la combinación clase textural fina y bajo potencial de rendimiento ($<3.0 \text{ t ha}^{-1}$).

Tabla 3.5. Comparación de las calibraciones entre RR del cultivo de soja y el nivel de P Bray-1 utilizando el set de datos completo y segregado por clase textural, potencial de rendimiento y su interacción. Los valores-p indican la significancia del coeficiente de correlación (r) y del test de F. *n*: tamaño de la muestra, AS_{C90} : nivel crítico para el 90% de rendimiento relativo, *LI-LS*: límites inferior y superior, SC_{res} : suma de cuadrados residual, *gl*: grados de libertad, *CME*: cuadrado medio del error.

	n	r	p (r)	AS_{C90}	LI	LS	SC_{res}	gl	CME	F	p (F)
<i>Soja</i>	592	0.44	0.000	10.0	9.4	10.6	294.91	590	0.500		
<i>Textura(T)</i>											
<i>Fina</i>	109	0.21	0.015	8.5	7.5	9.5	41.08				
<i>Media</i>	275	0.44	0.000	10.45	9.57	11.41	143.12				
<i>Gruesa</i>	208	0.48	0.000	10.3	9.32	11.39	101.46	586	0.487	4.74	0.0000
<i>Y_{max}</i>											
<3.0	195	0.4	0.000	8.98	8.10	9.95	99.22				
3.0-3.8	195	0.52	0.000	10.07	9.14	11.09	84.61				
>3.8	202	0.41	0.000	10.97	9.91	12.14	101.97	586	0.488	4.67	0.0010
<i>TxY_{max}</i>											
					Fina						
<3.0	53	0.08	0.274	6.7	5.7	7.8	15.89				
3.0-3.8	36	0.32	0.031	9.1	7.6	11.0	9.64				
>3.8	20	0.64	0.001	14.2	11.3	17.7	3.78	103	0.285	10.34	0.0000
					Media						
<3.0	95	0.37	0.000	10.4	9.0	12.1	49.25				
3.0-3.8	88	0.53	0.000	9.8	8.5	11.4	40.16				
>3.8	92	0.40	0.000	10.9	9.2	12.8	49.61	269	0.517	1.98	ns
					Gruesa						
<3.0	47	0.55	0.000	9.2	7.3	11.6	20.97				
3.0-3.8	71	0.55	0.000	11.0	9.3	13.0	31.57				
>3.8	90	0.38	0.000	10.2	8.8	11.9	46.52	202	0.490	1.22	ns

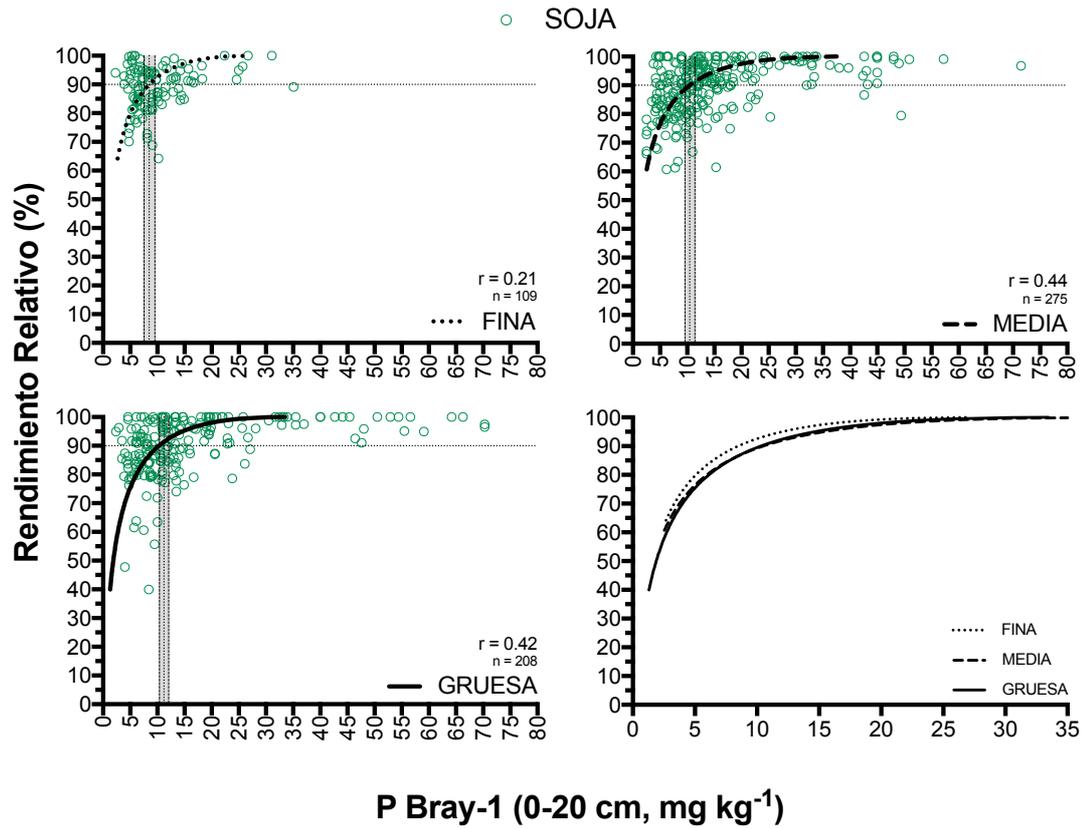


Figura 3.12. Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para soja en Argentina segregando sub-sets de datos según clase textural. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17. Las franjas verticales grises indican el nivel crítico con su respectivo intervalo de confianza (95%).

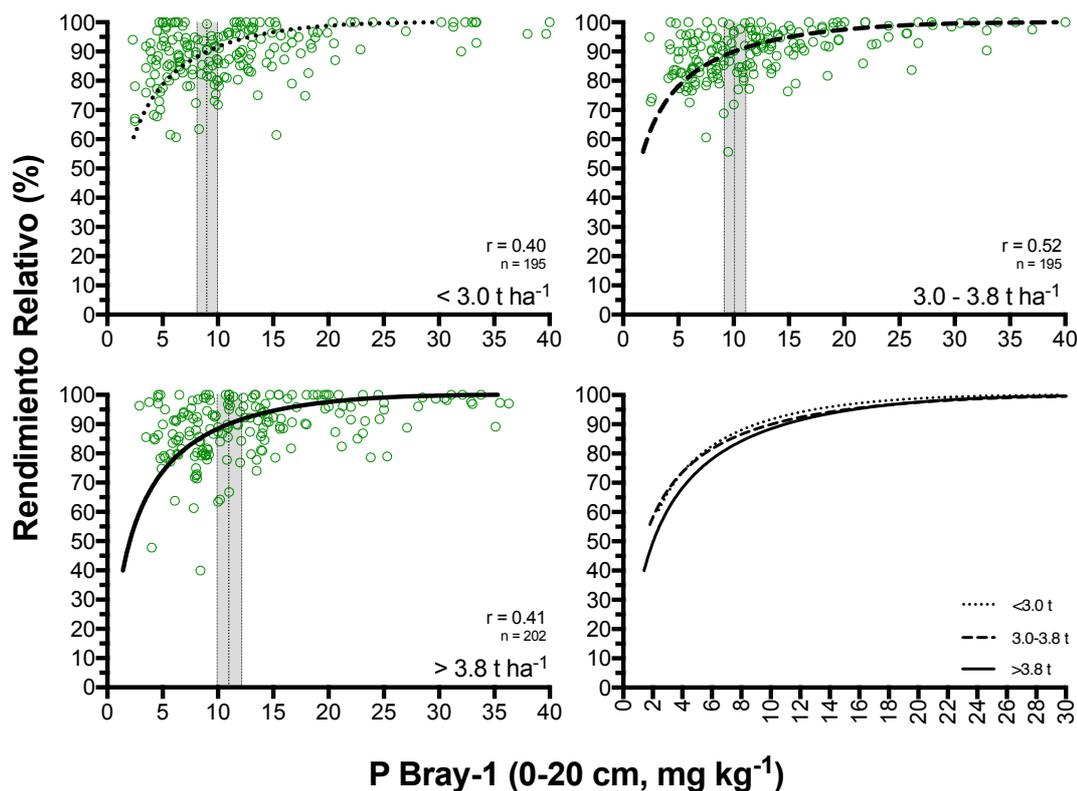


Figura 3.13. Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para soja en Argentina segregando sub-sets de datos según potencial de rendimiento. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17. Las franjas verticales grises indican el nivel crítico con su respectivo intervalo de confianza (95%).

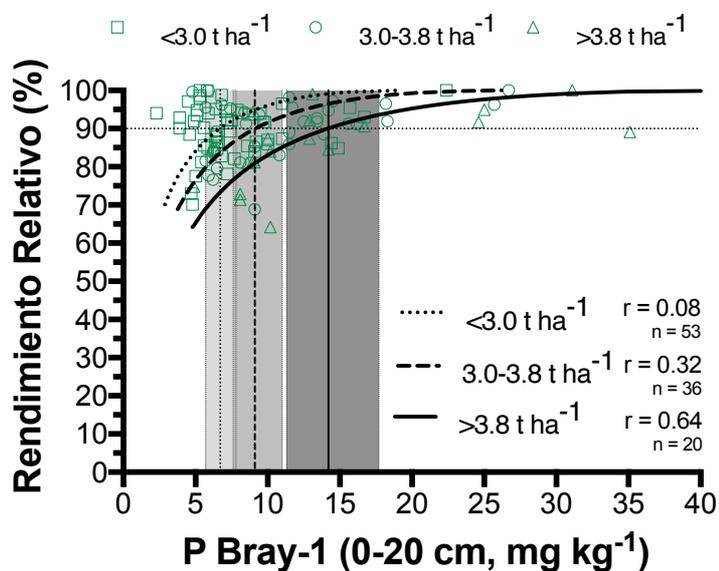


Figura 3.14. Relación entre RR y el nivel de P Bray-1 (0-20 cm) para soja en Argentina segregando sub-sets de datos por cultivo según potencial de rendimiento y clase textural. Argentina. Campañas 1971/72 a 2016/17. Las franjas verticales grises indican el nivel crítico con su respectivo intervalo de confianza (95%).

3.3.3.2. Comparación de niveles críticos

Si bien la función que relaciona el RR con el AS en maíz está ligeramente desplazada hacia la derecha respecto de la soja ($p < 0.05$, **Figura 3.9**), los $AS_{C90\%}$ de ambos cultivos no difirieron entre sí. Maíz registró un $AS_{C90\%} = 10.8 \text{ mg kg}^{-1}$ con un $IC_{95\%} = 10.1 - 11.6 \text{ mg kg}^{-1}$, mientras que soja registró un $AS_{C90\%} = 10.0 \text{ mg kg}^{-1}$ con un $IC_{95\%} = 9.4 - 10.6 \text{ mg kg}^{-1}$ (**Figura 3.15**).

La clase textural, por otra parte, tuvo un claro el efecto sobre el nivel crítico $AS_{C90\%}$, tanto a nivel general como dentro de cada cultivo (**Figuras 3.15, 3.16 y 3.17**). En general, los niveles críticos siguieron el orden: fina < media < gruesa. No obstante, en maíz, las texturas fina y media no se diferenciaron entre sí, mientras que en soja no se observaron diferencias entre las texturas media y gruesa. En ambos cultivos, sin embargo, los menores AS_{C90} se observaron en los suelos de textura fina y los mayores en los de textura gruesa. Al analizar la interacción entre cultivo y clase textural, las diferencias más amplias se registraron entre soja en textura fina ($AS_{C90\%} = 7.5 - 9.5 \text{ mg kg}^{-1}$) y maíz en textura gruesa ($AS_{C90\%} = 11.1 - 13.9 \text{ mg kg}^{-1}$).

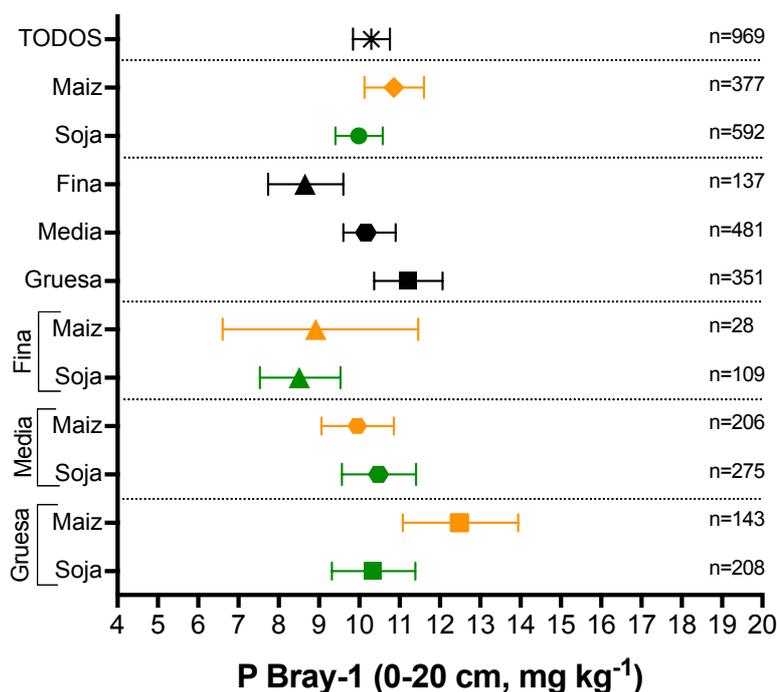


Figura 3.15. Comparación de niveles críticos de P-Bray-1 (0-20 cm) estimados para el logro del 90% del rendimiento relativo ($AS_{C90\%}$) utilizando el set de datos completo (todos) o segregado según cultivo, clase textural del suelo, y su interacción. Las barras horizontales indican el intervalo de confianza de los niveles críticos (95%), donde superposición significa ausencia de diferencias significativas.

En el cultivo de maíz, como se mencionó líneas arriba, el mayor efecto sobre el $AS_{C90\%}$ fue la clase textural. En contraste, no se observó efecto del potencial de rendimiento sobre los $AS_{C90\%}$ (**Figura 3.16**). Por otra parte, no se observó interacción entre potencial de rendimiento y clase textural. Así, independientemente del potencial de rendimiento, el $AS_{C90\%}$ mantuvo la tendencia fina < media < gruesa. Asimismo, en este cultivo, se destacó la baja cantidad de ensayos en maíz en suelos de textura fina ($n=28$) en comparación con las clases media y gruesa. Esto se reflejó en dificultades para obtener precisión para estimar los IC de los niveles críticos, tanto a nivel general como a nivel de interacción con el factor potencial de rendimiento, con tamaños de muestra muy reducidos ($n=9-10$) e IC muy amplios en comparación con las texturas media y gruesa.

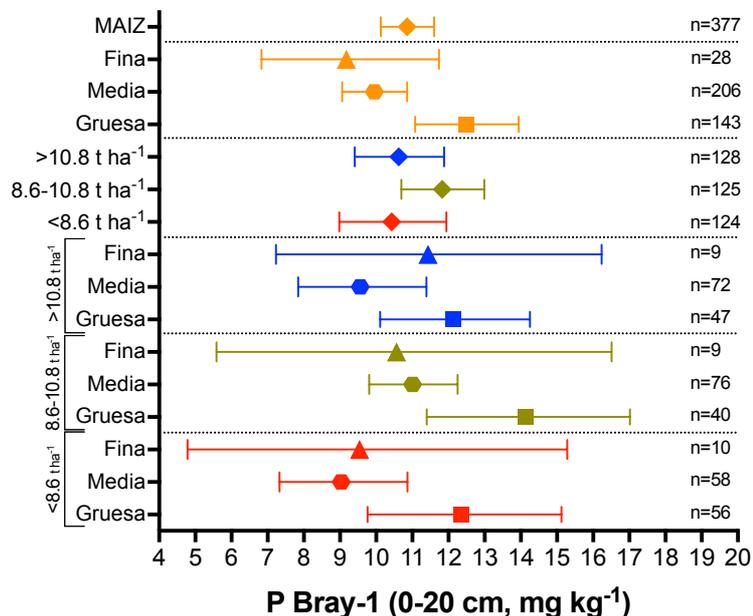


Figura 3.16. Comparación de niveles críticos de P-Bray-1 (0-20 cm) estimados para el logro del 90% del rendimiento relativo ($AS_{C90\%}$) en el cultivo de maíz, utilizando el set de datos completo (todos) o segregado según clase textural del suelo, potencial de rendimiento y su interacción. Las barras horizontales indican el intervalo de confianza de los niveles críticos (95%), donde superposición significa ausencia de diferencias significativas.

En el cultivo de soja, al igual que en maíz, el mayor efecto sobre el $AS_{C90\%}$ resultó del factor clase textural. En este caso, si se observó efecto del potencial de rendimiento sobre los $AS_{C90\%}$, a incrementar el nivel crítico con el potencial (**Figuras 3.14 y 3.17**). No obstante, al observar la interacción entre potencial de rendimiento y clase textural, se destacó que esta diferencia entre grupos de distinto potencial de rendimiento solo se observó en los suelos de clase fina, y no así en las clases media y gruesa. El $AS_{C90\%}$ en

suelos de textura fina fue desde 6.7 mg kg⁻¹ (IC₉₅=5.7-7.8) con rendimientos potenciales <3.0 t ha⁻¹, 9.1 mg kg⁻¹ (IC₉₅=7.6-11.0) con potenciales entre 3.0 y 3.8 t ha⁻¹, hasta 14.2 mg kg⁻¹ (IC₉₅=11.3-17.7) con potenciales > 3.8 t ha⁻¹.

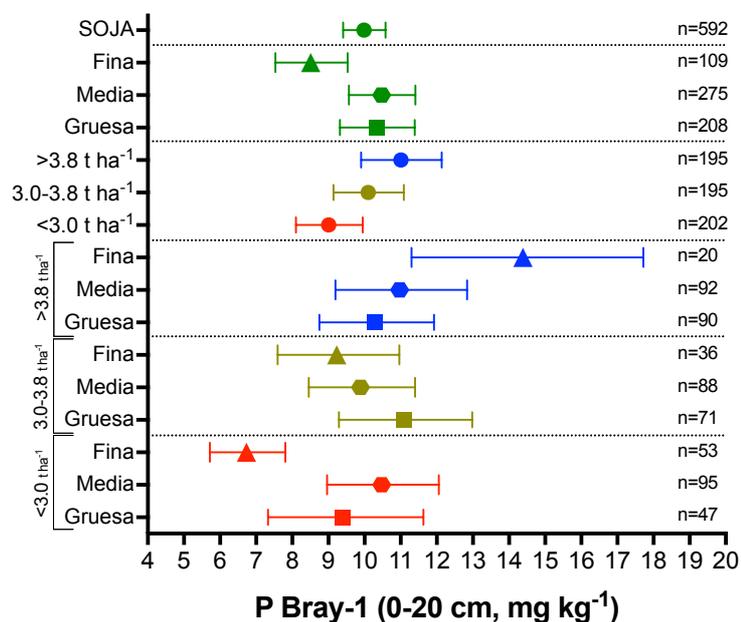


Figura 3.17. Comparación de niveles críticos de P-Bray-1 (0-20 cm) estimados para el logro del 90% del rendimiento relativo en el cultivo de soja (AS_{C90%}), utilizando el set de datos completo (todos) o segregado según potencial de rendimiento, clase textural del suelo, y la interacción potencial de rendimiento x clase textural. Las barras horizontales indican el intervalo de confianza de los niveles críticos (95%). Superposición significa ausencia de diferencias significativas.

3.4. DISCUSIÓN

A nivel general, los cultivos de maíz y soja presentaron niveles críticos muy similares entre sí. Esto es coincidente con calibraciones comparativas previas en Argentina (Gutiérrez-Boem et al., 2006; Sucunza et al., 2018) y con las recomendaciones en el cinturón maicero de EE.UU., donde se considera un mismo rango óptimo de P extractable (Bray-1 o Mehlich-3, 0-15 cm) para ambos cultivos (Mallarino et al., 2002; Dodd y Mallarino, 2005). En concordancia, Bell et al. (2013a) tampoco detectaron diferencias significativas en los niveles críticos de P Colwell (0-10 cm) entre maíz y soja al analizar una base de datos histórica de ensayos de fertilización en Australia. Los niveles críticos estimados en este trabajo se ubicaron dentro del rango reportado por calibraciones previas en Argentina para ambos cultivos, aunque se mejoró la precisión y fue posible una comparación estadística entre los cultivos.

El factor textura del suelo jugó un rol determinante sobre los niveles críticos tanto en maíz como en soja. Según la clase textural, para ambos cultivos, la tendencia de los AS_{C90} siguió el orden: fina < media < gruesa. Estos resultados son coincidentes con Bell et al. (2013a), quienes reportaron niveles críticos más bajos para trigo en suelos Vertisoles, los de textura más fina, dentro de un amplio espectro de texturas de suelo bajo estudio. En la misma línea, en trigo en el sudoeste bonaerense, Ron y Loewy (1990) ajustaron un modelo múltiple donde los suelos de textura fina tenían menor respuesta a la fertilización comparado con suelos de textura gruesa. Por otra parte, un sistema de recomendación de P en Finlandia, reporta clases de disponibilidad de P relacionadas a la textura y la materia orgánica del suelo, donde los suelos clasificados como arcillosos registran siempre menores umbrales de P respecto de suelos más arenosos (Peltovuori, 1999). Asimismo, Valkama et al. (2009) observaron también mayor potencial de respuesta a P en cereales en suelos arenosos respecto de suelos clasificados como arcillosos, que eventualmente se tradujeron en niveles críticos de P extractable (acetato de amonio) de 6 mg kg^{-1} para suelos arcillosos respecto de 10 mg kg^{-1} para suelos arenosos (Valkama et al., 2011).

Los resultados observados según la clasificación de suelos a nivel textural, parecieran ser un indicador indirecto de la capacidad o potencial buffer de P. Esta puede definirse como el cambio en la cantidad de P sorbido requerido por cambio unitario en la concentración de P en la solución (Moody, 2007). La medición de ésta a través de diferentes índices, generalmente se utiliza como un indicador de la retención/fijación de P en el suelo para recomendaciones de construcción de fertilidad de P. Sin embargo, también puede representar una fuente de P para los cultivos. En este sentido, Quintero et al. (2003) en un experimento en macetas, compararon 13 suelos de la región mesopotámica argentina, contrastantes en textura y capacidad buffer, y observaron una tendencia de reducción en los niveles críticos para la producción de trigo en los suelos con mayor capacidad buffer, utilizando distintos índices de P extractable como Bray-1 y Olsen.

Para la calibración de análisis de suelo, sin embargo, el enfoque más comúnmente utilizado ignora los posibles efectos de la capacidad buffer de P del suelo sobre los niveles críticos (Moody et al., 2013). Para varios cultivos en Australia, se ha observado que a medida que aumentó la capacidad buffer de P, también hizo lo propio el nivel crítico de Colwell-P para lograr el 90% del rendimiento máximo (Bolland et al., 1994; Moody, 2007). En este sentido, nuestros resultados están en línea con los reportados por Quintero

et al. (2003) con P Bray-1 –menor nivel crítico a mayor buffer-, aunque se contradicen con estos datos informados para Australia con P Colwell –mayor nivel crítico a mayor buffer-. Estos resultados contrastantes podrían relacionarse a diferencias de los extractantes utilizados. Mientras que la determinación de P Bray-1 puede registrar extracción de P no lábil en suelos con bajo poder buffer (Quintero et al., 2003), se ha demostrado que la determinación de P Colwell, en comparación con Bray-1 y otros extractantes, tiende a sobre-estimar la disponibilidad de P en suelos con alto poder buffer (Holford, 1980; Holford y Cullis, 1985; Holford et al., 1985; Bolland et al., 1994; Holford, 2015). Más allá de estas diferencias, en Australia, el P buffer index (PBI) se considera una medida conveniente de la capacidad buffer de P y se espera que se adopte como una medida de caracterización estándar en cualquier estudio de respuesta a P, aunque dada la falta de datos de este tipo en los experimentos de fertilización, por el momento, las calibraciones incluyen a esta variable de manera indirecta a través del tipo de suelo (Moody et al., 2013). En este sentido, los niveles críticos segregados según tipo de suelo o clase textural podrían considerarse una forma indirecta de incluirlo en las calibraciones.

Los índices relacionados a la capacidad buffer de P normalmente se utilizan para el manejo del nutriente bajo la filosofía de mantenimiento y enriquecimiento de la fertilidad fosforada del suelo. Por ej., a nivel local, para 71 suelos de la región pampeana argentina, se observó que la cantidad de P necesaria para incrementar una unidad de P extractable se incrementó con la capacidad de sorción de P y esta con la cantidad de arcilla (Rubio et al., 2008). Esta asociación positiva entre el contenido de arcilla y la capacidad de sorción de P ha sido documentada por numerosos autores, donde también se destaca el efecto positivo de la presencia de Fe y Al sobre la sorción de P (Quintero et al., 1999; Burkitt et al., 2002; Burt et al., 2002; Gutiérrez-Boem et al., 2008; Cabello et al., 2016).

En términos de manejo del P del suelo, los suelos de textura fina parecen sostener niveles de RR altos con menor nivel de P Bray-1 respecto de texturas más gruesas. No obstante, aunque esta mayor capacidad buffer permitiría proveer más P a los cultivos, también significa una mayor necesidad de fertilización para incrementar los niveles de fertilidad fosforada en caso de caer debajo de los niveles críticos. En ensayos de largo plazo en región pampeana se reportaron valores variables en la cantidad de P necesaria para incrementar el P Bray-1 en suelo que pueden relacionarse con los tipos de suelos evaluados en cada oportunidad. Por ej., para un suelo Argiudol vértico del oeste de Entre Ríos, Barbagelata y Chesta (2016) estimaron una necesidad de 7.2 kg P por cada mg kg⁻¹; para suelos Argiudoles típicos del sudeste de Buenos Aires, se reportaron necesidades

de entre 5.0 y 6.7 kg P por cada mg kg⁻¹ (Berardo y Grattone, 2000; Echeverría et al., 2004); mientras que para suelos Hapludoles típicos del S de Córdoba, Ciampitti et al. (2011a) reportaron necesidades de alrededor de 2.5 a 3 kg P por cada mg kg⁻¹.

Aunque las calibraciones mostradas en este trabajo resultaron adecuadas en la mayoría de los casos, se registraron casos particulares con ajuste pobre o no significativo, principalmente debido a una proporción significativa de ensayos con baja o nula respuesta a la fertilización con P aún por debajo de los niveles críticos estimados, así como casos con respuestas elevadas por encima de los mismos. Este comportamiento es una limitante de la herramienta de diagnóstico dado que acarrea expectativas erróneas de deficiencia o suficiencia (Salas et al., 2003; Heckman et al., 2006). Por un lado, las respuestas elevadas con alto niveles de P Bray-1 podrían relacionarse con situaciones específicas que generaron deficiencia de P, como problemas de compactación sub-superficial que hayan limitado el crecimiento radical y la absorción de P (Johnston, 2000; Syers et al., 2008), o bajo nivel de P en el sub-suelo (Mallarino et al., 2002), así como otros factores que este estudio no tuvo la capacidad de analizar. Por otro lado, la falta de respuesta con niveles bajos de P Bray podría deberse al aporte de P desde fracciones orgánicas del suelo, no contempladas por la extracción Bray-1 (Suñer et al., 2002; Ciampitti et al., 2011b; Wyngaard et al., 2013; Appelhans et al., 2016). En este sentido, la mineralización del P orgánico ha sido sugerida como más relevante en suelos con bajos contenidos de P extractable (Sharpley, 1985; Steward y Sharpley, 1987; Thien y Myers, 1992).

Si bien las plantas absorben P inorgánico, numerosos trabajos indican la importancia del P orgánico como fuente de P para las plantas (Hedley et al., 1982; Stewart y Tiessen, 1987; Thien y Myers, 1992; Tiessen et al., 1994; Selles et al., 1997; Condrón et al., 2005; Sims y Pierzinski, 2005; Damon et al., 2014; Belinque et al., 2015; Wyngaard et al., 2016). En los suelos agrícolas, la fracción orgánica de P puede comprender entre un 20-80% del total de P del suelo (Gahoonia y Nielsen, 2004). En este sentido, Argentina muestra una importante variabilidad entre regiones agrícolas. En Molisoles del sudeste de la provincia de Buenos Aires, el P orgánico representa entre el 78% y 83% del P total en suelos (Diez et al., 2000; Zamuner et al., 2007). En suelos Vertisoles y Alfisoles de la provincia de Entre Ríos oscila entre el 41% y 74% del P total en los horizontes superiores (Boschetti et al., 2000; Pascale et al., 2000). En el oeste de la provincia de Buenos Aires, con suelos más arenosos, se ha encontrado que el P orgánico representa entre el 29% y el 51% de la reserva total (Galantini et al., 1997). Esta diferencia de menor tamaño de la fracción orgánica en regiones con suelos más gruesos también pudo influir en los

resultados observados en este trabajo de mayores niveles críticos en suelos gruesos, dado un aporte potencial menor de P a través de esta fracción.

El factor potencial de rendimiento, en cambio, no resultó influyente sobre los niveles críticos para maíz ni para soja. Sin embargo, la interacción clase textural x potencial de rendimiento permitió observar que, específicamente en soja sobre suelos de textura fina, el nivel crítico se incrementa junto con el potencial de rendimiento. Estos resultados observados en soja contradicen la información reportada por Bell et al. (2003a, 2003b) y Speirs et al. (2013a) quienes, en un análisis conjunto de un gran número de experimentos de fertilización en Australia, no encontraron diferencias en los niveles críticos de P Colwell ligadas al potencial de rendimiento en diversos cultivos de grano invernales y estivales, tanto a nivel general como dentro de diferentes grupos de suelos. A nivel local esto resulta novedoso, por un lado, debido a que el potencial de rendimiento no había sido considerado en calibraciones previas y, por otro lado, por haber identificado un efecto del potencial sobre el nivel crítico específicamente en soja en suelos de textura fina.

El supuesto de que, a mayor rendimiento de un cultivo, la mayor demanda de P puede ser cubierta por una mayor exploración radical y por eso el nivel crítico no cambia con el potencial de rendimiento (Bray, 1954), también supone que las raíces pueden crecer sin mayores restricciones en el suelo. Los resultados observados del efecto del potencial de rendimiento de soja en suelos de textura fina sobre los niveles críticos podría responder a dos razones principales. Por un lado, los suelos de textura fina probablemente impongan una restricción mayor al crecimiento de raíces que las texturas media y gruesa, y el cultivo no puede compensar la mayor demanda de P mediante mayor crecimiento radical. En este sentido, Micucci y Taboada (2006) observaron que la abundancia de raíces de soja se relacionó de forma negativa con el contenido de arcilla sub-superficial, registrando una mayor abundancia en suelos Molisoles franco-areno-arcillosos con menos de 35% de arcilla. Por otro lado, dado el aporte significativo de las micorrizas en términos de la eficiencia de absorción de P en soja (Fernández et al., 2011), se hipotetiza una menor capacidad de asociación de las raíces con micorrizas en suelos de textura fina (Koske y Gemma 1995; Weissenhorn y Leyval, 1996; Eason et al., 1999; Carrenho et al., 2007), lo que podría limitar parcialmente la absorción de P, en especial cuando la demanda se incrementa. Finalmente, este efecto observado en soja y no en maíz, podría relacionarse a una mayor eficiencia de utilización del P absorbido para producir biomasa y grano en maíz comparativamente con soja, aunque este último presente mayor eficiencia de captura

de P relacionado a mayores áreas y largo específico de raíces (Fernández et al., 2009). Por supuesto, se requieren investigaciones adicionales específicas para explorar en profundidad los factores involucrados detrás de este efecto observado.

Otra de las cuestiones que debe analizarse en futuras investigaciones, tiene que ver con los experimentos con diseños de dosis única (testigo vs fertilizado). Estos ensayos traen aparejado el inconveniente de una posible sobre-estimación del RR si la respuesta a P no logró saturarse. Por tanto, lo ideal sería contar siempre con varias dosis por ensayo para poder estimar el punto de saturación de la respuesta, y por ende un RR más preciso. En este sentido, en la base de datos de Australia (Watmuff et al., 2013), se decidió realizar una clasificación de ensayos en clase: A) con varias dosis, y B) dosis fija. Para las calibraciones, se priorizaron los ensayos “Clase A”, en la medida que contaran con suficiente tamaño de muestra, mientras que los ensayos “Clase B” solo fueron utilizados en casos donde la cantidad de ensayos “Clase A” era limitada (Conyers et al., 2013). No obstante, para trigo, Bell et al. (2013) no encontraron diferencias significativas en los resultados al utilizar ensayos clase A y clase B, respecto utilizar solamente ensayos de clase A. En base a este antecedente, nuestro análisis incluyó ambos tipos de experimentos.

En el presente trabajo, alrededor del 60% de los experimentos, tanto en maíz como en soja, se llevó adelante con diseños de dosis única (Clase B), por lo cual se decidió utilizar el set de datos completo tomando algunos recaudos como descartar ensayos con dosis máximas menores a 10 kg de P ha⁻¹ en soja, siguiendo estimaciones como la de Salvagiotti et al. (2013) quienes observaron saturación de la respuesta a P en soja con dosis de alrededor de 9 kg P ha⁻¹; mientras que en maíz, al no contar con este antecedente, se estimó que a partir de 15 kg de P ha⁻¹ la probabilidad de sobreestimación de RR se reduce a niveles mínimos (datos no mostrados). Sin embargo, la dosis de saturación puede ser altamente dependiente de cada situación particular. En maíz, por ej., antecedentes recientes indican respuestas sin saturar con dosis de hasta incluso 40 kg P ha⁻¹ en suelos Hapludoles típicos con alrededor de 7 mg kg⁻¹ de P Bray-1 (Tellería et al., 2016). En nuestro caso, resultaría una situación de compromiso dado que, aunque el 75% de los ensayos tenían dosis máximas mayores a 20 kg P ha⁻¹ solo el 8% contaba con dosis máximas ≥ 40 kg P ha⁻¹. Este es entonces un punto importante a considerar para futuros ensayos y ajustes de calibraciones. *Los experimentos deberían contar con al menos un testigo y dos dosis de P, con dosis máximas altas, idealmente mayores a 30 kg de P ha⁻¹ para reducir la probabilidad de subestimar el rendimiento máximo o, en otras palabras, sobre-estimar el RR.*

Otra observación que vale la pena remarcar es la baja cantidad de experimentos de fertilización con P en suelos de textura fina en comparación con suelos de clase textural media y gruesa. Esto se ve reflejado de manera clara en los intervalos de confianza estimados, cuya amplitud es mucho mayor, lo que trajo aparejado dificultades en la precisión para las comparaciones. Este mismo inconveniente es remarcado por varios autores australianos que se encontraron con la falta de datos para ciertas combinaciones de cultivos, tipos de suelo, formas de aplicación de P, entre otros factores, lo que ciertamente limitó la capacidad de realizar comparaciones de interés agronómico. No obstante, detectar la falta de datos específicos es un primer paso hacia futuras investigaciones que satisfagan dichas necesidades de información.

3.5. CONCLUSIONES

A nivel general, los cultivos de maíz y soja registraron $AS_{C90\%}$ muy similares entre sí, por lo que el factor cultivo no generó cambios en el umbral. Por lo tanto, **se hallaron evidencias para rechazar la hipótesis i)** “el nivel crítico de P depende del cultivo (maíz o soja)”.

El factor textura de suelo, por su parte, jugó un rol determinante sobre los niveles críticos de P-Bray-1 (0-20 cm). Según la clase textural, tanto para maíz como para soja, la tendencia de los niveles críticos siguió el orden: fina < media < gruesa. Por lo tanto, **no se hallaron evidencias suficientes para rechazar la hipótesis ii)** “el nivel crítico de P depende de la textura del suelo”.

El factor potencial de rendimiento, en cambio, no resultó influyente sobre los niveles críticos para maíz. Sin embargo, la interacción clase textural x potencial de rendimiento permitió observar que, específicamente en soja sobre suelos de textura fina, el nivel crítico se incrementa junto con el potencial de rendimiento. Por lo tanto, **las evidencias halladas permiten rechazar solo parcialmente la hipótesis iii)** “el nivel crítico de P no depende del potencial de rendimiento”.

Los resultados de este estudio, además de mejorar la comprensión de los factores que afectan a niveles críticos de P Bray-1 en maíz y soja, plantean perspectivas de continuar con experimentación de carácter estratégico en función de cubrir cada vez mejor los distintos escenarios de producción de ambos cultivos, por lo cual el ajuste periódico de niveles críticos resulta pertinente.

CAPITULO 4

FACTORES QUE AFECTAN LA RELACIÓN ENTRE EL RENDIMIENTO Y LA DISPONIBILIDAD DE N EN MAÍZ

4. CAPÍTULO 4. Factores que afectan la relación entre el rendimiento y la disponibilidad de N en maíz.

4.1. INTRODUCCIÓN

4.1.1. Antecedentes

El nitrógeno es el nutriente que con mayor frecuencia limita la producción de maíz tanto en la región pampeana argentina como en otras regiones agrícolas del mundo (Lassaletta et al., 2014; Mueller et al., 2014; Ciampitti y Vyn, 2014; Álvarez y Grigera, 2005). Dada su importancia, en Argentina se han desarrollado distintos métodos de diagnóstico basados en: el análisis del suelo a la siembra (Álvarez et al., 2003; Pagani et al., 2008; 2009; García et al., 2010; Salvagiotti et al., 2011), el análisis de suelo al estado de 5-6 hojas (Sainz Rozas et al., 2000; Bianchini et al., 2008; Pagani et al., 2008), el análisis de plantas (Bianchini et al., 2008; Ferrari et al., 2011), mediciones de índices espectrales mediante sensores remotos para decidir la fertilización en estados avanzados del cultivo (Ferrari et al., 2011; Melchiori, 2010; 2012), y el uso de modelos de simulación de cultivos (Satorre, 2006; Mercau, 2010). No obstante, aunque presentan desarrollo y adopción crecientes, el análisis de planta, los índices espectrales y modelos de simulación son de uso mucho menos generalizado que el análisis de suelo.

En Argentina, se destaca como una herramienta ampliamente aceptada por asesores, el método basado en funciones que relacionan el rendimiento del cultivo con la disponibilidad de N, expresada como el contenido de N-NO₃ en el suelo –Ns- a 0-60 cm previo a la siembra más el N del fertilizante –Nf- (**Figura 1.2**). Este modelo funciona como una simplificación del modelo de balance. Una vez conocido el nivel de Ns, la recomendación general es aportar el Nf necesario para alcanzar un nivel objetivo de N. Diferentes evaluaciones recomiendan niveles objetivos de disponibilidad desde 81 hasta 269 kg N ha⁻¹ dependiendo de distintos factores en cada calibración (Ruiz et al., 2001; Álvarez et al., 2003; Mistrorigo y Valentinuz, 2004; Fontanetto y Keller, 2006; Bianchini et al., 2008; Álvarez, 2008a; Sánchez et al., 2005; 2008; Pagani et al., 2008; 2009; García et al., 2010; Salvagiotti et al., 2011; Barraco et al., 2015; Boxler et al., 2017). Adicionalmente, en los últimos años se ha explorado la inclusión de ajustes más específicos: el efecto de años climáticamente contrastantes, la presencia de napas, el cultivo antecesor, la fecha de siembra (tempranos o tardíos), la mineralización de N, así como también la variabilidad espacial (Sánchez et al., 2008; Sainz Rozas et al., 2008; Ferraris y Couretot, 2011; Espósito et al., 2012; Gregoret et al., 2012; Salvagiotti et al., 2012; Reussi Calvo et al., 2013; Díaz Valdez et al., 2014; Orcellet et al., 2015).

El concepto de rendimiento objetivo para el manejo de la fertilización nitrogenada en maíz, introducido por Stanford (1973) es, probablemente, el más ampliamente difundido para el desarrollo de recomendaciones a nivel mundial (Morris et al., 2018). La base de este modelo es aportar, mediante el fertilizante, el N que no es aportado por el suelo para el logro de un rendimiento propuesto como objetivo. Dado que el diagnóstico de N disponible a la siembra se basa en la estimación de una *cantidad* u oferta de N, son esperables mayores umbrales de disponibilidad de N en situaciones de mayor productividad por mayor demanda del nutriente. En este sentido, podría decirse que en la región pampeana norte los umbrales serían mayores, debido a una mayor probabilidad de obtener rendimientos de maíz superiores a los obtenidos hacia el sur de la región (Cirilo, 2004). En una escala menor, diferentes redes locales de ensayos han mejorado el ajuste del diagnóstico utilizando directa o indirectamente este principio de oferta y demanda. Para la región sur de Santa Fe, Salvagiotti et al. (2011) lograron determinar distintos umbrales en función del rendimiento máximo alcanzado; para el sudeste de Buenos Aires -Pagani et al. (2008)- y el sur de Córdoba – Zorzín y Ioele (2012); Sánchez et al. (2008)- se observaron mejoras en los ajustes al separar entre años que diferían en los rendimientos alcanzados relacionado a variables climáticas y/o la presencia de napa freática.

El análisis conjunto de un número vasto de ensayos que incluyan diferentes regiones de producción, podría mejorar la comprensión del efecto de variables de suelo, clima y manejo sobre los patrones de respuesta. Por ejemplo, mediante la integración de numerosos ensayos de fertilización nitrogenada de maíz en el Este de Canadá se determinó que la textura del suelo y la distribución de las precipitaciones eran los factores más importantes en determinar la respuesta a N (Tremblay et al., 2012; 2015). Recientemente, una revisión realizada de las recomendaciones de manejo de N en maíz en EE.UU. (Morris et al., 2018) plantea la influencia de los factores suelo, clima y manejo del fertilizante (y su interacción) sobre la precisión de los modelos de recomendación y, de cara al futuro, expresa la necesidad de confeccionar y gestionar bases de meta-datos de ensayos para mejorar las interpretaciones y así las decisiones de fertilización.

En este sentido, el presente capítulo presenta los siguientes objetivos e hipótesis:

4.1.2. Objetivo

El objetivo de este capítulo fue identificar patrones de respuesta a N en maíz relacionados al potencial de rendimiento de cultivo, la clase textural del suelo y las lluvias.

4.1.3. Hipótesis

La relación entre el rendimiento de maíz y la disponibilidad de N, medida como $N-NO_3^-$ a la siembra (0-60 cm) más el N del fertilizante, depende de:

- i) el potencial de rendimiento del cultivo,
- ii) la clase textural del suelo, y
- iii) la cantidad de precipitaciones durante el ciclo.
- iv) la cantidad de precipitaciones alrededor de floración.

4.2. METODOLOGÍA

4.2.1. Revisión de experimentos de fertilización con N en maíz en Argentina

Se armó una base de datos de ensayos de fertilización nitrogenada en maíz. Para alcanzar el objetivo propuesto y poner a prueba la hipótesis, además de incluir la información del manejo de la fertilización, tratamientos y los rendimientos de cada experimento, la base de datos incluyó información relacionada a suelo, clima, y prácticas de manejo del cultivo. Esta caracterización resultó variable en cuanto al grado de detalle brindado por los investigadores. Por tanto, se utilizó un protocolo de revisión con el objeto de estandarizar los datos para su posterior análisis.

4.2.1.1. Procedimientos de búsqueda y recopilación de datos

i) Fuentes de información

Al igual que para la revisión realizada para P, el proceso de búsqueda de información se apoyó en la utilización de internet a través del motor de búsqueda Scholar Google™. Se utilizaron distintas combinaciones de las palabras: *maíz, fertilización, nitrógeno, nitrogenada, región pampeana, Argentina*, y en algunos casos, *nombres de investigadores* referentes en la materia. También se exploraron sitios web de instituciones como el INTA, IPNI, Fertilizar Asociación Civil, Asociación Argentina de la Ciencia del Suelo (AACS), y bibliotecas digitales de Facultades de Agronomía. Adicionalmente, se realizaron búsquedas en bibliotecas universitarias y privadas, y centros documentales del INTA. Independientemente del formato (digital o impreso), las fuentes primarias de información fueron las mismas que las descritas en el Capítulo 3, con la salvedad de que para este capítulo también se utilizó la herramienta web SIGA-INTA para complementar el registro de precipitaciones, que no fue confeccionada.

Como se menciona en el último punto, al igual que para P, se recurrió al contacto directo con investigadores. Dichas entrevistas se consideraron necesarias en función de dos objetivos: *i) incorporar el mayor número posible de experimentos a la base de datos, y ii) procurar que la información relativa a los experimentos cumpla con los requisitos mínimos, y sea lo más completa posible.*

ii) Estructura de base de datos

La confección de las bases de datos se realizó bajo el formato de planillas, mediante el empleo del software Microsoft Excel®. Las bases de datos cuentan con una estructura dividida en secciones según el tipo de información a detallar en cada una de ellas. Las secciones conforman un total de ocho, desde información general, hasta detalles de diseño y estadística de los estudios revisados (Tabla 4.1).

Tabla 4.1. Estructura general de la base de datos de ensayos de fertilización con N en maíz en Argentina.

SECCIÓN	DATOS ALMACENADOS
Fuente	i) número de identificación, ii) formato (papel/digital), iii) cita bibliográfica, iv) contacto
Información general	vi) provincia, vii) localidad, viii) coordenadas, ix) campaña
Suelo	x) tipo, xi) serie, xii) clase textural, xiii) N-NO ₃ ⁻ , xiv) MO, xv) pH, xvi) arcilla, limo y arena
Clima	xvii) precipitaciones decádicas durante el ciclo de los cultivos
Manejo	xviii) labranza, xix) años de agricultura, xx) antecesor, xxi) fecha de siembra, xxii) genotipo, xxiii) densidad, xxiv) espaciamiento
Fertilización	xxv) dosis, xxvi) fuente, xxvii) momento, xxviii) forma
Diseño	xxix) diseño estadístico, xxx) repeticiones, xxxi) coeficiente de variación
Variables	xxxii) rendimiento promedio por tratamiento*, xxxiii) variabilidad (CV, DE, EE)

*Rendimiento corregido a humedad comercial (14.5%).

iii) Criterios de selección de ensayos

En primer lugar, al igual que lo descrito para P en el Capítulo 3, una vez finalizada la recolección de datos, se realizó una revisión para descartar ensayos repetidos. En segundo lugar, dado que el grado de detalle informado de los ensayos respecto a los datos de la **Tabla 4.1** resultó desbalanceado, para formar parte de la base de datos final, un ensayo cumplimentó la siguiente serie de requisitos mínimos:

- 8) provenir de un experimento con, al menos, dos repeticiones por tratamiento.
- 9) contar con, al menos, dos niveles de tratamientos: un testigo o control, y un tratamiento fertilizado.
- 10) que la diferencia entre el tratamiento testigo o control respecto del/los tratamiento/s fertilizado/s, solo incluya el nutriente en cuestión (N).
- 11) contar con un valor de rendimiento en grano absoluto (kg ha^{-1} o equivalente) para cada tratamiento evaluado.
- 12) contar con un valor de análisis de suelo de NO_3^- o N-NO_3^- - mg kg^{-1} o kg ha^{-1} - en el estrato superficial 0-60 cm, o en su defecto 0-40 cm, o 0-20 cm.
- 13) detallar la dosis utilizada del nutriente evaluado, preferentemente acompañada del detalle de fuente, forma y/o momento de aplicación del fertilizante.
- 14) contar con información relativa a la ubicación geográfica (i.e. localidad, partido, coordenadas) y temporal (campaña) del ensayo.

4.2.3. Análisis estadísticos

En primer lugar, para describir la población de ensayos se utilizó estadística descriptiva, analizando parámetros poblacionales tales como media, mediana, mínimo, máximo, distribución empírica y de frecuencias. Este análisis descriptivo se realizó para diferentes variables que se detallan en la **Tabla 4.1**.

Para poner a prueba las hipótesis de este capítulo, se realizaron análisis de regresión entre el rendimiento absoluto y la disponibilidad de N (suelo + fertilizante). La utilización de rendimiento relativo (RR) como variable respuesta no mejoró los ajustes (datos no mostrados), por lo que se decidió utilizar rendimiento absoluto dado que los parámetros de las funciones pueden interpretarse y utilizarse para análisis de dosis óptima económica y normalmente, el modelo presenta menos inconvenientes estadísticos

respecto de RR (Colwell, 1994). Se sometieron a prueba varios modelos (lineal-plateau, cuadrático, cuadrático-plateau, esférico, potencial, y Mitscherlich) y, en prácticamente todos los casos, bajo diferentes criterios (AIC, SC, RMSE), el mejor modelo resultó el cuadrático plateau (CP) (datos no mostrados). El modelo CP se estimó con 3 parámetros (**Ec. 4.1**):

$$Y_{CP} = a + b*x + c*x^2 \text{ si } x < U, \quad \text{Ec. 4.1.}$$

$$Y_{CP} = \text{plateau} \text{ si } x \geq U,$$

Donde, a = ordenada al origen, b = pendiente lineal, c = curvatura. El plateau se estimó según la igualdad: i) $\text{plateau} = a + b*U + c*U^2$, donde U representa el umbral, según la igualdad $U = -b/(2*c)$. Exclusivamente para comparaciones de interés, el valor U también estimó como parámetro reemplazando a “ c ” por la igualdad “ $c = -b/(2*U)$ ” como tercer parámetro.

Para el contraste de las hipótesis se utilizó el test de F (Mead et al., 1993) que permite establecer si diferentes sets de datos pueden combinarse en un modelo más complejo o bien representarse como una sola población en un modelo más simple.

En primer término, se realizó una calibración del modelo utilizando el set de datos completo (788 ensayos, $n = 3044$). En segundo término, se realizó un análisis dividiendo en 5 sub-sets de datos utilizando al rendimiento máximo observado (Y_{\max}) de cada ensayo como variable indicadora del potencial de rendimiento. Para ello se aplicó el criterio de división por percentiles de la población, obteniéndose cinco subpoblaciones representadas por quintiles (Q): i) $Q_1 = <8.5 \text{ t ha}^{-1}$, ii) $Q_2 = 8.5-10.1 \text{ t ha}^{-1}$, iii) $Q_3 = 10.1-11.5 \text{ t ha}^{-1}$, iv) $Q_4 = 11.5-13.1 \text{ t ha}^{-1}$, v) $Q_5 = >13.1 \text{ t ha}^{-1}$.

En segundo término, se realizó un análisis dividiendo la población según 3 clases texturales de suelo. Este criterio siguió exactamente los mismos pasos que los descritos para el Capítulo 3 de esta tesis.

Por último, se realizó un análisis dividiendo la población en las combinaciones de clases texturales y potencial de rendimiento ($n = 15$).

Con respecto a las precipitaciones, en base a datos reportados, el sistema SIGA (INTA, 2018b), y provista por los investigadores, se confeccionó un registro decádico de las precipitaciones durante el ciclo del cultivo (del sitio en particular o, en su defecto, de la localidad más cercana). De tal forma se completó el registro de las dos variables de precipitaciones de interés: i) lluvias durante el ciclo del cultivo (PP_{ciclo}), y ii) lluvias alrededor de floración (PP_{R1}) +/- 15 días-. La primera, como indicadora de la oferta hídrica global, y la segunda como indicadora de la distribución de las mismas,

especialmente centrada alrededor del periodo crítico del cultivo. La base de datos presentó la limitante de no poseer todas las combinaciones posibles deseadas (entre 135 y 240 subgrupos) ya que, para generar contrastes, al menos se necesitarían 3 o 4 niveles de PP_{ciclo} , y 3 o 4 niveles de PP_{R1} , en combinación con los 5 niveles de potencial de rendimiento, y las 3 clases texturales de suelo. Por tanto, para estudiar la influencia de las variables de precipitación se realizaron análisis adicionales donde se incluyó a las mismas.

Primero se estudió, para cada clase textural de suelo (fina, media y gruesa), la distribución de valores de PP_{ciclo} y PP_{R1} en cada quintil de Y_{max} . En segundo lugar, dentro de cada clase textural, se analizaron las correlaciones entre variables, incluidas las precipitaciones: Y_0 , Y_{max} , Respuesta máxima observada ($R_{\text{ta}_{\text{max}}}$), PP_{ciclo} y PP_{R1} , $N\text{-NO}_3^-$ (0-60 cm), MO y pH (0-20 cm), fecha de siembra (día juliano), y N disponible (Nd) para alcanzar Y_{max} . En tercer lugar, para estudiar el efecto combinado de las lluvias con la disponibilidad de N, se realizaron regresiones múltiples de la variable rendimiento (todos los tratamientos) para las 15 combinaciones de clases de potencial de rendimiento y clases texturales. El modelo base fue similar al modelo CP, dado que se incluyó como regresoras a: i) Nd, ii) PP_{ciclo} , iii) PP_{R1} , y iv) los componentes cuadráticos de las anteriores. De tal manera, se analizó la influencia de las variables de precipitaciones sobre la performance del modelo y su importancia relativa en términos del coeficiente de ajuste (r^2) según el método descrito por Lindeman et al. (1980). Para ello se utilizaron los paquetes estadísticos “*nlme*” (Pinheiro et al., 2015) y “*relaimpo*” (Grömping, 2015) del software estadístico R (Hörmik, 2015).

Para los análisis mencionados de comparación de regresiones y la confección de las figuras, se utilizó el software GraphPad Prism® en su versión 7.02 para Mac® (GraphPad Software Inc., 2017.).

4.3. RESULTADOS

4.3.1. Descripción general de los ensayos

4.3.1.1. Distribución geográfica y temporal

En esta revisión, se conformó una base de datos de 788 experimentos de fertilización con N en maíz. El período comprendido estuvo entre las campañas agrícolas 1980/81 y 2016/17. Los ensayos estuvieron distribuidos en un total de 6 provincias y 157 localidades (**Figura 4.1**). Aproximadamente, el 40% de los ensayos se ubicaron en la provincia de Buenos Aires, el 25% en Córdoba, el 19% en Santa Fe, el 12% en Entre Ríos, el 3% en la Pampa y el 1% en Santiago del Estero.

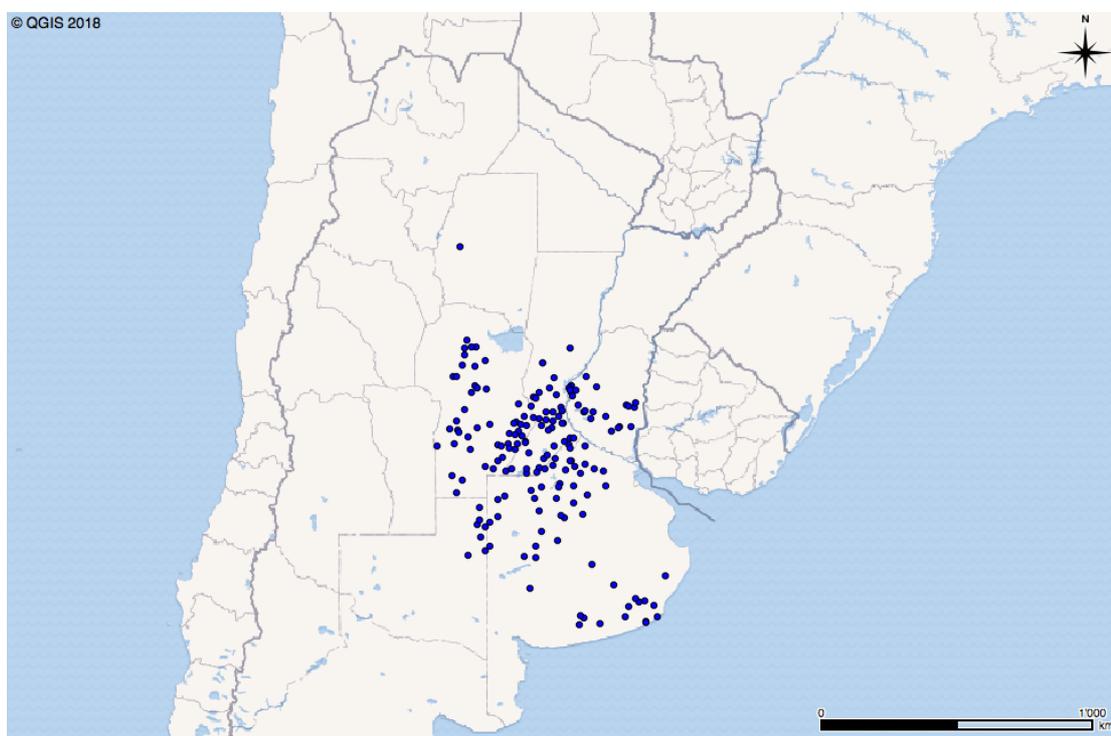


Figura 4.1. Ubicación geográfica de los sitios que componen la base de datos de ensayos de fertilización nitrogenada en maíz en Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.

4.3.1.2. Suelos

Los tipos de suelos donde se llevaron adelante los ensayos comprendieron tres órdenes de suelo: Molisoles, Vertisoles y Entisoles (Soil Survey Staff, 2014) (**Tabla 4.2**). Considerando hasta el nivel de subgrupo (orden, suborden, gran grupo y subgrupo), los 788 ensayos se distribuyeron en un total de 23 tipos de suelos diferentes. Los dos suelos predominantes en los ensayos fueron los Argiudoles típicos (44%) y los Hapludoles típicos (15%).

Tabla 4.2. Tipos de suelos que conforman las bases de datos de ensayos de fertilización con N en maíz en Argentina. *Profundidad de tosca variable entre 70 y 95 cm de profundidad.

TIPO DE SUELO	n = 788
Peluderte argico	3
Peluderte árgico crómico	9
Peluderte argíclico	1
Peluderte argiudólico	6
Argiacuol vértico	1
Argiudol vértico	24
Argiudol ácuico	75
Argialbol típico	1
Argiudol petrocálcico*	5
Argiduol típico	350
Argiustol típico	3
Argiustol údico	5
Hapludol thapto árgico	8
Hapludol típico	118
Haplustol típico	22
Hapludol éntico	76
Haplustol éntico	62
Haplustol údico	7
Haplustol udorthéntico	2
Ustifluvent mólico	1
Ustipsament típico	6
Ustortente típico	1
Ustortente lítico	2

Como resultado, los grupos se conformaron con un total de 103 casos en la categoría fina, 381 en media, y 304 en gruesa, cuyo contraste a nivel de textura superficial (0-20 cm) puede observarse principalmente en el contenido de arcilla+limo (**Figura 4.2**). Así, la distribución central (P₂₅-P₇₅) de esta fracción indica que los suelos de textura fina presentaron, entre 93.6% y 95.5%, los suelos de textura media entre 65.0% y 94.0%, mientras que en los suelos de textura gruesa, la fracción arcilla+limo representó entre el 31.1% y el 45.8%.

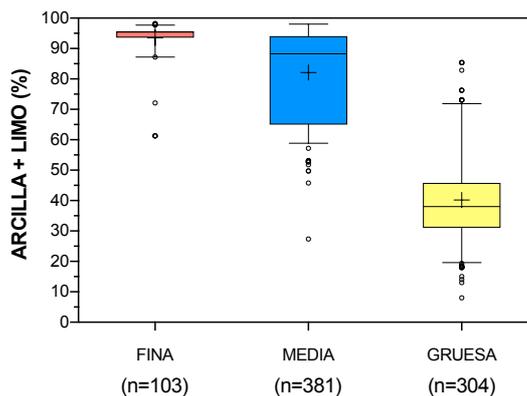


Figura 4.2. Porcentaje de la fracción textural fina (arcilla + limo, 0-20 cm) para las 3 clases texturales de suelo correspondientes a la clasificación de los ensayos de fertilización nitrogenada en maíz. Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.

4.3.1.3. Nivel de N en el suelo

Aproximadamente en el 88% de los casos, el contenido de N-NO_3^- a la siembra corresponde al valor medido hasta los 60 cm, y en el 12% restante se reportó como valor ya sea para los estratos 0-20 cm o 0-40 cm. En tales casos se recurrió a una estimación del contenido de N en 0-60 cm en base a los valores reportados en dichos estratos más superficiales, recurso que fue documentado con aceptables resultados de estimación en investigaciones previas en diferentes regiones (Álvarez et al., 2001; Melchiori y Barbagelata, 2002; Bono y Álvarez, 2007; Carretero et al., 2016; Zillio et al., 2017). Para cada caso en particular se tomó la ecuación ajustada con datos locales.

Los niveles de fertilidad nitrogenada en los suelos bajo estudio variaron entre un mínimo de 3 y un máximo de 340 kg N ha^{-1} como N-NO_3^- hasta los 60 cm de profundidad. A nivel poblacional, no se observaron diferencias importantes entre los grupos texturales de suelos en cuanto a la distribución de los valores de N-NO_3^- (**Figura 4.3**). A nivel general, en el 50% de los casos se registraron valores entre 50 y $94 \text{ kg N-NO}_3^- \text{ ha}^{-1}$, con una mediana de $71 \text{ kg N-NO}_3^- \text{ ha}^{-1}$, y una media de $79 \text{ kg N-NO}_3^- \text{ ha}^{-1}$.

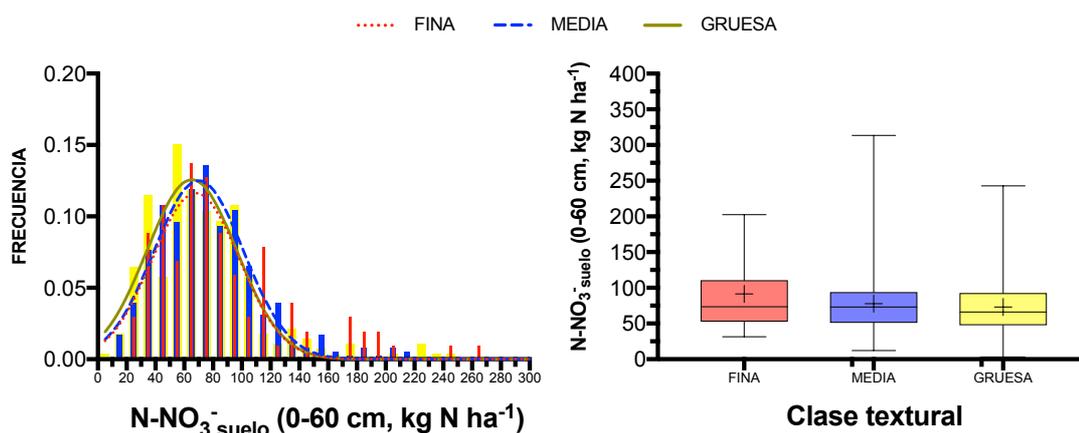


Figura 4.3. Distribución empírica (izquierda) y diagrama boxplot (derecha) de niveles de N-NO_3^- (0-60cm) según clase textural de suelo para los ensayos de fertilización con N en maíz. En el boxplot, las barras verticales indican los percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana, y el signo “+” indica la media.

4.3.1.4. Precipitaciones

Tanto las lluvias durante el ciclo del cultivo como las registradas 30 días alrededor de floración, siguieron distribuciones normales (**Figura 4.4**). Las lluvias durante el ciclo variaron, en el 50% de los casos, entre 463 mm y 685 mm, con una mediana de 559 mm, un mínimo de 147 mm, y un máximo de 1075 mm. Por su parte, las lluvias alrededor de R1, variaron, en el 50% de los casos, entre 74 mm y 171 mm, con una mediana de 128 mm, un mínimo de 0 mm, y un máximo de 398 mm.

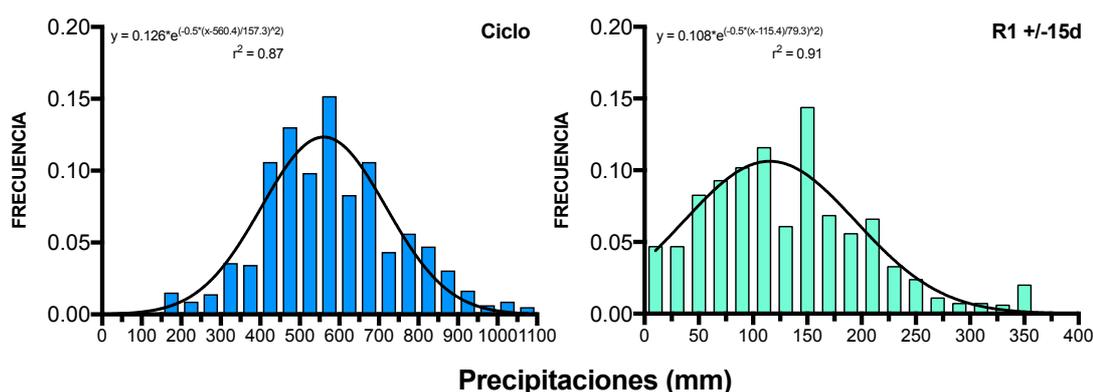


Figura 4.4. Distribución de las precipitaciones durante el ciclo y alrededor de floración, correspondiente a la base de datos de ensayos de fertilización nitrogenada en maíz (n=788). Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.

4.3.1.5. Manejo general del cultivo

Del total de los experimentos, un 94% se llevó a cabo bajo el sistema de siembra directa, y el 6% bajo labranza convencional. La fecha de siembra, en el 50% de los casos,

varió entre el 28 de septiembre y el 20 de octubre, con la fecha más temprana el 26 de agosto y la más tardía del 9 de enero. Aproximadamente un 88% de los ensayos podría clasificarse como de siembra temprana (hasta el 14 de noviembre) y el 12% restante se divide como de siembra tardía (8%) o de segunda (4%) (desde el 15 de noviembre). No obstante, teniendo en cuenta los objetivos del estudio, no se separó la población según fecha de siembra. La densidad de siembra fue descrita solo en el 48% de los ensayos, y varió, en el 95% de los casos, entre 6.0 y 8.5 plantas m^2 . Por su parte, el espaciamiento entre hileras fue descrito solamente en el 46% de los ensayos, de los cuales un 67% utilizó 52.5 cm y el 33% restante, 70 cm entre surcos. En cuanto al material genético utilizado, para cada circunstancia particular, se reportaron como materiales recomendados de mejor comportamiento.

4.2.2.5. Manejo de la fertilización

En primer lugar, todos los ensayos considerados para la base de datos, supusieron suficiencia para P y azufre (S), los dos nutrientes más comúnmente deficientes en la región, luego de N. Para garantizar esto, o bien se informaron niveles altos de fertilidad fosforada y azufrada en suelo, o bien se reportaron aplicaciones que aseguraban suficiencia para el cultivo.

En segundo lugar, aunque el manejo de la fertilización nitrogenada varió entre los ensayos, la mayoría (76%) utilizó urea (46-0-0) como fertilizante, de los cuales el 69% se aplicó al voleo, el 22% incorporado y el 9% no reportó la forma de aplicación. El resto de las fuentes fueron UAN (32-0-0) -16%-, CAN (27-0-0) -1%-, y amoníaco anhidro (82-0-0) -1%-, y en un 6% de los casos, no se reportó la fuente empleada. Referido al momento de aplicación, un 60% reportó aplicaciones a la siembra, 2% aplicaciones divididas entre siembra y 6 hojas, un 34% reportó aplicaciones entre 2 y 6 hojas, y finalmente, una 4% no reportó el momento de aplicación del fertilizante. A los objetivos de este estudio, el análisis se realizó en conjunto sin segregar según momento de aplicación entre siembra y 6 hojas.

El 84% de los ensayos contó con un tratamiento testigo y al menos dos dosis de N, mientras que en el 16% restante se ensayó un tratamiento control vs. un tratamiento fertilizado. Las dosis aplicadas variaron, según los tratamientos, entre un mínimo de 4 kg $N ha^{-1}$ y un máximo de 368 kg $N ha^{-1}$, que sumadas al nivel de N en el suelo representaron niveles de disponibilidad máxima de N (suelo + fertilizante) entre 188 kg N disponible

ha^{-1} y $265 \text{ kg N disponible ha}^{-1}$ en el 50% de los casos, con un mínimo de $130 \text{ kg N disponible ha}^{-1}$ y un máximo de $468 \text{ kg N disponible ha}^{-1}$. Cabe destacar que para el análisis, solo se conservaron aquellos ensayos con una disponibilidad máxima de N mayor a $130 \text{ kg N disponible ha}^{-1}$, considerados como de baja probabilidad de presentar limitaciones por N según los umbrales previamente calibrados para la región pampeana. Con esto se pretendió reducir las probabilidades de que el rendimiento máximo observado (nuestro indicador de potencial de rendimiento) se encuentre limitado por N.

4.3.3. Rendimiento

A nivel general, los rendimientos de los cultivos de maíz, tanto el Y_0 como el Y_{max} presentaron una débil tendencia positiva a través del tiempo (47 a $58 \text{ kg maíz ha}^{-1} \text{ año}^{-1}$), ya sea debido a mejoras en la genética como a mejoras en el manejo del cultivo (**Figura 4.5**). No obstante, la Rta_{max} , expresada como la diferencia entre Y_{max} e Y_0 , no registró ninguna tendencia (positiva o negativa) con el paso del tiempo, ya sea en términos absolutos o porcentuales.

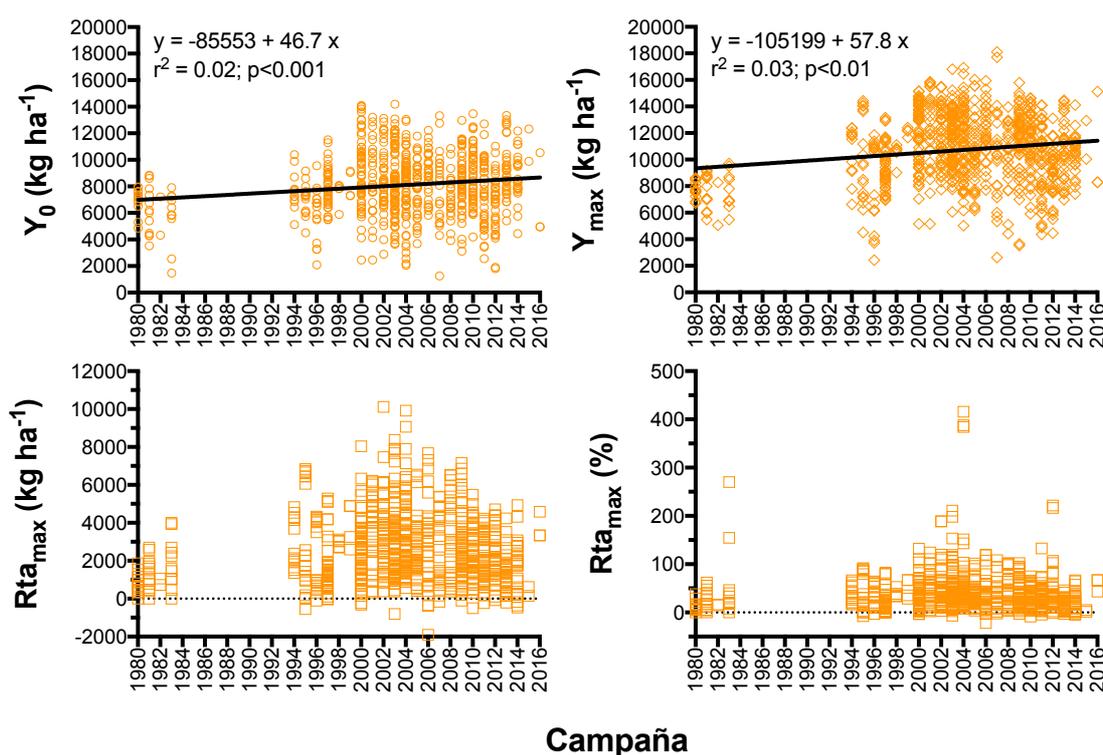


Figura 4.5. Evolución temporal del rendimiento de maíz sin N (Y_0), rendimiento máximo observado (Y_{max}), y respuesta máxima (Rta_{max}) absoluta y porcentual en los ensayos de la base de datos ($n=788$). Argentina. Campañas 1980/81 a 2016/17.

Se observó una influencia de la textura del suelo sobre la distribución de rendimientos Y_0 e Y_{\max} . La clase textural fina presentó distribuciones sesgadas hacia valores más bajos respecto de las texturas media y gruesa (**Figura 4.6**). En términos de Y_0 , la clase textural fina registró un promedio de 6713 kg ha⁻¹, significativamente más bajo respecto de texturas media (8376 kg ha⁻¹) y gruesa (8235 kg ha⁻¹). De la misma forma, en términos de Y_{\max} , la clase textural fina registró un promedio de 9579 kg ha⁻¹, significativamente más bajo respecto de texturas media (11163 kg ha⁻¹) y gruesa (10561 kg ha⁻¹). No obstante estas diferencias, se observó que las tres clases texturales se superponen en un amplio rango de rendimientos tanto Y_0 como Y_{\max} .

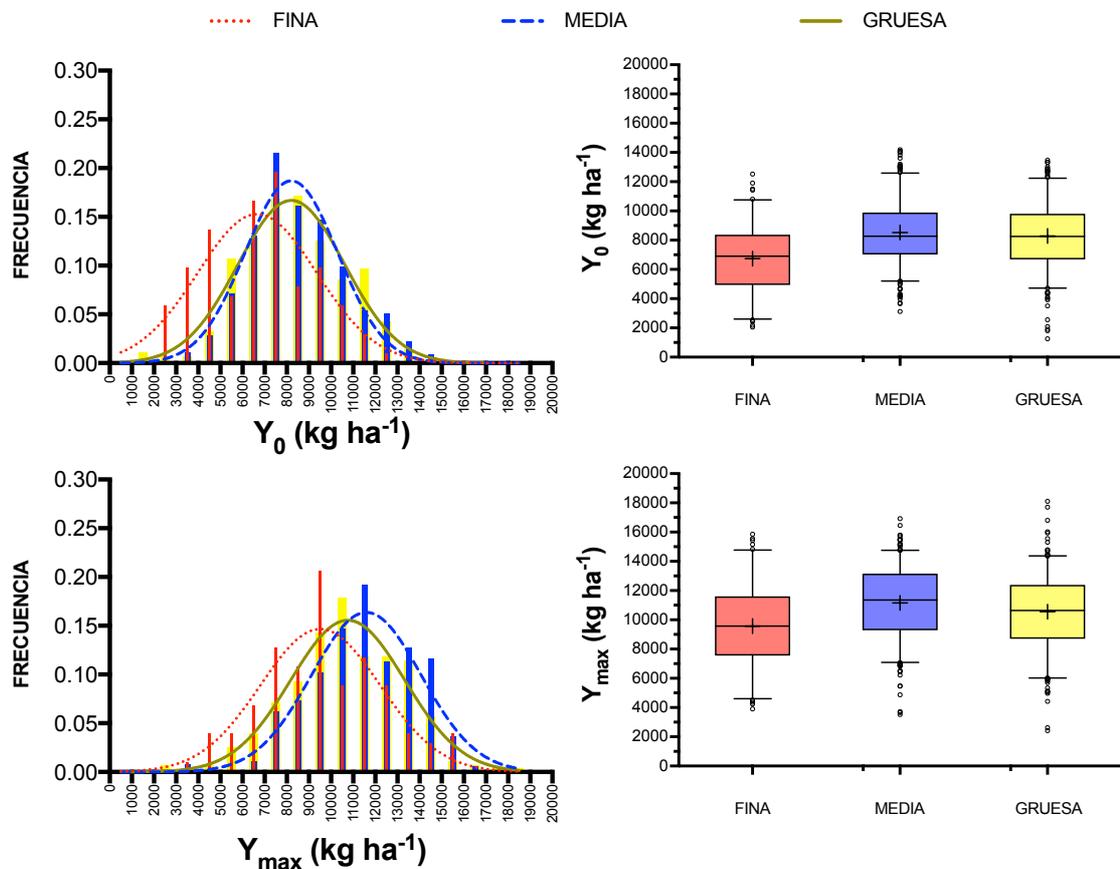


Figura 4.6. Distribución empírica (izquierda) y diagramas boxplot (derecha) de niveles de rendimiento testigo (Y_0) y máximo (Y_{\max}) en los ensayos de fertilización con N en maíz para tres clases texturales de suelo. Argentina. Campañas 1980/81 y 2016/17. En los boxplot: las barras verticales indican percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana o percentil 50%, y los signos “+” indican la media.

A pesar de la tendencia de rendimientos más bajos en texturas finas, no se registraron diferencias en términos absolutos (kg ha⁻¹) con respecto al potencial de respuesta, expresado a través de la respuesta máxima observada (R_{\max}). Así en el 50%

de los casos, las Rta_{max} variaron entre +1160 y +3973 kg maíz ha^{-1} (**Figura 4.7**). Solo una muy baja proporción de los experimentos registró respuestas nulas o negativas a la aplicación de N, independientemente del tipo de suelo (2-3%). En términos relativos (%), se observó una tendencia de respuestas más elevadas en los suelos de textura fina (**Figura 4.7**). Así, la clase fina registró una Rta_{max} promedio de +56.8%, significativamente superior a las clases media (+37.6%) y gruesa (+32.1%). En términos de mediana, las diferencias fueron menores, pero aún significativas entre textura fina (+34.6%) y gruesa (+26.2%), mientras que la textura media (+30.2%) no se diferenció de los demás. Esta diferencia entre clases, también se refleja en la mayor proporción de casos con respuestas elevadas (incluso por encima del 100%) en la clase fina respecto de las clases media y gruesa.

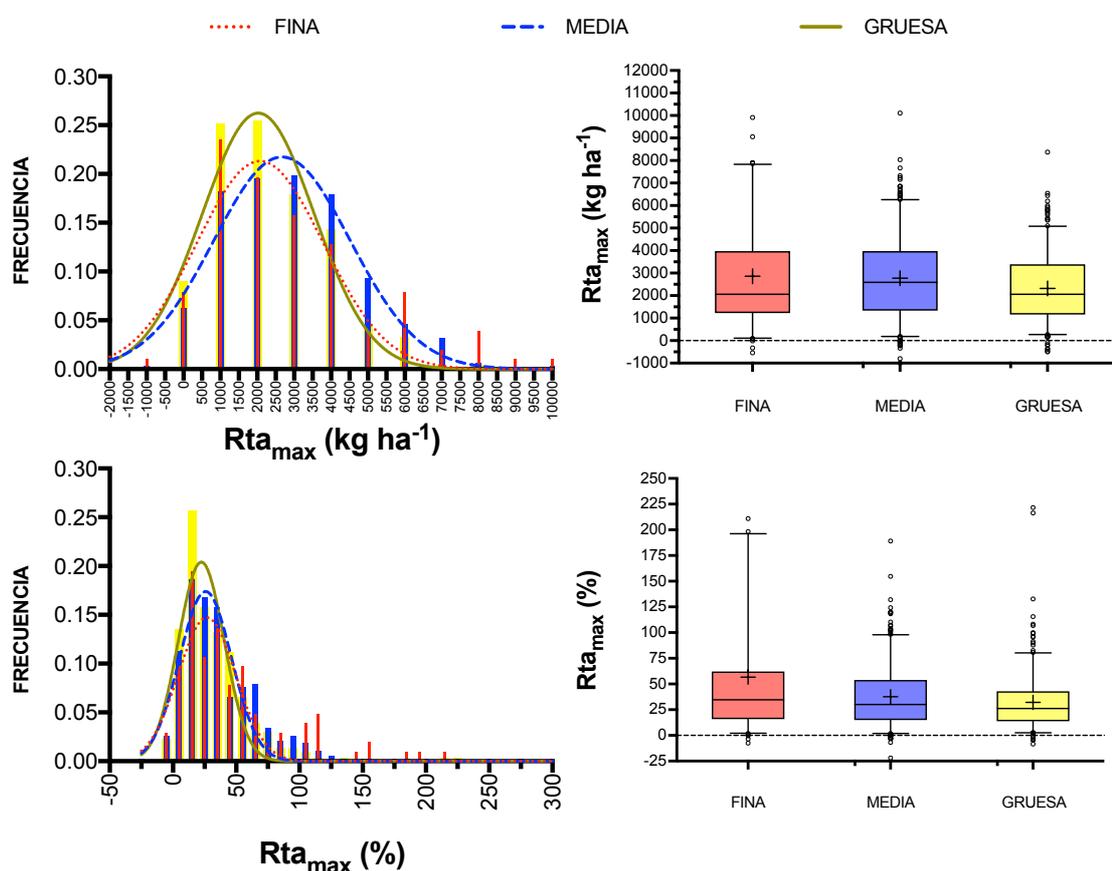


Figura 4.7. Distribución empírica y frecuencia acumulada de potencial de respuesta a N (Rta_{max}) en términos absolutos ($kg\ ha^{-1}$) y relativos (%) en los ensayos de fertilización con N en maíz para tres clases texturales de suelo. Argentina. Campañas 1980/81 y 2016/17. En los boxplot: las barras verticales indican percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana o percentil 50%, y los signos “+” indican la media.

4.3.4. Relación rendimiento - disponibilidad de N

4.3.4.1. Calibración general

La calibración de la relación entre el rendimiento y el N disponible para el set de datos completo resultó significativa, aunque con un bajo poder explicativo ($r^2 = 0.18$) (**Figura 4.8**). Considerando la gran variabilidad de condiciones edafo-climáticas y manejo del cultivo, se podría sostener que la performance del modelo fue buena o aceptable, y dicha variabilidad muestra la necesidad de explorar los factores que mejoren el ajuste y la interpretación del modelo como herramienta de diagnóstico. Dicho modelo indicó un rendimiento medio de 6.0 t ha⁻¹ sin N disponible a la siembra, y un máximo medio de 11.1 t ha⁻¹, que se alcanzó a partir de una disponibilidad umbral de 293 kg N ha⁻¹.

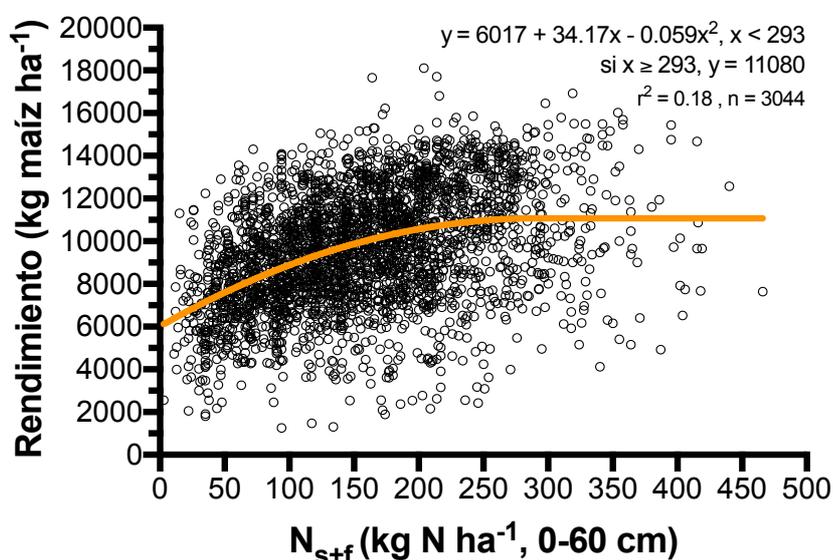


Figura 4.8. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina utilizando el set de datos completo de 788 ensayos entre las campañas 1980/81 y 2016/17.

4.3.4.2. Calibración según potencial de rendimiento y tipo de suelo

La división de la población de ensayos según potencial de rendimiento resultó significativa respecto del modelo utilizando el set de datos completo (**Tabla 4.3**), ya que redujo significativamente el error del modelo e incrementó el grado de ajuste. Aunque el modelo tuvo menor consistencia cuando se calibró el grupo de menor potencial de rendimiento ($r^2 = 0.09$), la mejora de ajuste del modelo al dividir Y_{\max} en 5 quintiles ($r^2 = 0.43$) resultó notoria respecto del modelo general ($r^2 = 0.18$). En dicho modelo dividido, se observa de forma clara como al incrementarse el potencial de rendimiento, el umbral

de N varía desde 133 kg N ha⁻¹ para rendimientos máximos medios de 6.5 t ha⁻¹ hasta 304 kg N ha⁻¹ para rendimientos máximos medios de 14.1 t ha⁻¹ (**Tabla 4.3, Figura 4.9**). Esto representó un incremento medio de 22.6 kg N en el umbral por tonelada de maíz al cambiar de curva de potencial de rendimiento (**Figura 4.9.F**).

Respecto al factor textura del suelo, la división según las 3 clases texturales también resultó significativa respecto del modelo completo, aunque con un ajuste significativamente menor ($r^2 = 0.20$) respecto a la división según potencial de rendimiento (**Tabla 4.3**). De hecho, la variación de parámetros del modelo que se observa entre las clases texturales parece estar ligada a las diferencias observadas previamente en las variables Y_0 e Y_{\max} (**Figura 4.6**). Así, la clase textural fina presentó rendimientos sin N más bajos que se tradujeron en una significativamente menor ordenada al origen del modelo (a), un menor potencial medio de rendimiento que se tradujo en un menor plateau, y aunque no significativa, en una tendencia de umbral menor que las demás clases. Del mismo modo, el mayor potencial medio de rendimiento de los suelos de textura media, generó una tendencia tanto de un plateau como un umbral de N algo más elevados que las demás clases (**Tabla 4.3, Figura 4.10**).

Tabla 4.3. Análisis comparativo de regresiones de calibración utilizando el set de datos completo y segregado según los factores potencial de rendimiento (5 quintiles, t ha⁻¹) y clase textural de suelo (fina, media y gruesa). Dentro de cada factor, letras distintas indican diferencias significativas (5%) de los valores de los parámetros entre los niveles de factor.

	a	b	c	Plateau	Umbral	R ²	n	SCres	F	valor-p
GENERAL	6017	34.57	0.059	11082	293	0.18	3044	1.80 x 10¹⁰	-	
POTENCIAL (t ha ⁻¹)						0.43	-	4.41 x 10⁹	772.2	<0.0001
<8.5	3843c	39.70a	-0.149a	6491	133c	0.09	586	1.17 x 10 ⁹		
8.5-10.1	4585c	49.36a	-0.140a	8939	176c	0.46	572	4.51 x 10 ⁸		
10.1-11.5	5815b	43.41a	-0.098a	10644	222b	0.54	594	5.66 x 10 ⁸		
11.5-13.1	6620b	43.05a	-0.086a	12012	250ab	0.48	601	9.12 x 10 ⁸		
>13.1	7976a	40.52a	-0.067a	14127	304a	0.49	691	1.31 x 10 ⁹		
TEXTURA						0.20		1.69 x 10¹⁰	32.01	<0.0001
<i>Fina</i>	3733b	44.81a	-0.086a	9599	262a	0.20	391	2.65 x 10 ⁹		
<i>Media</i>	6102a	33.75a	-0.049a	11923	345a	0.25	1519	7.52 x 10 ⁹		
<i>Gruesa</i>	6746a	28.70a	-0.048a	11031	299a	0.14	1134	6.75 x 10 ⁹		

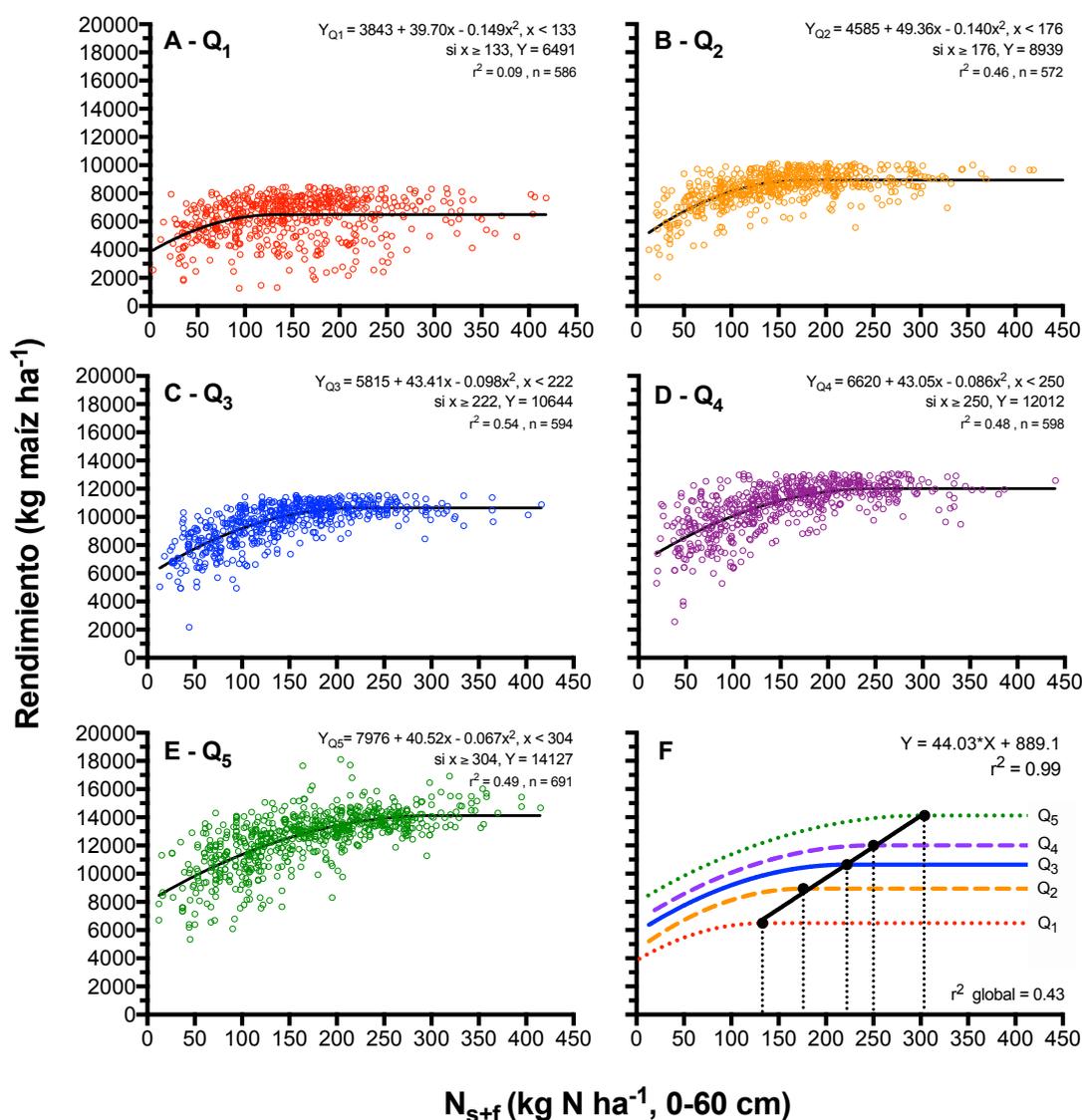


Figura 4.9. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina utilizando el set de 788 ensayos segregados según 5 quintiles de potencial de rendimiento (A-Q₁ < 8.5 t ha⁻¹, B-Q₂ = 8.5-10.1 t ha⁻¹, C-Q₃ = 10.1-11.5 t ha⁻¹, D-Q₄ = 11.5-13.1 t ha⁻¹, E-Q₅ > 13.1 t ha⁻¹). Campañas 1980/81 a 2016/17. En F, se muestra el modelo dividido. Las líneas punteadas verticales indican los umbrales para cada sub-set. La recta llena indica la regresión lineal entre los plateau y los umbrales de cada curva. La inversa de dicha pendiente indica el incremento esperado por tonelada de maíz en el umbral de N al cambiar de curva de rendimiento potencial.

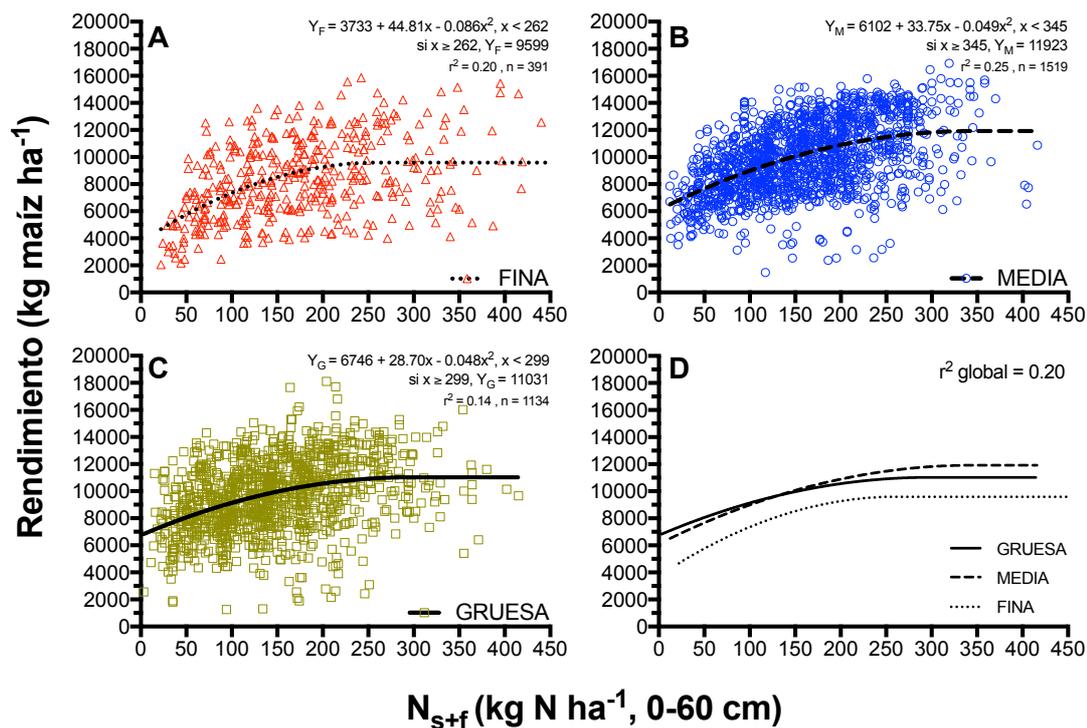


Figura 4.10. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina utilizando el set de 788 ensayos segregados según 3 categorías texturales de suelo (A: fina, B: media, C: gruesa). En D, se muestra el modelo dividido. Campañas 1980/81 a 2016/17.

La combinación de ambos factores -potencial de rendimiento y textura del suelo- significó una mejora en la performance del modelo que se observó a través de todos los potenciales de rendimiento (**Tabla 4.4**), aunque a muy bajo potencial ($<8.5 \text{ t ha}^{-1}$), el modelo combinado mantuvo una baja performance para las tres clases texturales ($r^2 = 0.09$ a 0.18). Sin embargo, para el resto de los quintiles de Y_{max} , la performance del modelo resultó notoriamente mejor ($r^2 = 0.36$ a 0.63). En cuanto a los parámetros del modelo CP, la ordenada al origen “a” (como estimador del rendimiento sin N disponible a la siembra) resultó hasta un 83% menor en suelos de la clase fina y mayor en clase gruesa. Así, los suelos de clase textural gruesa, al expresar rendimientos sin N más altos que en texturas fina y media –y potenciales similares-, registraron un menor potencial de respuesta al agregado de N, especialmente respecto de los suelos de clase fina que, en contraste, observaron las mayores respuestas. Esto pudo observarse especialmente en el parámetro “b”, que representa la componente lineal de respuesta de las curvas, con diferencias significativas a favor de la clase textural fina, entre un 31% a 252% mayores que las clases media y gruesa (**Tabla 4.4**). Así, lo observado en los modelos coincide con lo observado en la distribución de rendimientos (**Figura 4.6**) y respuestas (**Figura 4.7**).

No obstante, no se observaron diferencias significativas en el parámetro “c”, indicador de curvatura, ni tampoco diferencias de umbrales entre clases texturales. Así, se observó que, independientemente de la textura, el umbral estaría determinado por el potencial de rendimiento, mientras que la textura no afectaría al umbral, pero sí la forma o tasa de la respuesta ante cambios en la disponibilidad de N (**Figuras 4.11 a 4.15**).

Tabla 4.4. Análisis comparativo de regresiones de calibración utilizando el set de datos completo y segregado según los factores potencial de rendimiento (5 quintiles, t maíz ha⁻¹) y clase textural de suelo (fina, media y gruesa). Dentro de cada quintil de potencial de rendimiento, letras distintas indican diferencias significativas (5%) de los valores de los parámetros entre clases texturales.

	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>Plateau</i>	<i>Umbral</i>	<i>R</i> ²	<i>n</i>	<i>SCres</i>	<i>F</i>	<i>valor-p</i>
<8.5 t ha⁻¹						0.10		1.11 x 10⁹	5.274	<0.0001
Fina	3751a	21.57a	-0.04a	6397	245a	0.18	142	2.33 x 10 ⁸		
Media	4662a	24.71a	-0.07a	6842	110a	0.09	225	5.02 x 10 ⁸		
Gruesa	3889a	45.93a	-0.21a	6406	176a	0.07	219	3.76 x 10 ⁸		
8.5-10.1 t ha⁻¹						0.51		4.04 x 10⁸	10.79	<0.0001
Fina	1811b	79.1a	-0.23a	8699	174a	0.60	85	8.23 x 10 ⁷		
Media	4814a	45.2ab	-0.12a	8970	184a	0.49	282	1.86 x 10 ⁸		
Gruesa	5247a	43.04b	-0.12a	9049	177a	0.45	205	1.36 x 10 ⁸		
10.1-11.5 t ha⁻¹						0.56		5.41 x 10⁸	4.642	<0.0001
Fina	1122b	121.6a	-0.39a	10457	154a	0.54	46	9.03 x 10 ⁷		
Media	5653a	46.42ab	-0.11a	10674	216a	0.63	296	2.04 x 10 ⁸		
Gruesa	6436a	34.51b	-0.07a	10637	243a	0.48	252	2.46 x 10 ⁸		
11.5-13.1 t ha⁻¹						0.55		7.84 x 10⁸	16.04	<0.0001
Fina	2044b	92.93a	-0.02a	11601	206a	0.57	73	1.72 x 10 ⁸		
Media	6053a	46.71ab	-0.09a	12157	261a	0.60	297	3.60 x 10 ⁸		
Gruesa	7996a	32.52b	-0.07a	11992	246a	0.42	231	2.52 x 10 ⁸		
>13.1 t ha⁻¹						0.53		1.21 x 10⁹	9.553	<0.0001
Fina	5489b	62.71a	-0.12a	13828	266a	0.58	45	9.23 x 10 ⁷		
Media	6997ab	47.99a	-0.08a	14161	299a	0.60	419	6.51 x 10 ⁸		
Gruesa	9294a	32.42a	-0.06a	14021	292a	0.36	227	4.67 x 10 ⁸		

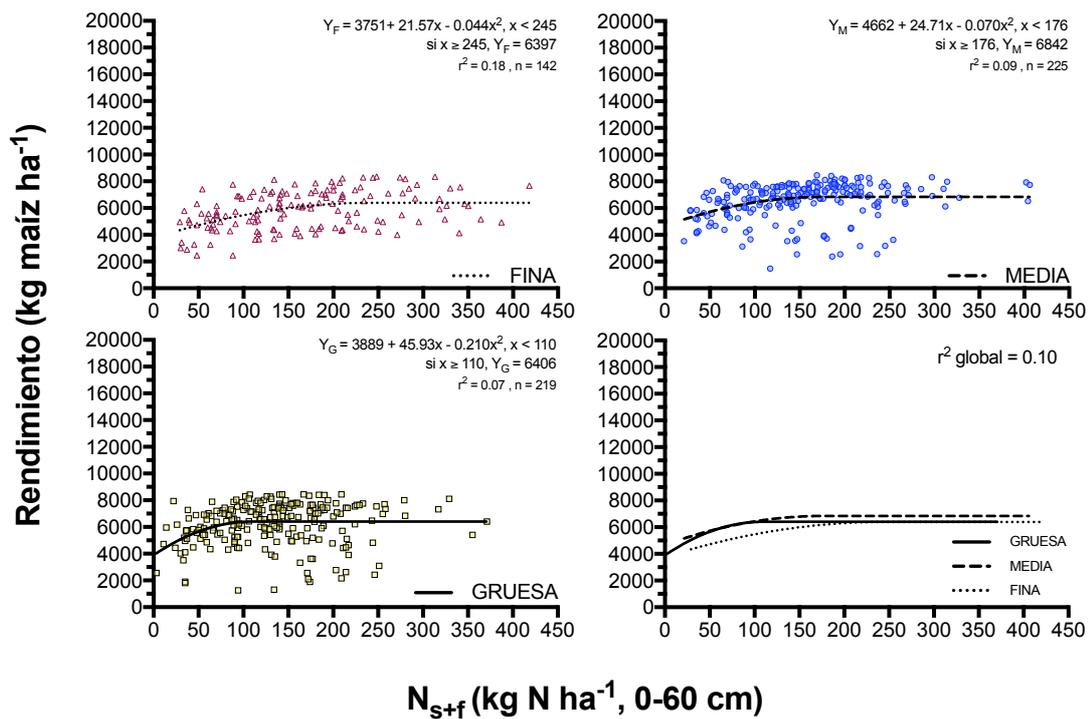


Figura 4.11. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina para ensayos del primer quintil de potencial de rendimiento ($Q_1 < 8.5$ t maíz ha⁻¹) segregado en tres categorías texturales de suelo. Campañas 1980/81 a 2016/17.

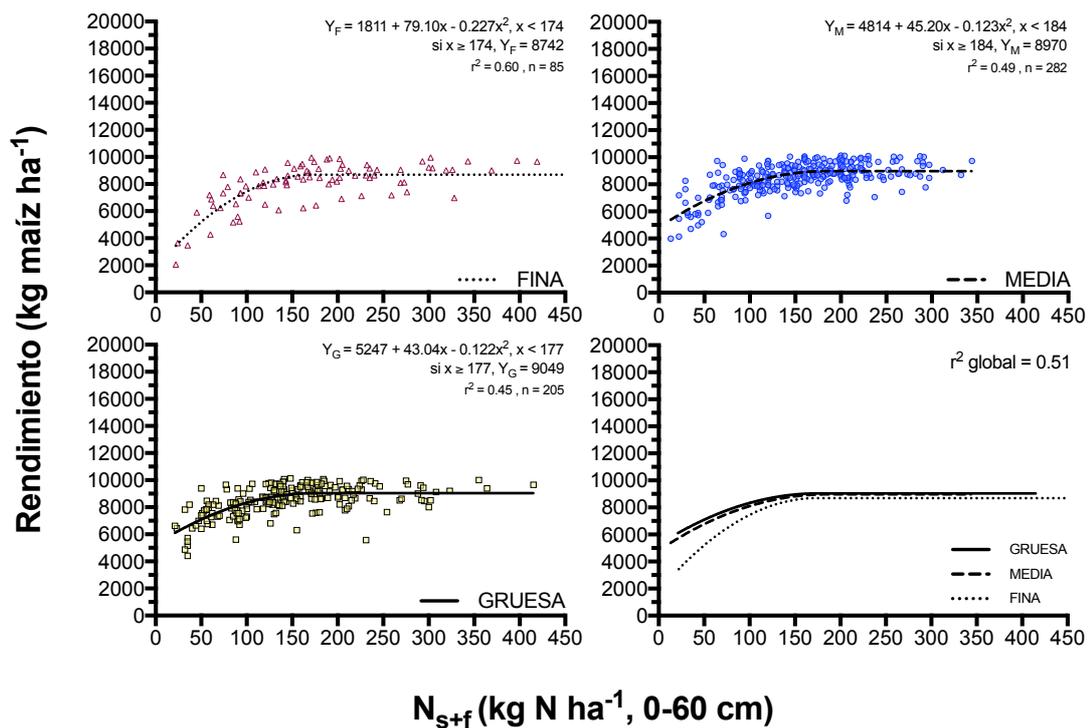


Figura 4.12. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina para ensayos del segundo quintil de potencial de rendimiento ($Q_2 = 8.5$ a 10.1 t ha^{-1}) segregado en tres categorías texturales de suelo. Campañas 1980/81 a 2016/17.

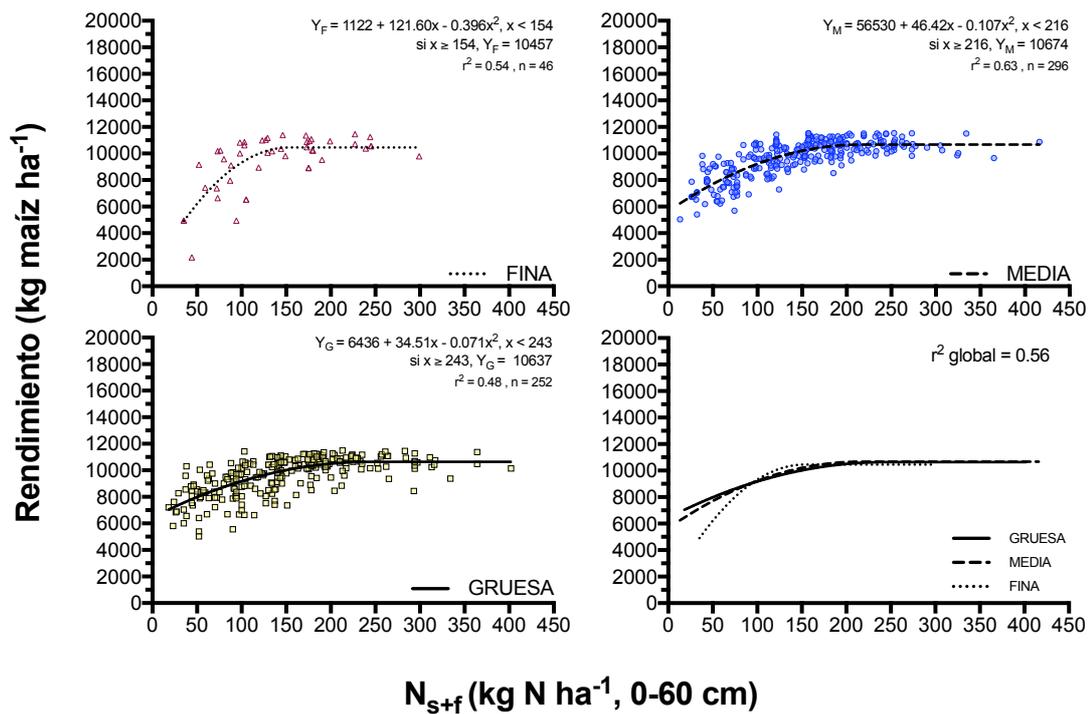


Figura 4.13. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina para ensayos del tercer quintil de potencial de rendimiento ($Q_3 = 10.1$ a 11.5 t ha^{-1}) segregado en tres categorías texturales de suelo. Campañas 1980/81 a 2016/17.

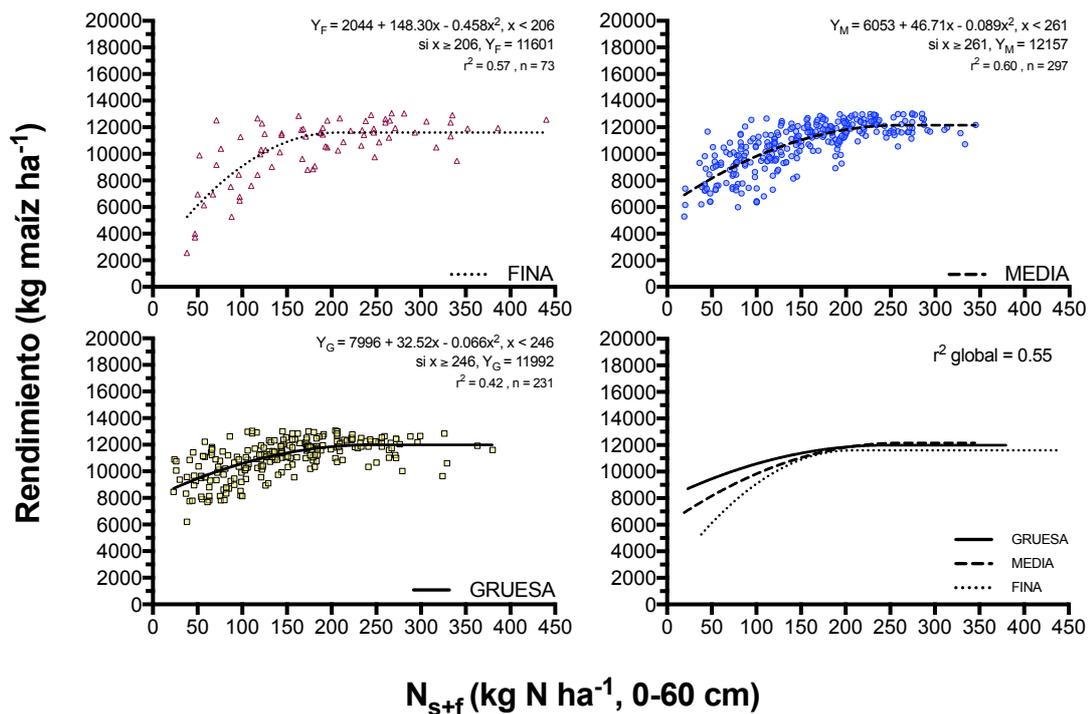


Figura 4.14. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina para ensayos del cuarto quintil de potencial de rendimiento ($Q_4 = 11.5$ a 13.1 t ha^{-1}) segregado en tres categorías texturales de suelo. Campañas 1980/8 a 2016/17.

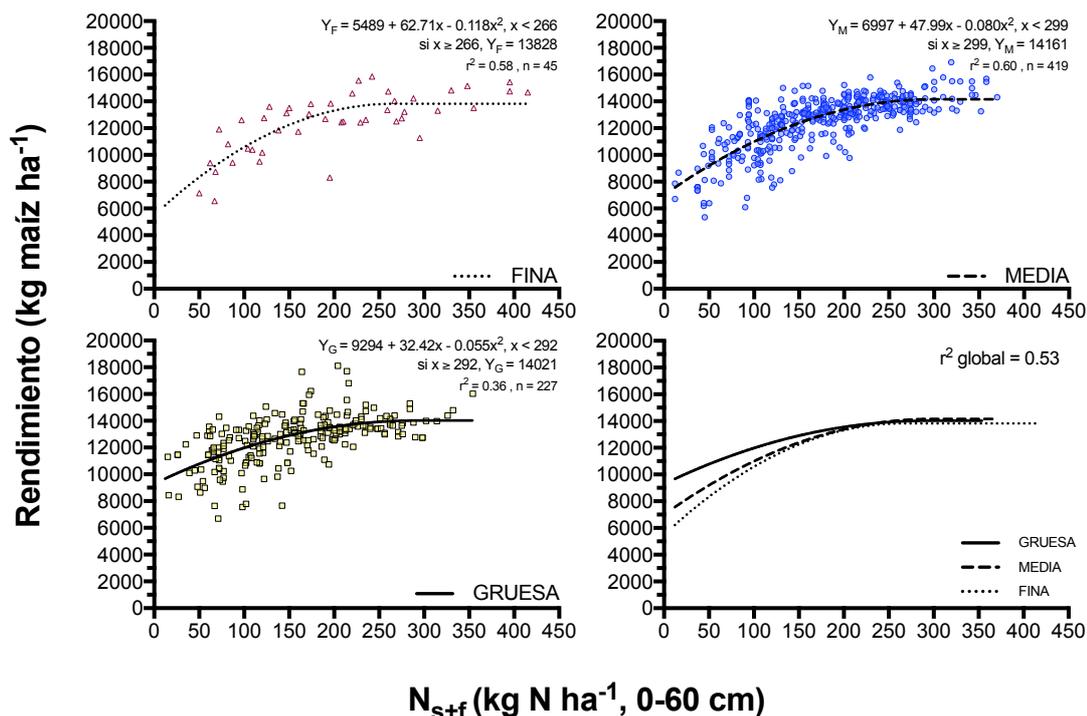


Figura 4.15. Relación entre rendimiento absoluto de maíz (14.5% de humedad) y el nivel de N disponible para maíz en Argentina para ensayos del quinto quintil de potencial de rendimiento ($Q_5 > 13.1 \text{ t ha}^{-1}$) segregado en tres categorías texturales de suelo. Campañas 1980/81 a 2016/17.

Independientemente de la textura del suelo, el umbral estimado de N se incrementó con el potencial de rendimiento (**Figura 4.16A**), con un incremento promedio de 22 kg N t^{-1} , muy similar a los 22.6 kg N t^{-1} estimados para el modelo sin división por textura (**Figura 4.9F**). En este caso, los umbrales para el menor potencial de rendimiento (Q_1) se exceptuaron de la estimación, dado su pobre nivel de ajuste (**Tabla 4.3 y 4.4**). En tal sentido, tanto potencial de rendimiento como textura, afectaron el grado de ajuste del modelo de N disponible como herramienta de diagnóstico. Por otro lado, independientemente del potencial de rendimiento, para el grupo de clase textural gruesa, los ajustes del modelo de N disponible resultaron siempre inferiores respecto a los observados en suelos de clase media y fina, que se diferenciaron muy poco entre sí (**Tabla 4.4**).

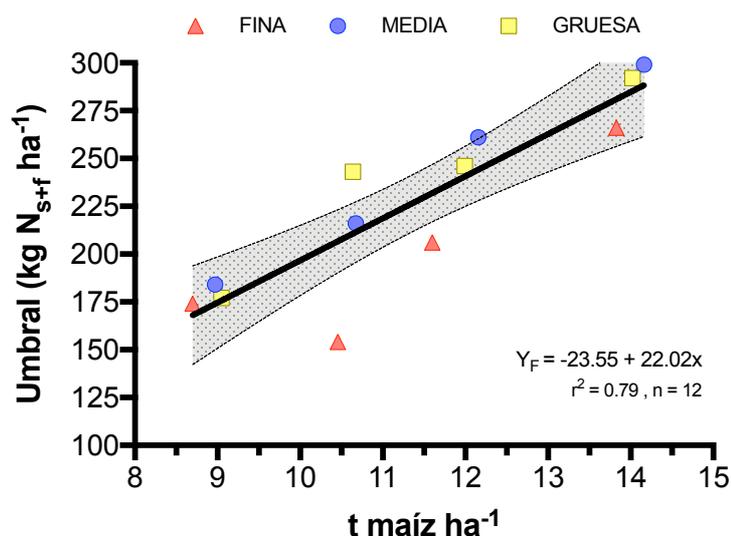


Figura 4.16. Relación entre el umbral de disponibilidad de N estimado por el modelo cuadrático-plateau y el potencial de rendimiento de maíz ($t\ ha^{-1}$). La franja vertical gris representa el intervalo de confianza (95%) de la curva de ajuste, que no resultó diferente entre clases texturales ($p > 0.05$).

4.3.5. Influencia de las precipitaciones sobre el modelo de respuesta a N

Se analizó la influencia de las variables PP_{ciclo} y PP_{R1} sobre la performance de un modelo múltiple similar al modelo CP -con componentes lineales y cuadráticos de N_d , PP_{ciclo} , y PP_{R1} - para cada combinación de Y_{max} x clase textural ($n=15$). Se observó que, en texturas media y gruesa, las precipitaciones influyeron (de forma positiva) con mayor o igual relevancia que N_d , particularmente en las situaciones de más bajo potencial de rendimiento ($< 8.5\ t\ ha^{-1}$), aunque el ajuste del modelo se mantuvo bajo (**Tabla 4.5**). Al superar las $8.5\ t\ ha^{-1}$ de potencial, el factor limitante principal pasó a ser exclusivamente el N_d , prácticamente sin contribución de las precipitaciones. En contraste, en la clase textural fina, en particular en el mayor potencial de rendimiento ($r^2 = 0.82$), las precipitaciones contribuyeron, aproximadamente, con el 32% al ajuste del modelo.

Tabla 4.5. Contribución relativa de las variables nitrógeno disponible (Nd), precipitaciones durante el ciclo (PP_{ciclo}) y precipitaciones alrededor de floración (PP_{R1}), y sus variantes cuadráticas, al grado de ajuste (r^2) de un modelo de regresión múltiple.

Y_{max}	<8.5 t ha ⁻¹	8.5-10.1 t ha ⁻¹	10.1-11.5 t ha ⁻¹	11.5-13.1 t ha ⁻¹	>13.1 t ha ⁻¹
FINA					
r^2	0.21	0.55	0.62	0.60	0.82
Nd	0.51	0.59	0.49	0.56	0.40
Nd ²	0.31	0.31	0.31	0.33	0.27
PP _{ciclo}	0.07	0.02	0.03	0.02	0.11
PP _{ciclo} ²	0.07	0.01	0.04	0.02	0.10
PP _{R1}	0.02	0.04	0.07	0.05	0.05
PP _{R1} ²	0.02	0.02	0.06	0.03	0.06
MEDIA					
r^2	0.23	0.47	0.63	0.63	0.61
Nd	0.20	0.61	0.63	0.57	0.58
Nd ²	0.11	0.36	0.36	0.38	0.40
PP _{ciclo}	0.19	0.01	0.00	0.01	0.00
PP _{ciclo} ²	0.22	0.01	0.00	0.01	0.00
PP _{R1}	0.17	0.01	0.00	0.01	0.01
PP _{R1} ²	0.11	0.01	0.00	0.02	0.01
GRUESA					
r^2	0.16	0.41	0.50	0.43	0.37
Nd	0.19	0.61	0.59	0.61	0.57
Nd ²	0.12	0.33	0.34	0.37	0.40
PP _{ciclo}	0.03	0.01	0.02	0.00	0.00
PP _{ciclo} ²	0.04	0.01	0.01	0.00	0.00
PP _{R1}	0.38	0.03	0.02	0.00	0.01
PP _{R1} ²	0.24	0.02	0.02	0.00	0.01

4.3.6. Influencia de las precipitaciones sobre el potencial de rendimiento

La evaluación de distintos modelos de regresión múltiples donde se incluyeron las variables PP_{ciclo} y PP_{R1}, entre otras de suelo y manejo, para la predicción de Y_{max} (datos no mostrados) mostraron, en todos los casos, ya sea utilizando el set de datos completo o dividiendo entre clases texturales, coeficientes de ajuste muy bajos ($r^2 = 0.05$ a 0.10). Cabe destacar que, para ciertas variables, la base de datos resultó desbalanceada. Así, el número de ensayos con datos de materia orgánica –MO– ($n_{FINA}=45$, $n_{MEDIA}=246$, $n_{GRUESA}=210$) y pH ($n_{FINA}=43$, $n_{MEDIA}=176$, $n_{GRUESA}=161$) fue menor que para rendimiento, lo que pudo limitar la performance de los modelos evaluados. No obstante, cuando en los modelos se incluyó la variable Y_0 el ajuste mejoró notablemente debido a una alta correlación de esta con Y_{max} , aunque el rendimiento Y_0 no serviría como predictor ya que sería otra variable adicional a predecir. En este sentido, la predicción del rendimiento Y_{max} sería más recomendable de obtener mediante el empleo de modelos de simulación que han demostrado aceptables ajustes en numerosas investigaciones.

Respecto de las precipitaciones, estas mostraron influencia sobre el potencial de rendimiento, especialmente en los suelos de clase textural fina, donde las PP_{R1} fueron más determinantes que las PP_{ciclo} (**Figura 4.17**). Esto se observó principalmente en la distribución de PP_{R1} , donde por ej., el quintil Q_5 de Y_{max} (>13.1 t maíz ha^{-1}) registró una distribución de lluvias con el 75% de los casos por encima de 150 mm, mientras que los quintiles Q_1 (<8.5 t maíz ha^{-1}) y Q_2 (8.5-10.1 t maíz ha^{-1}), concentraron el 75% por debajo de 150 mm. Tanto la media (197 mm) como la mediana (164 mm) de PP_{R1} del quintil Q_5 fueron significativamente superiores que para los quintiles Q_1 (114 mm; 111 mm) y Q_2 (113 mm; 111 mm). En los suelos de textura gruesa, el quintil Q_1 de menor potencial registró una mediana de PP_{ciclo} (465 mm) menor que los quintiles de mayor potencial (Q_2 a Q_5), que no se diferenciaron entre sí con medianas entre 550 mm y 644 mm. En contraste, en el resto de los suelos de las clases texturales media y gruesa, no se registraron diferencias notorias en la distribución de PP_{ciclo} ni PP_{R1} a través de los 5 quintiles de potencial de rendimiento.

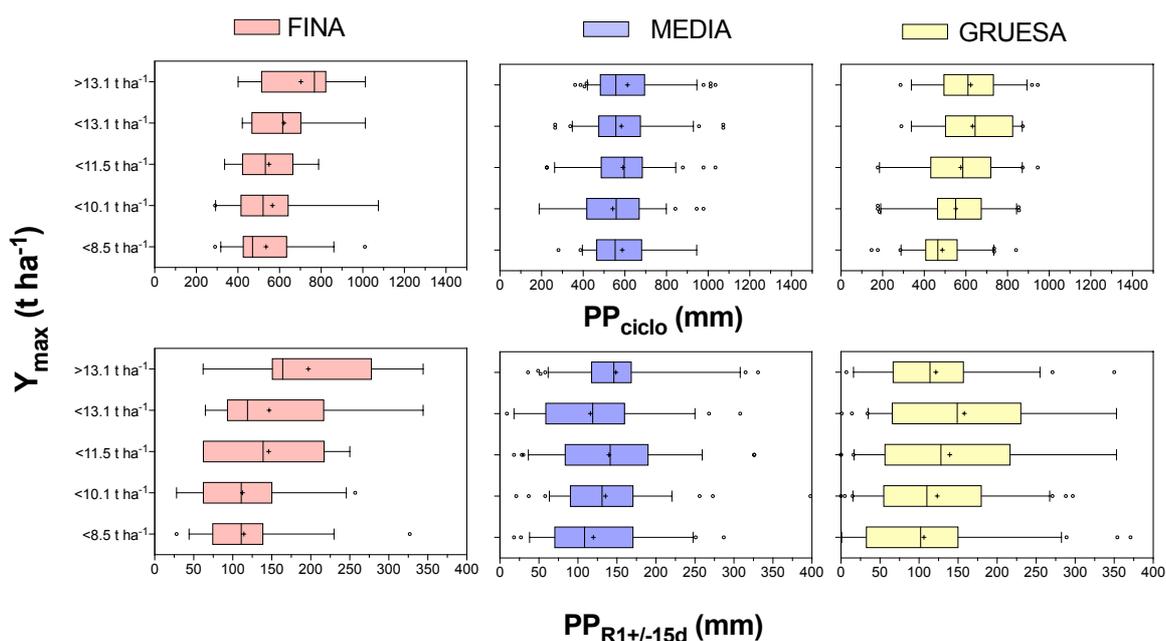


Figura 4.17. Distribución de las precipitaciones durante el ciclo del cultivo y las precipitaciones alrededor del estadio R1 para cinco percentiles de rendimiento potencial de maíz según las tres clases texturales de suelo. Las barras horizontales indican percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea vertical la mediana o percentil 50%, y los signos “+” indican la media.

Al analizar las correlaciones entre las variables de rendimiento y las precipitaciones (**Tabla 4.6**) se confirma lo observado en la **Figura 4.17**, donde el mayor grado de asociación con Y_{max} ocurre en la clase textural fina. En este caso, tanto las PP_{ciclo}

como las PP_{R1} , se correlacionaron de forma positiva con Y_{max} y en un grado similar ($r=0.29$ a 0.31). Asimismo, se observa también una asociación positiva de las precipitaciones con el rendimiento sin N (Y_0 , $r=0.27$ a 0.28). Por otra parte, estas correlaciones positivas también se observan en suelos de la clase textural gruesa, aunque con coeficientes menores ($r=0.15$ a 0.28), donde las PP_{ciclo} parecen más relevantes que PP_{R1} . En los suelos de clase textural media, por su parte, ambas variables de precipitación resultaron, aunque significativas, menos relevantes para rendimiento ($r=0.11$ a 0.13). Finalmente, la respuesta máxima o potencial de respuesta (Rta_{max}) presentó escasa o nula influencia de las variables de precipitación, aunque, como es esperable, si presentó una correlación negativa con el nivel de $N-NO_3^-$ a la siembra, con coeficientes similares para las tres clases texturales ($r=-0.31$ a -0.23).

Por otra parte, se observa que el rendimiento potencial (Y_{max}) guarda, independientemente de la textura, una estrecha correlación positiva con el rendimiento testigo (Y_0) ($r=0.64$ a 0.81). Es decir, a medida que el ambiente presentó un potencial más elevado, también esto se observó en un rendimiento más alto sin fertilización con N. De la misma forma, aunque menos estrecha ($r=0.46$ a 0.56), se observa una asociación positiva del Y_{max} con la Rta_{max} . En otras palabras, ambientes con mayor potencial de rendimiento tendieron a registrar un mayor potencial de respuesta al agregado de N. En contraste, la Rta_{max} tiende a disminuir con el incremento del rendimiento sin N (Y_0 , $r=-0.28$ a -0.14). En cuanto este último, Y_0 , presentó asociación positiva con el nivel de $N-NO_3^-$ a la siembra en las clases texturales fina ($r=0.27$) y media ($r=0.38$), no así en suelos de clase textural gruesa. No obstante, en textura gruesa, Y_0 presentó asociación positiva con el nivel de MO ($r=0.19$).

Tabla 4.6. Continuación...

GRUESA													
	Y_0	Y_{max}	Rta_{max}	PP_{R1}	PP_{ciclo}	Nd	FS	arc	lim	are	Ns	MO	pH
Y_0	1	*	*	*	*	*	ns	*	ns	ns	ns	*	ns
Y_{max}	0.81	1	*	ns	*	*	*	*	ns	ns	ns	ns	ns
Rta_{max}	-0.14	0.46	1	ns	*	*	*	*	ns	ns	*	ns	ns
PP_{R1}	0.15	-	-	1	0.0000	ns	ns	*	ns	ns	ns	*	ns
PP_{ciclo}	0.23	0.28	0.12	0.55	1	ns	*	*	ns	ns	*	ns	*
Nd_{ym}	0.15	0.27	0.25	-	-	1	ns	*	*	*	*	ns	ns
FS	-	-0.14	-0.26	-	-0.34	-	1	*	*	*	*	ns	ns
arc	0.14	0.25	0.21	0.15	0.20	0.23	-0.21	1	*	*	ns	*	ns
lim	-	-	-	-	-	0.21	0.21	0.34	1	*	*	ns	*
are	-	-	-	-	-	-0.24	-0.14	-0.55	-0.97	1	*	*	*
Ns	-	-	-0.28	-	-0.13	0.45	0.13	-	0.27	-0.26	1	*	ns
MO	0.19	-	-	0.18	-	-	-	0.45	0.05	-0.15	0.16	1	ns
pH	-	-	-	-	-0.26	-	-	-	0.35	-0.34	-	-	1

4.4. DISCUSIÓN

El concepto de potencial de rendimiento, originalmente introducido por Stanford (1973), habiendo sufrido diversas adaptaciones a través del tiempo, sigue siendo estratégico para el diagnóstico de N en los cultivos. En el presente trabajo, la partición de la base de datos en función de esta variable resultó de suma utilidad para la calibración del modelo de diagnóstico basado en el N disponible a la siembra. En Australia, por ej., esta aproximación ha sido de utilidad para estimar umbrales de N en cultivos de invierno (Bell et al., 2013a). En Argentina, en menor escala, esta variable había sido introducida con éxito en el modelo de N disponible en maíz por Álvarez et al. (2003) y Salvagiotti et al. (2011), quienes dividieron en tres y dos grupos de rendimiento potencial, respectivamente. El gran número de ensayos incluidos en este estudio, permitió establecer un total de cinco clases, que dieron lugar a dos observaciones principales: i) un incremento de alrededor de 22 kg N t^{-1} en el umbral de N con el potencial de rendimiento, y ii) con potenciales de rendimiento muy bajos ($<8.5 \text{ t ha}^{-1}$) el modelo de N disponible presenta limitaciones para su aplicación.

Por un lado, el incremento lineal observado en el umbral en función del potencial de rendimiento tiene una magnitud similar a las estimaciones de requerimientos promedio de absorción por tonelada producida (IPNI, 2013) utilizados normalmente en los modelos de balance (Álvarez et al., 2004). Aunque a priori este resultado parece contraponerse al concepto de que los requerimientos de nutrientes no son constantes, dada la ley de rendimientos decrecientes (Doberman y Cassman, 2002), el cumplimiento de este concepto se observa en la curvatura de cada ajuste particular hasta llegar al plateau. Asimismo, el incremento lineal estimado de $22 \text{ kg N t maíz}^{-1}$ no se refiere al movimiento dentro de una misma curva, sino que representa un incremento medio por dar un salto de curva de potencial de rendimiento, específicamente desde un plateau hacia otro. Finalmente, hay que considerar que el incremento medio estimado no necesariamente significa un incremento de la misma magnitud en el N absorbido por las plantas, dado que existen múltiples factores que afectan la absorción de N (Álvarez y Steinbach, 2012b).

Por otro lado, la baja performance general a bajo potencial de rendimiento indica que, en tales casos, como es de esperar, existen otros factores más relevantes que el N que limitan el rendimiento del cultivo. Muchos de ellos no han podido ser evaluados en este trabajo, en parte debido a la falta de documentación de metadatos tales como radiación, temperatura, o evolución precisa del balance hídrico. A pesar de ello, sí se observó que

las PP_{ciclo} y PP_{R1} jugaron un rol tanto o más importante que el N disponible, aunque el ajuste del modelo se mantuvo bajo. Esto se condice, en parte, con lo observado por Bundy y Andraski (1995), quienes observaron una mejor precisión del modelo de N pre-siembra en situaciones de alto potencial de rendimiento. Sin embargo, estos problemas de ajuste a bajo potencial de rendimiento no fueron reportados en investigaciones previas locales. En este sentido, cada ensayo particular pudo representar una condición ambiental específica de respuesta con buen ajuste, y al mezclarse en nuestro análisis, ese efecto representativo se diluyó. Por otra parte, también pudieron ser sorteados en diversas ocasiones mediante el reemplazo de rendimiento absoluto por RR como variable respuesta, aunque con ciertas limitaciones e inconvenientes asociados (Black, 1993; Colwell, 1994).

Relacionado al tipo de suelo, de este trabajo se destacan las distribuciones más sesgadas hacia valores menores, tanto de Y_0 como Y_{max} , en los suelos de la clase textural fina respecto de las clases media y gruesa. Esto puede relacionarse con la distribución geográfica de los experimentos, que ubica a la clase fina mayormente en la provincia de Entre Ríos que, a nivel general, expresa un menor potencial de rendimiento en secano que el resto de la región pampeana (Aramburu Merlos et al., 2015) donde se distribuyen los suelos de las clases media y gruesa. Al igual que en el presente trabajo, Tremblay et al. (2012), en un meta-análisis de 51 estudios en Norteamérica, observaron una tendencia de rendimientos de maíz sin N menores en suelos de textura fina (arcillosos, arcillo-limosos, franco arcillo-limosos y franco arcillosos), mientras que los rendimientos potenciales más altos se observaron más frecuentemente en suelos de textura media (francos, franco-limosos, franco-arenosos, franco-arcillo-arenosos y franco arenosos finos). No obstante, y también en línea con nuestros resultados, las clases texturales analizadas se superponían en la mayor parte del rango explorado de rendimientos.

En el presente trabajo, la clase textural fina fue la que mayores respuestas relativas registró. Esto también se encuentra en línea con lo informado por Tremblay et al. (2012; 2015) y Chivenge et al. (2011) quienes observaron respuestas a N de mayor magnitud en los suelos de textura fina en comparación con texturas media y gruesa. Numerosas investigaciones han reportado un mayor suministro de N del suelo asociado a un menor contenido de arcilla y viceversa, debido a una menor mineralización neta de N en suelos arcillosos respecto a suelos más arenosos (González Montaner et al., 1991; Zhu et al., 2009; Ros et al., 2011; Shahandeh et al., 2011). Así, por ej., en Missouri el sistema de recomendación de N en maíz, considera que, con el incremento del contenido de arcilla,

el crédito de N derivado de la MO decrece desde 45 kg N ha⁻¹ en suelos franco arenosos a 11 kg N ha⁻¹ en suelos franco arcillosos por cada 1% de MO (Brown et al., 2004). En este sentido, diversos autores han reportado que suelos con una mayor relación entre MO y la fracción arcilla+limo presentaron mejores condiciones para proveer N a los cultivos respecto de aquellos con relaciones menores debido principalmente a un efecto protector de las fracciones arcilla y limo sobre la MO del suelo (Hassink, 1994; Pieri, 1995; Six et al., 2002; Quiroga et al., 2005; Bechtold y Naiman, 2006). Asimismo, la inclusión de la textura del suelo en combinación con indicadores de N potencialmente mineralizable, tales como el N anaeróbico podrían mejorar aún más la interpretación y las recomendaciones de fertilización en maíz (Sainz Rozas et al., 2008; Reussi Calvo et al., 2014; Orcellet et al., 2017).

La combinación entre potencial de rendimiento y textura del suelo representó una mejora global para el modelo de respuesta a N. Así, se observó como el potencial de rendimiento resultó el factor determinante del umbral de N, mientras que la textura del suelo, el determinante de la tasa de respuesta al agregado de N hasta llegar al umbral. De tal forma, independientemente de la textura, dar un salto de curva en términos de potencial de rendimiento, significaría que el umbral se incrementa a razón de 22 kg N t Y_{max}⁻¹. La diferencia entre suelos se daría principalmente en que a medida que la oferta de N (siembra + fertilizante) es menor, un suelo arenoso sería más capaz de sostener la demanda del cultivo respecto a uno más arcilloso. Esto podría deberse a dos factores: i) como se discutió más arriba, es más probable que en un suelo más arenoso, el cultivo disponga de una mayor mineralización neta de N por menor protección de la MO por parte de la matriz mineral del suelo, y ii) en un suelo más arenoso el cultivo podría abastecerse más fácilmente, por exploración radical, de N de horizontes más profundos respecto a lo cuantificado por el modelo (0-60 cm).

Un cultivo de maíz sin impedimentos físicos puede explorar hasta alrededor de los 2 m de profundidad en suelos Haplustoles del Sur de Córdoba (Dardanelli et al., 1997). Por tanto, es más probable que tanto las ofertas de N por mineralización neta como la disponibilidad de N en horizontes más profundos sean mayores en un suelo de textura gruesa respecto de suelos de textura media o fina, que podrían presentar mayores impedimentos físicos para la exploración radical profunda. Por tanto, esta mayor probabilidad también puede incrementar la variabilidad (error aleatorio) del modelo de N disponible a la siembra en suelos de clase textural gruesa, dado que éstas representan dos fuentes de N no cuantificadas por el mismo. Así, estas pueden ser dos razones clave por

las cuales los suelos de clase textural gruesa registraron coeficientes de ajuste siempre menores respecto de los observados en las clases media y fina. Estos resultados se contraponen parcialmente al concepto de que el análisis de N a la siembra es especialmente útil en regiones sub-húmedas o semi-áridas, donde justamente tienden concentrarse los suelos de la clase textural gruesa, aunque las razones de esta consideración se relacionan a un esperable menor riesgo de pérdidas del N por lixiviación entre la siembra y 6 hojas (Bundy y Meisinger, 1994). Sin embargo, la performance del modelo podría mejorarse en estos suelos si simplemente se incrementara la profundidad de muestreo más allá de los 60 cm. Por otro lado, a nivel de lote, sería recomendable el muestreo en estratos de profundidad para observar la distribución del N para una mejor interpretación de cada caso en particular (Bundy et al., 1995; Shapiro et al., 2008).

En cuanto al efecto de las precipitaciones sobre los rendimientos, este no resultó tan claro como se esperaba. No obstante, la distribución de PP_{RI} se asoció más claramente, y de forma positiva, con el potencial de rendimiento en suelos de clase textural fina en comparación con las clases media y gruesa, que prácticamente no mostraron asociación con esta variable. Esta mayor dependencia aparente puede deberse a que en la región donde se concentran los suelos de textura fina es menos probable el acceso a agua freática respecto a los suelos de textura media y gruesa. Por ej., en la provincia de San Luis se ha reportado un efecto positivo de la napa sobre el rendimiento de maíz, especialmente en años secos, donde la napa representó un aporte significativo de agua para el cultivo (Florio et al., 2014). En este sentido, el mismo grupo de investigación reportó una profundidad de napa óptima de entre 1.5 y 2.5 m para dicha región (Nosetto et al., 2009). En el presente trabajo, aunque no fuera fehacientemente documentado en los reportes de ensayos, la presencia y profundidad de la napa es un factor que pudo influir en los resultados.

Cabe destacar que, para evaluar correctamente el efecto del estatus hídrico del cultivo sobre la respuesta a N, podrían ser necesarias variables adicionales como agua disponible a la siembra, evolución del balance hídrico, entre otras. Maddoni (2011) destaca que, en las principales regiones maiceras de Argentina, durante el período de barbecho pueden llover, aproximadamente, entre 200 mm y 600 mm que recarguen el perfil del suelo. De tal forma, además de la presencia y dinámica de la napa freática (Mercau et al., 2016), un suelo que no recibe lluvias regulares durante el ciclo o alrededor de floración, puede ser más o menos independiente del clima para el logro de rendimientos altos dependiendo de la recarga inicial del perfil. Sería importante también documentar y cuantificar el efecto de las lluvias alrededor del momento de aplicación del

fertilizante que puede determinar diferencias en eficiencia de recuperación. Mientras que, a nivel de rendimientos, Álvarez y Steinbach (2012b), en una revisión de varios ensayos en la región pampeana argentina, no observaron diferencias consistentes entre momentos de aplicación; Sainz Rozas et al. (2004) registraron pérdidas de hasta 22% de N en aplicaciones a la siembra que se redujeron a menos del 6% con aplicaciones en V6 lo que evidentemente, aunque no repercute en rendimiento, si lo puede hacer a nivel de eficiencia (de Oliveira et al., 2018).

Entre los numerosos factores que afectan la eficiencia del uso de los fertilizantes, la incertidumbre en la decisión de la dosis a aplicar representa un aspecto más que relevante (Lobell, 2007). En línea con esto, nuestro trabajo aporta evidencias potencialmente útiles a nivel práctico del efecto de los factores potencial de rendimiento y textura del suelo sobre el modelo de diagnóstico más utilizado en Argentina para la nutrición nitrogenada en maíz. Así, el modelo de recomendación planteado presenta un balance adecuado entre simplicidad y complejidad (Passioura, 1996), dada la capacidad de discriminación por ambientes de producción teniendo en cuenta el suelo y el potencial de rendimiento. En este sentido, aportes como este son estratégicos en miras de mejorar las interpretaciones y fortalecer la percepción de los usuarios acerca de la confiabilidad del análisis de suelo (Dowling y Speirs, 2013). Asimismo, se destaca la integración de experimentos en una base de datos común y la obtención de resultados en una escala superior a la de experimentos o redes. En este sentido, representa un paso adelante hacia mejores modelos de recomendación producto de la integración y manejo compartido de la información en un contexto desafiante para la agricultura en la era de la “Big Data” (Fixen, 2016). El desarrollo colaborativo de bases de datos es crítico para asegurar que las herramientas de decisión puedan ser adoptadas por los agricultores, mientras también permite a los científicos reanalizar información para la mejora continua de las recomendaciones (Morris et al., 2018) e identificar brechas de conocimiento hacia las cuales orientar futuras investigaciones.

4.5. CONCLUSIONES

El potencial de rendimiento resultó ser el principal condicionante de la relación entre la disponibilidad de N y el rendimiento de maíz, modificando el umbral de disponibilidad de N. Por lo tanto, **no se hallaron evidencias para rechazar la hipótesis i)** “el potencial de rendimiento afecta la relación entre el rendimiento y la disponibilidad de N”.

La textura del suelo, por su parte, resultó el segundo factor condicionante de dicha relación, determinando principalmente la forma o tasa de la respuesta hasta llegar al umbral de disponibilidad de N. Por lo tanto, **no se hallaron evidencias para rechazar la hipótesis ii)** “la textura del suelo afecta la relación entre el rendimiento y la disponibilidad de N”.

Asimismo, la combinación de ambos factores resultó determinante a la hora de mejorar el ajuste del modelo de N disponible y su interpretación. En tal sentido, independientemente de la textura, el umbral de N se incrementó con el potencial de rendimiento a razón de 22 kg N por cada tonelada de aumento en el rendimiento potencial.

Respecto de las precipitaciones, las variables evaluadas no resultaron del todo esclarecedoras en cuanto a la respuesta a N, aunque mostraron influencia sobre el potencial de rendimiento, especialmente en los suelos de clase textural fina, donde las PP_{R1} fueron más determinantes que las PP_{ciclo} . Por lo tanto, **las evidencias reportadas indican el rechazo de las hipótesis iii) y iv)** las precipitaciones durante el ciclo del cultivo y alrededor de floración afectan la respuesta a N en maíz.

Las evidencias de este trabajo, representan un paso adelante hacia mejores modelos de recomendación de N en maíz, producto de la integración y manejo compartido de la información en un contexto dinámica de la agricultura.

CAPÍTULO 5

SÍNTESIS Y PERSPECTIVAS

5. CAPÍTULO 5. Síntesis y perspectivas.

La idea originaria de esta tesis tuvo lugar en un contexto donde la integración de la información ha tomado un rol estratégico en muchos campos de la ciencia (Evans y Foster, 2011). En tal sentido, la agronomía en general y, específicamente, el área de la fertilidad de suelos y fertilización de cultivos no son la excepción (Fixen, 2016). Las revisiones sistemáticas y meta-análisis resultan de especial utilidad para la identificación de: i) patrones de respuesta a la fertilización en una escala superior a la de ensayos convencionales y el análisis de los factores subyacentes a dichos patrones; y ii) brechas de conocimiento o falta de información en situaciones específicas de producción de cultivos que fueran relevantes. Así, durante los últimos años, existen numerosas investigaciones que evidencian estos aportes y permiten abordar nuevos problemas con una mirada más completa (Salvagiotti et al., 2008; 2009; Moody et al., 2007; Chivenge et al., 2011; Vanlauwue et al., 2011; 2015; Bell et al., 2013a, 2013b, 2013c, Speirs et al., 2013b; Tremblay et al., 2012; 2015; Valkama et al., 2009; 2011; 2015; Barbieri et al., 2017).

Los objetivos en la presente tesis respondieron, entonces, a necesidades puntuales en cuanto al proceso de integración de información en el campo de estudio. En primer término, se planteó la utilización de una metodología alternativa para el cálculo de niveles críticos a través del uso de rendimiento relativo y el nivel de análisis de suelo que permitiera la estandarización de comparaciones de interés. En segundo término, relacionado a la nutrición fosforada de los cultivos de maíz y soja, se planteó analizar el efecto de los factores cultivo, tipo de suelo y potencial de rendimiento sobre los niveles críticos de P Bray-1 (0-20 cm) como herramienta de diagnóstico. Por último, relacionado a la nutrición nitrogenada en maíz, se planteó analizar el efecto de los factores potencial de rendimiento, tipo de suelo y precipitaciones sobre la relación entre el rendimiento del cultivo y la disponibilidad de N en el suelo (0-60 cm) más el N del fertilizante.

El primer objetivo de esta tesis fue: “evaluar un método alternativo para el cálculo de niveles críticos a través de la relación entre el rendimiento relativo (RR) y el análisis de suelo (AS) que permita la estandarización para posteriores comparaciones”. Mediante una modificación del método ALCC (Dyson y Conyers, 2013) –desarrollada en el Capítulo 2-, se lograron obtener estimaciones más precisas de los niveles críticos y sus respectivos intervalos de confianza (IC), así como comparaciones más confiables entre conjuntos de datos. Este aporte metodológico representa un avance significativo en el área de fertilidad de suelos para la estimación de niveles críticos, ya que permite

estandarizar comparaciones y representa un enfoque novedoso en lo que refiere a la estimación de IC del nivel crítico, y al modelo estadístico de base, la regresión de ejes principales estandarizados (SMA), la cual contempla error en ambas variables. Así, además de la incorporación de los IC, en comparación con los métodos tradicionales de calibración, como la regresión por mínimos cuadrados (Colwell, 1963) y el método de cuadrantes de Cate-Nelson (Cate y Nelson, 1965; 1971), el método ALCC presenta una serie de ventajas relacionadas a los supuestos de normalidad del error y homocedasticidad. Finalmente, respecto del modelo ALCC original, la modificación propuesta también incorpora la posibilidad de comparar la forma o curvatura de ajuste mediante una simple comparación de pendientes de la función SMA.

El segundo objetivo de esta tesis fue: “identificar patrones de respuesta a P en maíz y soja en función de variables de suelo y de cultivo”. Las calibraciones desarrolladas en el Capítulo 3 permitieron poner a prueba, por primera vez en región pampeana -según nuestro conocimiento-, las hipótesis de que la textura del suelo, el cultivo y el potencial de rendimiento afectan el nivel crítico de P Bray-1. En este sentido, se observó que los cultivos de maíz y soja presentan niveles críticos (90% del RR) muy similares entre sí a nivel general, por lo que el factor cultivo no produjo cambios en los umbrales de P Bray-1 (0-20 cm). Estos resultados fueron similares a calibraciones comparativas previas en la región (Gutiérrez-Boem et al., 2006; Sucunza et al., 2018), así coinciden con las recomendaciones de fertilización en el cinturón maicero de EE.UU. (Dodd y Mallarino, 2005) donde se observa una amplia superposición en los rangos de niveles críticos estimados para estos dos cultivos. El factor textura de suelo, por el contrario, jugó un rol determinante sobre los niveles críticos de P Bray-1. Según la clase textural, tanto para maíz como para soja, la tendencia de los niveles críticos siguió el orden: fina < media < gruesa. Estos resultados resultaron novedosos, principalmente en el sentido de que es la primera comparación a nivel regional que relaciona al tipo de suelo con el nivel crítico de P. A priori, se hipotetiza que el comportamiento obedece a diferencias en la capacidad buffer de P a favor de los suelos de textura fina (Quintero et al., 2003). Por tanto, a nivel local, se identifica la necesidad de investigaciones que exploren la influencia de la capacidad buffer de P sobre los niveles críticos de P y su eventual incorporación dentro de la recomendación de fertilización.

El factor potencial de rendimiento, por su parte, no resultó influyente sobre los niveles críticos de P para maíz, independientemente de la textura. Esto es coincidente con investigaciones previas que descartaron el efecto del nivel de rendimiento sobre los

niveles críticos de varios cultivos de grano en Australia (Bell et al., 2013a, 2013b; Speirs et al., 2013), y en línea con el concepto de que la suficiencia de nutrientes poco móviles en el suelo como el P no depende del nivel de rendimiento (Bray, 1954). Sin embargo, específicamente en soja sobre suelos de textura fina -no así en texturas media y gruesa-, el nivel crítico se incrementó junto con el potencial de rendimiento. Este punto también se destaca como una brecha de conocimiento donde se precisa de nuevas investigaciones que ahonden en esta relación observada. Por un lado, se hipotetiza una mayor probabilidad de impedancias físicas en suelos de textura fina en comparación con las texturas media y gruesa (Micucci y Taboada, 2006). Por otro lado, también se hipotetiza una mayor dificultad de asociación de las raíces con micorrizas en suelos de textura fina (Koske y Gemma 1995; Weissenhorn y Leyval 1996; Eason et al., 1999; Carrenho et al., 2007).

El tercer objetivo de esta tesis fue: “identificar patrones de respuesta a N en maíz en función de variables de suelo, cultivo y clima”. Las calibraciones desarrolladas en el Capítulo 4 permitieron explorar el efecto del potencial de rendimiento, y por primera vez en región pampeana, poner a prueba la hipótesis de que la textura del suelo afecta a la respuesta a N. De tal forma, en el Capítulo 4 se observó que el potencial de rendimiento resultó el principal condicionante de la relación entre el rendimiento de maíz y la disponibilidad de N, determinando esencialmente el umbral de N objetivo. Asociado a la gran cantidad de ensayos que incluyó esta revisión (788 experimentos), se ha podido explorar más detalladamente lo observado en investigaciones previas que han propuesto al potencial de rendimiento como variable de ajuste en el modelo de diagnóstico (Alvarez et al., 2003; Salvagiotti et al., 2011). Adicionalmente, se destacó la falta de ajuste del modelo con potenciales de rendimiento muy bajos ($<8.5 \text{ t ha}^{-1}$), donde el poder predictivo fue muy pobre y su utilidad estaría limitada a situaciones específicas. Resultados similares relacionados al poder predictivo del test de N a la siembra fueron reportados por Bundy y Andraski (1995), quienes informaron un mejor ajuste del modelo en situaciones con alto potencial de rendimiento.

La textura del suelo, por su parte, resultó el segundo factor condicionante para el modelo, determinando principalmente la forma de la respuesta hasta llegar al umbral de disponibilidad de N objetivo. Estos resultados coinciden con lo observado en investigaciones en otras regiones agrícolas que reportaron un mayor potencial de respuesta a N en suelos de textura fina respecto de suelos más arenosos (Chivenge et al., 2011; Tremblay et al., 2012; 2015). Se hipotetiza que estas diferencias responderían, por

un lado a un diferencial en la capacidad de proveer N de la mineralización, que en términos netos sería mayor en suelos de textura gruesa por un menor efecto protector de la fracción arcilla+limo sobre la materia orgánica del suelo (Hassink, 1994; Pieri, 1995; Quiroga et al., 2005; Bechtold y Naiman, 2006; Zhu et al., 2009; Ros et al., 2011); y por otro lado, a diferencias en el acceso a N por debajo de los 60 cm de profundidad, cuya incorporación podría eventualmente mejorar los ajustes en estos suelos en particular (Bundy et al., 1995; Shapiro et al., 2008). Finalmente, independientemente del potencial de rendimiento, también se destacó el menor grado de ajuste del modelo en suelos de textura gruesa, que también pudo haber respondido tanto a un aporte diferencial de N por mineralización como a una mayor capacidad de acceso a N por debajo de los 60 cm, fuentes de N que el modelo no considera y pueden ser más relevantes en este grupo de suelos. En este caso, también se identifica la necesidad de investigaciones a nivel local que exploren este comportamiento diferencial en suelos contrastantes a nivel textural.

En relación al efecto de las precipitaciones sobre la respuesta a N en maíz, las variables evaluadas no resultaron del todo esclarecedoras, aunque mostraron influencia sobre el potencial de rendimiento, especialmente en los suelos de clase textural fina, donde las lluvias alrededor del período crítico fueron mayores a mayor potencial y fueron más determinantes que las lluvias durante el ciclo. No obstante, para explorar mejor el efecto de la disponibilidad hídrica sobre la respuesta a N, se plantea como necesidad que los experimentos futuros incorporen, como estándar, variables como la profundidad de la napa, las precipitaciones alrededor de la aplicación del fertilizante, y la recarga inicial del perfil, entre otros metadatos que pueden resultar claves a la hora de la interpretación correctamente de resultados (Schwartz y Carpenter, 1999).

A nivel comparativo entre nutrientes, dados los conocimientos previos en la dinámica diferencial de los mismos en el suelo, los resultados coincidieron parcialmente con los esperados acerca del efecto del potencial de rendimiento. Por un lado, para el caso de P, se observó que el potencial de rendimiento no afectó la estimación del nivel crítico de P extractable en maíz. Por otro lado, y en contraste, se observó que, independientemente de la textura del suelo, el potencial de rendimiento afectó de manera directa al umbral de disponibilidad de N, con un incremento medio de 22 kg de N por tonelada adicional. No obstante, para P en el cultivo de soja, específicamente en suelos de textura fina (no así en texturas media y gruesa), la asociación positiva entre el nivel crítico de P y el potencial de rendimiento abre ciertos interrogantes no esperados. Esto contradice el conocimiento general de que a mayor crecimiento (y rendimiento) de un

cultivo, su mayor demanda de P puede ser satisfecha por una mayor extensión de su sistema radical (Bray, 1954). Como se discutió oportunamente en el Capítulo 3 de esta tesis, estos resultados abren nuevos interrogantes relacionados a las razones por las cuáles este efecto sobre los niveles críticos se observó en el cultivo de soja, y no así en maíz, así como también los factores que lo determinaron en soja. Entre las posibles hipótesis, se resaltan diferencias de eficiencia de utilización de P entre los cultivos, y la mayor probabilidad de impedancias físicas al crecimiento de raíces y a la asociación con hongos micorrícicos en suelos de textura fina.

Finalmente, cabe destacar que la caracterización de los ensayos en cuanto a metadatos esenciales como tipo de suelo, precipitaciones, y manejo general del cultivo, resultó muy dispar. Esta característica, aunque finalmente logró sortearse con éxito a los objetivos de estudio, es innegable que dificulta el proceso de integración de la información. En este sentido, y pensando en la conformación futuras de bases de datos de experimentos de fertilización, uno de los aportes más relevantes de este trabajo fue identificar metadatos básicos y simples que no deberían faltar en los reportes, como el tipo de suelo, que resultó determinante en los patrones de respuesta a la fertilización tanto de N como de P. A futuro, se plantea como necesaria la evaluación de factores adicionales como el manejo del fertilizante (dosis, fuente, momento, forma), la fecha y densidad de siembra, genotipo, entre otros. Por supuesto, tanto en maíz y soja, como en otros cultivos relevantes para nuestra agricultura, como el caso de trigo.

Los resultados de esta tesis, lejos de pretender ser concluyentes acerca del efecto de los factores evaluados sobre los modelos de diagnóstico para la fertilización con P en maíz y soja, y N en maíz, plantean perspectivas de investigación estratégica que cubran cada vez mejor los distintos escenarios de producción de estos cultivos. En este sentido, el ajuste periódico de los modelos de diagnóstico, así como la evaluación de nuevas metodologías resultan pertinentes. En un contexto desafiante para la agricultura como el actual, este trabajo representa un paso adelante hacia mejores modelos de recomendación de fertilización en maíz y soja, gracias a la integración y el manejo compartido de la información. Personalmente, además de que este trabajo permita mejorar la percepción y confiabilidad del análisis de suelos como herramienta para el diagnóstico y recomendación de la fertilización, espero con ansias que también sirva como puntapié inicial para la conformación de bases de datos de experimentos de fertilización en Argentina y, más aún, que la información de dichos ensayos comience a ser considerada un legado para la sociedad.

BIBLIOGRAFÍA

- Alvarez, C.R.; R. Alvarez; y H.S. Steinbach. 2001. Prediction of available nitrogen content in soil profile depth using available nitrogen concentration in surface layer. *Commun. Soil Sci. Plant Anal.* 32:759–769. doi:10.1081/CSS-100103907
- Alvarez, R. 2008. Analysis of yield response variability to nitrogen fertilization in experiments performed in the Argentine Pampas. *Commun. Soil Sci. Plant Anal.* 39:1235–1244.
- Alvarez, R.; y H.S. Steinbach. 2011. Modeling apparent nitrogen mineralization under field conditions using regressions and artificial neural networks. *Agron. J.* 103:1159–1168, doi:10.2134/agronj2010.0254
- Alvarez, R.; y H.S. Steinbach. 2012a. Dosificación de la fertilización en maíz. En: Álvarez, R., P. Prystupa, M.B. Rodríguez, y C.R. Álvarez (Eds.). Fertilización de cultivos y pasturas. Diagnóstico y recomendación en la región pampeana. 191-225.
- Alvarez, R.; y H.S. Steinbach. 2012b. Capítulo 6. Ciclado de nitrógeno en agrosistemas: 259-300. En: R. Álvarez, G. Rubio, C.R. Álvarez, y R.S. Lavado (eds.). Fertilidad de suelos. Caracterización y manejo en la región pampeana. Editorial Facultad de Agronomía – UBA. 540p. ISBN: 978-897-27793-4-4.
- Alvarez, R.; y S. Grigera. 2005. Analysis of soil fertility and management effects on yields of wheat and corn in the rolling pampa of Argentina. *Journal of Agronomy and Crop Science* 191:321–329.
- Alvarez, R.; H. Steinbach; C. Alvarez; y S. Grigera. 2003. Recomendaciones para la fertilización nitrogenada de trigo y maíz en la pampa ondulada. *Informaciones Agronómicas* 18:14-19. INPOFOS Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires, Argentina.
- Alvarez, R.; H.S. Steinbach; S. Grigera; E. Cartier; A. Obregón; y R. García. 2004. The balance sheet methods as a conceptual framework for nitrogen fertilization of wheat in pampean agroecosystems. *Agron. J.* 96:1050–1057. doi:10.2134/agronj2004.1050
- Anderson, G.C.; K.I. Peverill; y R.F. Brennan. 2013. Soil sulfur—crop response calibration relationships and criteria for field crops grown in Australia. *Crop and Pasture Science* 64:523–530. <http://dx.doi.org/10.1071/CP13244>
- Appelhans, S.C.; R.J. Melchiori; y L.E. Novelli. 2016. Assessing Organic Phosphorus Contributions for Predicting Soybean Response to Fertilization. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 80:1688–1697. <http://doi.org/10.2136/sssaj2016.04.0130>

- Aramburu Merlos, F.; J.P. Monzón; J.L. Mercáu; M. Taboada; F.H. Andrade; A.J. Hall; E. Jobbágy; K.G. Cassman; y P. Grassini. 2015. Potential for crop production increase in Argentina through closure of existing yield gaps. *Field Crops Res.* 184:145–154. <http://doi.org/10.1016/j.fcr.2015.10.001>
- Barbágelata, P.A. 2011. Fertilización fosfatada para trigo y maíz en siembra directa: Diagnóstico de fertilidad y estrategias de fertilización. pp. 90-97. En: F. García y A. Correndo (Eds.). Simposio Fertilidad 2011: La nutrición de cultivos integrada al sistema de producción. 18-19 de Mayo de 2011. Rosario. IPNI Cono Sur-Fertilizar AC.
- Barbágelata, P.A.; y M. Chesta. 2016. Evolución del P Bray del suelo en función del bañance de P en el largo plazo. XXV Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo: Ordenamiento Territorial – Un desafío para la Ciencia del Suelo. 27 de Junio – 1ro de Julio de 2016. Río Cuarto, Córdoba, Argentina.
- Barbágelata, P.A.; R.J.M. Melchiori; y O. Paparotti. 2002. Phosphorus fertilization of soybeans in clay soils of Entre Ríos province. *Better Crops International*, 16(1): 3-5.
- Barber, S. 1995. Soil nutrient bioavailability: A mechanistic approach. J Wiley and Sons, NY.
- Barbieri, P.A.; H.R. Sainz Rozas; N. Wyngaard; M. Eyherabide; N.I. Reussi Calvo; F. Salvagotti; A.A. Correndo; P.A. Barbágelata; G.P. Espósito Goya; J.C. Colazo; y H.E. Echeverría. 2017. Can Edaphic Variables Improve DTPA-Based Zinc Diagnosis in Corn? *Soil Sci. Soc. Am. J.* 81:556-563. doi:10.2136/sssaj2016.09.0316
- Barraco, M.; M. Díaz-Zorita; W. Mirando; y C. Álvarez. 2015. Contribución de la fertilización con nitrógeno, fósforo y azufre a la productividad de maíz en la Pampa Arenosa. Pp:116-119. En: F. García y A. Correndo (ed.). Simposio Fertilidad 2015: Nutriendo los suelos para las generaciones del futuro. 19-20 de Mayo de 2015. Rosario. IPNI Cono Sur-Fertilizar AC.
- Barrow, N. 1980. Evaluation and utilization of residual phosphorus in soils. In The role of phosphorus in agriculture. F. Khasawneh, E. Sample y E. Kamprath (ed.). ASA-CSSA-SSSA. Madison, Wisconsin, EE.UU.
- Bechtold, J.S.; y R.J. Naiman. 2006. Soil texture and nitrogen mineralization potential across a riparian toposequence in a semi-arid savanna. *Soil Biol. Biochem.* 38:1325–1333. doi:10.1016/j.soilbio.2005.09.028

- Belinque, H.; N. Pucheu; N. Kerber; y G. Rubio. 2015. Utilization of organic phosphorus sources by oilseed rape, sunflower, and soybean. *J. Plant Nutr. Soil Sci.* 178: 339–344.
- Bell, M.J.; P.W. Moody; G.C. Anderson; y W. Strong. 2013a. Soil phosphorus—crop response calibration relationships and criteria for oilseeds, grain legumes and summer cereal crops grown in Australia. *Crop and Pasture Science* 64:499–513. <http://dx.doi.org/10.1071/CP12428>
- Bell, R.; D. Reuter; B. Scott; I. Sparrow; W. Strong; y W. Chen W. 2013b. Soil phosphorus—crop response calibration relationships and criteria for winter cereal crops grown in Australia. *Crop and Pasture Science* 64:480–498. <http://dx.doi.org/10.1071/CP13016>
- Bell, M.J.; W. Strong; D. Elliott; y C. Walker. 2013c. Soil nitrogen—crop response calibration relationships and criteria for winter cereal crops grown in Australia. *Crop and Pasture Science* 64:442–460. <http://dx.doi.org/10.1071/CP12431>
- Berardo A.; Grattone F.; Rizzalli R. y García F.O. 1997. Long-term effects of phosphorus fertilization in wheat yields, efficiency and soil test levels. *Better Crops International* 12(2): 18-20.
- Berardo, A.; y F. Grattone. 1998. Efecto de la aplicación de P y de su residualidad sobre la producción de trigo (8años). Actas IV Congreso Nacional de Trigo. pp. 3-11. Mar del Plata, Argentina.
- Berardo, A.; y F. Grattone. 2000. Fertilización fosfatada requerida para alcanzar niveles objetivos de P-Bray en un argiudol. XVII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo, AACCS. Mar del Plata, Buenos Aires, Argentina.
- Berardo, A.; y M.A. Marino. 1999. Fertilización de alfalfa en el sudeste bonaerense. *Informaciones Agronómicas del Cono Sur* No. 4: 4-6.
- Berardo, A.; F.D. Grattone; y G. Borrajo. 1999. Fertilización fosfatada de trigo: Respuesta y forma de aplicación. *Informaciones Agronómicas del Cono Sur* No. 2. INPOFOS. Acassuso, Argentina.
- Bézzola, L.C.; S.C. López; y N.O. Bárbaro. 1994. Effectiveness of different phosphatic fertilizers measured using labelled superphosphate and phosphorus taken up by plants. *Fertilizer Research* 39: 31-37.
- Bianchini, A.; A. Sylvestre Begnis; S. Lorenzatti; J. Rabasa; M.E. Magneli; M. Fumagallo; G. Moretti; y F.O. García. 2008. Red de larga duración AAPRESID-

- IPNI: Nutrición en la rotación. Resultados de maíz, campaña 2006/07. Maíz en Siembra Directa: 91-100. Aapresid. Rosario.
- Black, C.A. 1993. Soil fertility evaluation and control. Lewis Pub., Boca Raton, USA. 730p.
- Blake, L.; S. Mercik; M. Koerschens; S. Moskal; P.R. Poulton; K.W.T. Goulding; A. Weigel; y Y. Powlson. 2000. Phosphorus content in soil, uptake by plants and balance in three European long-term field experiments. *Nutr. Cycling Agroecosyst.* 56: 263-275.
- Blumenthal, M.; y N. Drew. 2013. Foreword: Better fertiliser decisions for the Australian grain industry. *Crop and Pasture Science* 64, i. http://dx.doi.org/10.1071/CPv64n5_FO
- Bolland, M.D.A; I.R. Wilson; y D.G. Allen. 1994. Effect of P buffer capacity and P retention index on soil test P, soil test calibrations and yield response curvature. *Australian Journal of Soil Research* 32, 503–517. doi:10.1071/SR9940503
- Bolsa de Cereales. 2015. Relevamiento de Tecnología Agrícola Aplicada (ReTAA). Disponible en: <http://www.bolsadecereales.org/retaa>
- Bono, A.; y R. Álvarez. 2007. Estimaciones de nitratos en profundidad en suelos de la región semiárida y subhúmeda pampeana. *Informaciones Agronómicas del Cono Sur* 33: 25-26. IPNI Cono Sur.
- Borenstein, M.; L.V. Hedges; J.P.T. Higgings; y H.R. Rothstein. 2009. Introduction to meta-analysis. John Wiley y Sons, NY. 421p. ISBN: 978-0-470-05724-7.
- Boschetti, N.G.; C.E. Quintero; y R. Benavidez. 1996. Residualidad del fertilizante fosfatado en pastures consociadas de Entre Ríos (Argentina). *Ciencia del Suelo* 14 (1): 20-23.
- Boschetti, N.G.; R. Valenti; C. Vesco; y M. Sione. 2000. Contenido de fósforo total en suelos con características vérticas de la provincia de Entre Ríos. *Revista Facultad de Agronomía* 20: 53-58.
- Boxler, M.; F.O. García; A.A. Correndo; S. Gallo; R. Pozzi; M. Uranga; M. Salinas; N.I. Reussi Calvo; y A. Berardo. 2017a. Resultados de la campaña 2015/16: Soja. Red de Nutrición de Cultivos CREA Sur de Santa Fe-IPNI-ASP. Disponible en: <http://research.ipni.net/page/RLAS-2563>
- Boxler, M.; F.O. García; A.A. Correndo ; S. Gallo; R. Pozzi; M. Uranga; M. Salinas; N.I. Reussi Calvo; y A. Berardo. 2017b. Resultados de la campaña 2015/16: Maíz. Red

- de Nutrición de Cultivos CREA Sur de Santa Fe-IPNI-ASP. Disponible en: <http://research.ipni.net/page/RLAS-2564>
- Bray, R.H.; y L. Kurtz. 1945. Determination of total, organic and available form of phosphorus in soil. *J. Soil Sci.* 59:360-361.
- Bray, R.H. 1954. A nutrient mobility concept of soil-plant relationships. *Soil Sci.* 78 (1):9-22.
- Bray, R.H. 1958. The Correlation of a Phosphorus Soil Test with the Response of Wheat Through a Modified Mitscherlich Equation1. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 22.
- Brennan, R.F.; y M.J. Bell. 2013. Soil potassium—crop response calibration relationships and criteria for field crops grown in Australia. *Crop and Pasture Science* 64:514-522. <http://dx.doi.org/10.1071/CP13006>
- Brihet, J.M. 2015. Producción de grano y adopción de tecnología en Argentina. Pp:49-54. En: F. García y A. Correndo (Eds.). Simposio Fertilidad 2015: Nutriendo los suelos para las generaciones del futuro. 19-20 de Mayo de 2015. Rosario. IPNI Cono Sur-Fertilizar AC.
- Brown, J.R. 1987. Soil testing: sampling, correlation, calibration, and interpretation. SSSA Special Publication No. 21: 23-30. Chicago, IL, USA: SSSA. ISBN: 0-89118-784-7.
- Brown, J.R.; D.K. Crocker; J.D. Garrett; R.G. Hanson; J.A. Lory; M.V. Nathan; P.C. Scharf; y H.N. Wheaton. 2004. Soil test interpretations and recommendations handbook. College of Agric. Div. of Plant Sci., Univ. of Missouri. <http://aes.missouri.edu/pfcs/soiltest.pdf>.
- Bruulsema, T.W.; C. Witt; F.O. Garcia; S. Li; T.N. Rao; F. Chen; y S. Ivanova. 2008. A Global Framework for Fertilizer BMPs. *Better Crops* 92(2): 13-15. IPNI. Norcross, EE.UU.
- Bundy, L.G.; y J.J. Meisinger. 1994. Nitrogen availability indices. In: R.W. Weaver, editor, *Methods of soil analysis: Biochemical and microbiological properties. Soil Sci. Soc. Am. Monogr.* 5. SSSA, Madison, WI. p. 951-984.
- Bundy, L.G.; y T.W. Andraski. 1995. Soil yield potential effects on performance of soil nitrate tests. *J. Prod. Agric.* 8:561-568. doi:10.2134/jpa1995.0561
- Burkitt, L.L.; P.W. Moody; C.J.P. Gourley; y M.C. Hannah. 2002. A simple phosphorus buffering index for Australian soils. *Australian Journal of Soil Research* 40, 497-513. <http://doi.org/10.1071/SR00069>

- Burt, R.; M.D. Mays; E.C. Benham; y M.A. Wilson. 2002. Phosphorus characterization and correlation with properties of selected benchmark soils of the United States. *Commun. Soil Sci. Plant Anal.* 33:117–141.
- Cabello, M.J.; F.H. Gutiérrez-Boem; C.E. Quintero; y G.R. Rubio. 2016. Soil characteristics involved in phosphorus sorption in Mollisols. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 80:1585-1590. <http://doi.org/10.2136/sssaj2016.07.0235n>
- Calviño, P.A. 2013. ¿Cómo podemos aumentar los rendimientos de soja? La visión desde el manejo. Pp:51-56. En: F. García y A. Correndo (ed.). Simposio Fertilidad 2013: Nutrición de Cultivos para la Intensificación Productiva Sustentable. 22-23 de Mayo de 2013. Rosario. IPNI Cono Sur-Fertilizar AC.
- Calviño, P.A.; y M. Redolatti. 2004. Respuesta al agregado de fósforo en el cultivo de soja en el sudeste de Buenos Aires. I: Elementos de diagnóstico. Actas XIX Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. 22 a 24 de Junio, Paraná, Entre Ríos. Cd-Rom.
- Carciochi, W.; G.A. Divito; N.I. Reussi Calvo; y H.E. Echeverría. 2015. ¿Qué sabemos del diagnóstico de azufre en los cultivos de la región pampeana argentina?. *Informaciones Agronómicas de Hispanoamérica* 18 (Junio): 22-28. IPNI Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires.
- Carrenho, R.; S.F. Botelho Trufem; V.L. Ramos Bononi; y E. Schunk Silva. 2007. The effect of different soil properties on arbuscular mycorrhizal colonization of peanuts, sorghum and maize. *Acta bot. bras.* 21(3): 723-730.
- Carretero, R.; P. A. Marasas; E. Souza; y A. Rocha. 2016. Conceptos de utilidad para lograr un correcto muestreo de suelos. *Archivo Agronómico* No. 15. *Informaciones Agronómicas de Hispanoamérica* 21. IPNI Cono Sur. <http://lacs.ipni.net/article/LACS-1256>
- Cate, R.B.Jr.; y L.A. Nelson. 1965. A rapid method for correlation of soil test analysis with plant response data. Tech. Bul. No. 1, International soil testing series, North Carolina State University Agricultural Experiment Station, 27p.
- Cate, R.B.Jr.; y L.A. Nelson. 1971. A simple statistical procedure for partitioning soil test correlation data into two classes. *Soil Sci. Soc. Am. Proc.* (35):658-659.
- Chivenge, P.; B. Vanlauwe; y J. Six. 2011. Does the combined application of organic and mineral nutrient sources influence maize productivity? A meta-analysis. *Plant and Soil*, 342(1-2), 1–30. <http://doi.org/10.1007/s11104-010-0626-5>

- Ciampitti, I.A.; y T.J. Vyn. 2014. Understanding Global and Historical Nutrient Use Efficiencies for Closing Maize Yield Gaps. *Agron. J.*, 2107–2117. <http://doi.org/10.2134/agronj14.0025>
- Ciampitti, I.A.; F.O. García; L.I. Picone; y G. Rubio. 2011a. Phosphorus budget and soil extractable dynamics in field crop rotations in Mollisols. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 75: 131-142. <http://doi.org/10.2136/sssaj2009.0345>
- Ciampitti, I.A.; F.O. García; L.I. Picone; y G. Rubio. 2011b. Soil carbon and phosphorus pools in field crop rotations in Pampean soil of Argentina. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 75:616–625.
- Cirilo, A. 2004. Fecha de siembra y Rendimiento en Maíz. IDIA XXI 6:122-127.
- Collino, D.; F Salvagiotti; A. Peticari; C. Piccinetti; G. Ovando; S. Urquiaga; y R.W. Racca. 2015. Biological nitrogen fixation in soybean in Argentina: relationship with crop, soil, and meteorological factors. *Plant Soil*, April 2015. <http://doi:10.1007/s11104-015-2459-8>.
- Colwell, J.D. 1963. The estimation of phosphorus fertilizer requirements of wheat in Southern New South Wales by soil analysis. *Australian Journal of Experimental Agriculture and Animal Husbandry* 3, 190–197.
- Colwell, J. D. 1994. Estimating Fertilizer Requirements. CAB Int. England, Wallington, UK: Biddles, LTD. 259p.
- Condon, L.M.; B.L.Turner; y J. Cade-Menun. 2005. Chemistry and dynamics of soil organic phosphorus. In: J.T. Sims y A.N. Sharpley (Ed) *Phosphorus: Agriculture and the Environment* p. 87–121. Am. Soc. Agr., Madison, WI.
- Conyers, M.K.; M.J. Bell; N.S. Wilhelm; R. Bell; R.M. Norton; y C. Walker. 2013. Making better fertiliser decisions for cropping systems in Australia (BFDC): Knowledge gaps and lessons learnt. *Crop and Pasture Science*, 64(5), 539–547. <http://doi.org/10.1071/CP13068>
- Correndo, A.A.; y F.O. García. 2014. Bases para la nutrición del cultivo de maíz. En: *Maíz: técnicas probadas para una producción rentable*. 96pp. AACREA, Buenos Aires, Argentina. ISBN: 978-987-1513-13-0
- Correndo, A.A.; F. Salvagiotti; F.H. Gutiérrez Boem; y F.O. García. 2015. A review: Yield response to nitrogen and phosphorus of maize and soybean in argentine pampas. ASA-CSSA-SSSA International Annual Meetings. Nov. 15 to 18th, 2015. Minneapolis, MN, USA. <https://scisoc.confex.com/scisoc/2015am/webprogram/Paper92428.html>

- Correndo, A.A.; F. Salvagiotti; F.O. García; y F.H. Gutiérrez Boem. 2017. A modification of the arcsine-log calibration curve for analysing soil test value-relative yield relationships. *Crop and Pasture Science* 68 (3): 297-304. <https://doi.org/10.1071/CP16444>
- Correndo, A.A.; F. Salvagiotti; F.O. García; y F.H. Gutiérrez Boem. 2017. Modified ALCC Excel Tool – v3. Disponible en: https://www.researchgate.net/publication/317953836_Modified_ALCC_Excel_Tool
- D’Agostino, R.B.; A. Belanger; y R.B. D’Agostino Jr. 1990. A suggestion for using powerful and informative tests of normality. *The American Statistician* 44(4):316–321. <http://dx.doi.org/10.2307/2684359>
- Damon, P.M.; B. Bowden; T.Rose; y Z. Rengel. 2014. Crop residue contributions to phosphorus pools in agricultural soils: A review. *Soil Biol. Biochem.* 74: 127-137.
- Dardanelli, J.L.; O.A. Bachmeier; R. Sereno; y R. Gil. 1997. Rooting depth and soil water extraction patterns of different crops in a silty loam Haplustoll. *Field Crops Res.* 54, 29–38.
- De Oliveira S.M.; R.R. Munhoz de Almeida; I.A. Ciampitti; C. Pierozan Jr.; B.C. Lago; P.C. Ocheuze Trivelin; y J.L. Favarin. 2018. Understanding N timing in corn yield and fertilizer N recovery: An insight from an isotopic labeled-N determination. *PLoS ONE* 13(2):1-14. e0192776. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0192776>
- Díaz Valdez, S.; F.O. García; y O.P. Caviglia. 2014. Maíz tardío en Entre Ríos: Calibración de umbrales críticos en nitrógeno. *Informaciones Agronómicas de Hispanoamérica* 13 (Marzo):18-20. IPNI Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires, Argentina.
- Díaz Zorita, M.; F.O. García; y R. Melgar. 2002. Fertilización en soja y trigo-soja: Respuesta a la fertilización en la región pampeana. Resultados de la Red de Ensayos del Proyecto Fertilizar - INTA. Campañas 2000/01 y 2001/02. Proyecto Fertilizar, EEA INTA Pergamino. Buenos Aires, Argentina. 43pp.
- Diez, A.; E. Zamuner; L. Picone; y A. Berardo. 2000. Efecto de la Aplicación de Dosis única o fraccionada de Fertilizante Fosfatado sobre el Fósforo del Suelo. XVII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Mar del Plata. 11-14 de Abril, 2000.
- Doberman, A.; y K.G. Cassman. 2002. Plant nutrient Management for enhanced productivity in intensive grain production systems of the United States and Asia. *Plant Soil* 247:153-175.

- Dodd, J.R.; y A.P. Mallarino. 2005. Soil-test phosphorus and crop grain yield responses to long-term phosphorus fertilization for corn-soybean rotations. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 69(4):1118–1128.
- Dowling, C.W.; y S. Speirs. 2013. An extension perspective—increasing the adoption of more reliable soil test interpretation. *Crop and Pasture Science* 64:531–538. <http://dx.doi.org/10.1071/CP13216>
- Dyson, C.B.; y M.K. Conyers. 2013. Methodology for online biometric analysis of soil test-crop response datasets. *Crop and Pasture Science* 64, 435-441. <http://dx.doi.org/10.1071/CP13009>
- Eason, W.R.; J. Scullion; y E.P. Scot. 1999. Soil parameters and plant responses associated with arbuscular mycorrhizas from contrasting grassland management regimes. *Agriculture, Ecosystems and Environments* 73: 245-255.
- Echeverría, H.; H. Sainz Rozas; A. Bianchini; y F.O. García. 2004. Utilización y residualidad de fósforo bajo siembra directa en la Región Pampeana. XIX Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo, 7 p.
- Echeverría, H.E.; y F.O. García. 1998. Guía para la fertilización fosfatada de trigo, maíz, girasol y soja. Boletín Técnico 149 Est. Exp. Agrop. INTA Balcarce. 16 p.
- Echeverría, H.E.; G.N. Ferraris; F.H. Gutiérrez-Boem; y F. Salvagiotti. 2001. Soja: Respuesta a la fertilización en la región pampeana. Resultados Campaña 2000-01 de la Red de Ensayos del Proyecto Fertilizar -INTA. 24pp.
- Edwards, J.; A. Umbers; y S. Wentworth. 2012. Farm practices survey report 2012. Grains Research and Development Corporation. Disponible en: www.grdc.com.au/Resources/Publications/2012/11/GRDC-Farm-Practices-Survey-2012
- Espósito, G.; C.A. Castillo; G.R. Balboa; y R.G. Balboa. 2008. Nivel crítico de fosforo y azufre en suelos del sur de Córdoba para el cultivo de soja. XXI Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo (AACS). San Luis, 13-16 de Mayo de 2008. Actas Cd-ROM
- Espósito, G.; W. Robledo; R. Bongiovani; M. Ruffo; y G. Balboa. 2012. Dosificación variable de nitrógeno en maíz según el índice topográfico compuesto. Actas XIX Congreso Latinoamericano - XXIII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo: “Latinoamérica unida protegiendo a sus suelos”. 16-20 de Abril de 2012. Mar del Plata, Argentina. AACS-SLCS. Cd-rom.
- Evans, J. A.; y Foster, J. G. 2011. Metaknowledge. *Science* 331(February): 721–725.

- Fernández, M.C.; F.H. Gutiérrez-Boem; y G. Rubio. 2011. Effect of indigenous mycorrhizal colonization on phosphorus-acquisition efficiency in soybean and sunflower. *J. Plant Nutr. Soil Sci.* 2011, 174, 673-677. <http://doi.org/10.1002/jpln.201000109>
- Fernández, M.C.; H. Belinque; F.H. Gutiérrez-Boem; y G. Rubio. 2009. Compared Phosphorus Efficiency in Soybean, Sunflower and Maize. *J. Plant Nutr.* 32 (12):2027-2043.
- Ferrari, M. 2011. Métodos de diagnóstico de fertilidad nitrogenada en trigo y maíz. Simposio Fertilidad 2012: La Nutrición de Cultivos Integrada al Sistema de Producción. 18-19 de Mayo de 2011. Rosario. IPNI Cono Sur-Fertilizar AC. Disponible en: <http://lacs.ipni.net/article/LACS-1069>
- Ferraris, G.N.; y L. Couretot. 2011. Fertilización nitrogenada de maíz bajo tres escenarios productivos. Proyecto Regional Agrícola, CERBAN. Maíz en Siembra Directa. Aapresid. pp. 33-38.
- Fixen, P. 2005. Decision support systems in integrated crop nutrient management. Proceedings 569. The International Fertiliser Society. YORK, UNITED KINGDOM. 32pp.
- Fixen, P. 2016. Evidence-based agronomy: Filling the gaps in soil fertility/nutrient management data. Great Plains Soil Fertility Conference. 2016. Vol. 16, Denver, CO.
- Fontanetto, H.; y O. Keller. 2006. Manejo de la fertilización en maíz. Experiencias en la región pampeana argentina. Información Técnica Cultivos de Verano. Campaña 2006. Publicación Miscelánea No. 106: 85-113. INTA EEA Rafaela.
- Fontanetto, H.; O. Keller; D. Gialevra; L. Belotti; y C. Negro. 2008. Fertilización fosfatada del cultivo de soja en suelos de la región central de Santa Fe: respuesta física del cultivo, eficiencia de uso del P y niveles críticos en el suelo. Actas XXI Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo, AACS. San Luis, Mayo 2008.
- Fontanetto, H.; O. Keller; S. Gambaudo; J. Albrecht; G. Gianinetta; E. Weder; O. Zen; I. Daverede; y F.O. García. 2010. Respuesta del maíz a la fertilización fosforada en la Región centro de Santa Fe. INTA EEA Rafaela. Información Técnica Cultivos de Verano. Campaña 2010. Publicación Miscelánea N° 118: 98-103.
- Gahoonia, T.S.; y N.E. Nielsen. 2004. Root traits as tools for creating phosphorus efficient crop varieties. *Plant Soil* 260:47-57.

- Galantini, J.A.; M.R. Landriscini; A.M. Miglierina; J.O. Iglesias; y R.A. Rosell. 1997. Formas de fósforo en Agroecosistemas de La Pampa. Argentina. VIII Congreso Nacional de la Ciencia del Suelo. La Serena. Chile.
- García, F.O. 2001. Balance de fósforo en los suelos de la región pampeana. *Informaciones Agronómicas* 9: 1-3. IPNI Cono Sur.
- García, F.O.; y I.A. Ciampitti. 2010. Enfoques alternativos para el diagnóstico de fertilidad de suelos: El enfoque tradicional. *Actas XXII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo*. 31 de Mayo al 4 de Junio de 2010. Rosario, Argentina. AACCS.
- García, F.O.; y M.F. González Sanjuán. 2013. La nutrición de suelos y cultivos, y el balance de nutrientes. *Informaciones Agronómicas de Hispanoamérica* N° 9 (Marzo):1-5. IPNI Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires, Argentina.
- García, F.O.; K. Fabrizzi; M. Ruffo; y P. Scarabicchi. 1997. Fertilización nitrogenada y fosfatada de maíz en el sudeste de Buenos Aires. VI Congreso Nacional de Maíz. AIANBA. Pergamino, Buenos Aires.
- García, F.O.; M. Boxler; J. Minteguiaga; R. Pozzi; L. Firpo; I.A. Ciampitti; A.A. Correndo; F. Bauschen; A. Berardo; y N. Reussi Calvo. 2010. La Red de Nutrición de la Región CREA Sur de Santa Fe: Resultados y conclusiones de los primeros diez años 2000-2009. AACREA. 64p
- Gates, S., 2002. Review of methodology of quantitative reviews using meta-analysis in ecology. *Journal of Animal Ecology*, 71(4), 547–557. <http://doi.org/10.1046/j.1365-2656.2002.00634.x>
- González Montaner, J.H.; G.A. Maddonni; N. Maillard; y M. Posborg. 1991. Optimización de la respuesta a la fertilización nitrogenada en el cultivo de trigo a partir de un modelo de decisión para la Subregión IV (Sudeste de la Provincia de Buenos Aires). *Ciencia del Suelo* 9:41-51.
- GraphPad Software Inc. 2017. GraphPad Prism v7.0c for MacOSX, La Jolla, CA, USA. <http://www.graphpad.com/guides/prism/7/user-guide/index.htm>
- Grassini, P.; K.M. Eskridge; y K.G. Cassman. 2013. Distinguishing between yield advances and yield plateaus in historical crop production trends. *Nature Communications*, 4, 2918. <http://doi.org/10.1038/ncomms3918>
- Gregoret, C.; M. Díaz Zorita; J. Dardanelli; y R. Bongiovanni. 2011. Regional model for nitrogen fertilization of site-specific rainfed corn in Haplustolls of the central Pampas, Argentina. *Precision Agric.* 12:831–849.

- Grömping, U. 2015. Variable importance in regression models. *WIREs Comput Stat* 7, 137-152. [DOI: 10.1002/wics.1346](https://doi.org/10.1002/wics.1346).
- Gutiérrez-Boem, F.H.; P. Prystupa; y C.R. Álvarez. 2006. Comparación de dos redes de ensayos de fertilización fosforada de soja en la región pampeana. *Informaciones Agronómicas del Cono Sur* No. 31 (Septiembre):6-8. INPOFOS Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires, Argentina.
- Gutiérrez-Boem, F. H.; J.D. Scheiner; H. Rimski-Korsakov; y R.S. Lavado. 2004. Late season nitrogen fertilization of soybeans: Effects on leaf senescence, yield and environment. *Nutr. Cycling Agroecosyst.*, 68 (2), 109–115. <http://doi.org/10.1023/B:FRES.0000019040.02605.ee>
- Gutiérrez-Boem, F.H.; y F. Salvagiotti. 2015. Soja: 479-508. En: H.E. Echeverría y F.O. García (eds). *Fertilidad de Suelos y Fertilización de Cultivos*. 2a. ed. Ediciones INTA. Buenos Aires, Argentina. ISBN978-987-521-565-8.
- Gutiérrez-Boem, F.H.; C. Alvarez; M. Cabello; P. Fernandez; A. Bono; P. Prystupa; y M. Taboada. 2008. Phosphorus retention on soil surface of tilled and no-tilled soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 72 (4): 1158-1162.
- Gutiérrez-Boem, F.H.; F.O. García; y M. Boxler. 2010. ¿Qué tan distintos son los niveles críticos de fósforo disponible para soja, maíz y trigo?. En: Simposio Fertilidad 2011. *La Nutrición de Cultivos Integrada al Sistema de producción*. IPNI - Fertilizar AC. Rosario, Santa Fe. pp. 191-193.
- Gutiérrez-Boem, F.H.; P. Prystupa; y C.R. Álvarez. 2006. Comparación de dos redes de ensayos de fertilización fosforada de soja en la región pampeana. *Informaciones Agronómicas del Cono Sur* No. 31 (Septiembre):6-8. INPOFOS Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires, Argentina.
- Hall, A.J.; C. Feoli; J. Ingaramo; y M. Balzarini. 2013. Gaps between farmer and attainable yields across rainfed sunflower growing regions of Argentina. *Field Crops Research*, 143, 119–129. <http://doi.org/10.1016/j.fcr.2012.05.003>
- Halvorson A. y Black A. 1985. Long-term dryland crop responses to residual phosphorus fertilizer. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 49:928-933.
- Hassink, J. 1994. Effects of soil texture and grassland Management on soil organic C and N and rates of C and N mineralization. *Soil Biol. Biochem.* 26:1221–1231. doi:10.1016/0038-0717(94)90147-3
- Havlin, J.; J. Beaton; S. Tisdale; y W. Nelson. 2005. *Soil Fertility and Fertilizers*. Pearson Education Inc. Upper Saddle River, New Jersey, EE.UU. 7a. edición. 515p.

- Heckman, J.R.; W. Jokela; T. Morris; D.B. Beegle; J.T. Sims; F.J. Coale; S. Herbert; T. Griffin; B. Hoskins; J. Jemison; W.M. Sullivan; D. Bhumbra; G. Estes; y W.S. Reid. 2006. Soil test calibration for predicting corn response to phosphorus in the northeast USA. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 90:280-288.
- Hedges, L.V.; J. Gurevitch; y P.S. Curtis. 1999. The meta-analysis of response ratios in experimental ecology. *Ecology*80(4):1150–1156. [http://doi.org/10.1890/0012-9658\(1999\)080\[1150:TMAORR\]2.0.CO;2](http://doi.org/10.1890/0012-9658(1999)080[1150:TMAORR]2.0.CO;2)
- Hedley, M.J.; J.W.B. Stewart; y B.S. Chahuan. 1982. Changes in inorganic and organic soil phosphorus fractions induced by cultivation practices and by laboratory incubations. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 46: 970-976.
- Holford, I.C.R. 1980. Effects of phosphate buffer capacity on critical levels and relationships between soil tests and labile phosphate in wheatgrowing soils. *Australian Journal of Soil Research* 18, 405–414. doi:10.1071/SR9800405
- Holford, I.C.R. 2015. Comments on papers relating to soil phosphorus testing in 'Making Better Fertiliser Decisions for Cropping Systems in Australia' in *Crop y Pasture Science* 64, 435-498 (2013). *Crop and Pasture Science*, 2015, 66, 107-109.
- Holford, I.C.R.; y B.R. Cullis. 1985. Effects of phosphate buffer capacity on yield response curvature and fertiliser requirements of wheat in relation to soil phosphate tests. *Australian Journal of Soil Research* 23, 417–427. doi:10.1071/SR9850417
- Holford, I.C.R.; J.M. Morgan; J. Bradley; y B.R. Cullis. 1985. Yield responsiveness and response curvature as essential criteria for the evaluation and calibration of soil phosphate tests for wheat. *Australian Journal of Soil Research* 23, 167–180. doi:10.1071/SR9850167
- Hörnik, K. 2015. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. v3.1.2, <http://cran.r-project.org/doc/FAQ/R-FAQ.html>
- INTA. 2018a. GeoINTA. Infraestructura de Datos Espaciales (IDE) del INTA. <http://visor.geointa.inta.gob.ar/>
- INTA. 2018b. SIGA. Sistema de información y gestión agrometeorológica. Versión del producto: 1.0.5. Fecha liberación de versión: 01/03/2018. Desarrollo Sitio Web: Ing. Nazareno Martin. <http://siga.inta.gov.ar/#/about>
- IPNI. 2013a. Planilla de cálculo de requerimientos nutricionales. Disponible en: <http://lacs.ipni.net/nutrient-requirements>

- IPNI. 2013b. 4R - Manual de Nutrición de Plantas: Un Manual Para Mejorar el Manejo de la Nutrición de Plantas. T.W. Bruulsema, P.E. Fixen, G.D. Sulewski, (eds.). International Plant Nutrition Institute. 1ra Edición Acassuso, Buenos Aires, Argentina. 140p.
- Johnston, A.E. 2000. Soil and plant phosphate. Paris, France: IFA (International Fertilizer Industry Association).
- Jolicoeur, P. 1990. Bivariate allometry: interval estimation of the slope of the ordinary and standardized normal major axes and structural relationship. *Journal of Theoretical Biology* 144, 275–285.
- Jolicoeur, P.; y J.E. Mosimann. 1968. Intervalles de confiance pour la pente de l'axe majeur d'une distribution normale bidimensionnelle. *Biometrie-Praximetrie* 9: 121–140.
- Jordan-Meille, L.; G.H. Rubæk; P.A. Ehlert; V. Genot; G. Hofman; K. Goulding; J. Recknagel; G. Provolò; y P. Barraclough. An overview of fertilizer-P recommendations in Europe: soil testing, calibration and fertilizer recommendations. *Soil Use and Management*, 2012, 28, 419-435
- Koske, R.E.; y J.N. Gemma. 1995. Fungal reactions to plants prior to mycorrhizal formation. Pp.3-36. In: M.F. Allen (ed.). *Mycorrhizal functioning: an integrative plant fungal processes*. New York, Chapman and Hall.
- Kovar, J.L.; y G.M. Pierzynski. 2009. *Methods of Phosphorus Analysis for Soils, Sediments, Residuals, and Waters* Second Edition.
- Kutner, M.H.; C.J. Nachtsheim; J. Neter; y W. Li. 2005. *Applied Linear Statistical Models*. (5th ed.). New York: McGraw-Hill. 1396pp. ISBN 0-07-238688-6
- Lassaletta, L.; G. Billen; B. Grizzetti; J. Anglade y J. Garnier. 2014. 50 year trends in nitrogen use efficiency of world cropping systems: the relationship between yield and nitrogen input to crop land. *Environ. Res. Lett.* 9 (2014): 105011. 9pp. <http://doi.org/10.1088/1748-9326/9/10/105011>
- Legendre, P.; y L. Legendre. 1998. *Numerical ecology*. Numerical Ecology Second English Edition, 20(20), 870p.
- Lindeman, R.H.; P.F. Merenda; y R.Z. Gold. 1980. *Introduction to Bivariate and Multivariate Analysis*, Glenview IL: Scott, Foresman.
- Lobell, D.B. 2007. The cost of uncertainty for nitrogen fertilizer management: A sensitivity analysis. *Field Crops Res.* 100:210-217.

- Lobell, D.B.; W. Schlenker; y J. Costa-Roberts. 2011. Climate trends and global crop production since 1980. *Science*, 333 (6042): 616–620. <http://doi.org/10.1126/science.1204531>
- Lynch, J.P. 2007. Roots of the second green revolution. *Australian Journal of Botany* 55, 1-20.
- Maddoni, G.A. 2011. Analysis of the climatic constraints to maize production in the current agricultural región of Argentina – a probabilistic approach-. *Theor Appli Climatol*. <http://doi.org/10.1007/ss00704-011-0478-9>
- Mallarino, A.P.; J.R. Webb; y A.M. Blackmer. 1991. Corn and soybean yields during 11 years of phosphorus and potassium fertilization on high-testing soil. *Journal Production of Agriculture* 4: 312-317.
- Mallarino, A.P. 2012. Manejo nutricional para alta productividad de cultivos y reducido impacto ambiental. XIX Congreso Latinoamericano de la Ciencia del Suelo y XXIII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. 16-20 Abril 2012. Mar del Plata.
- Mallarino, A.P.; y A.M. Blackmer. 1992. Comparison of methods for determining critical concentrations of soil test phosphorus for corn. *Agron J.*, 84, 850:856.
- Mallarino, A.P.; y B.L. Allen. 2006. Relationships between extractable soil phosphorus and phosphorus saturation after long-term fertilizer or manure application. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 70: 454-463.
- Mallarino, A.P.; D.J. Wittry; y P.A. Barbagelata. 2002. Iowa soil-test field calibration research update: Potassium and the Mehlich-3 ICP phosphorus test. p. 29-39. In North-Central Extension-Industry Soil Fertility Conf. Proceedings. Vol. 17. Des Moines, IA.
- McArdle, B. 1988. The structural relationship: regression in biology. *Can. J. Zool.*, 66: 2329-2339.
- McLaughlin, M.J.; T.M. McBeath; R. Smernik; S.P. Stacey; B. Ajiboye; y C. Guppy. 2011. The chemical nature of P accumulation in agricultural soils; implications for fertiliser management and design: an Australian perspective. *Plant Soil* 349(1-2), 69-87.
- Mead, R.; R.N. Curnow; y A.M. Hasted. 1993. Statistical methods in agriculture and experimental biology. Chapman and Hall, London, pág. 415.
- Mehlich, A. 1953. Determination of P, Ca, Mg, K, Na and NH₄. North Carolina Soil Testing Div., Raleigh.

- Mehlich, A. 1984. Mehlich-3 soil test extractants: A modification of Mehlich 2 extractant. *Comm. Soil Sci. Plant Anal.* 15: 1409-1416.
- Melchiori, R.; y P. Barbagelata. 2002. Recomendación de Fertilización Nitrogenada en Trigo. Actualización Técnica en Trigo. INTA EEA Paraná. Serie de Extensión N° 22. 33-38p.
- Melchiori, R.J.M. 2010. Enfoques alternativos para el diagnóstico de fertilidad de suelos: una mirada desde el cultivo para el manejo de nitrógeno. Actas XXII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. 31 de Mayo al 4 de Junio de 2010. Rosario, Argentina. AACCS. Cd-rom.
- Melchiori, R.J.M. 2012. Fertilización variable con N: herramientas, criterios y recomendaciones. 19th ISTRO Conference – IV SUCS Meeting. Striving for Sustainable High Productivity. 24-28 Septiembre 2012. Montevideo, Uruguay.
- Melchiori, R.J.M.; M. Ferrari; H. Fontanetto; y S.M. Albarenque. 2008. Fertilidad fosfatada en soja en siembra directa: aporte de la fracción orgánica lábil. Actas XXI Congreso Argentino de Ciencias del Suelo. Potrero de Los Funes, San Luis.
- Melgar, R.J.; E. Frutos; M.L. Galetto; y H. Vivas. 1995. El análisis de suelo como predictor de la respuesta de la soja a la fertilización fosfatada. I Congreso Nacional de Soja, II Reunión Nacional de Oleaginosas. Pergamino, Buenos Aires: 167-174.
- Mengel, K.; y E.A. Kirkby. 2000. Principios de nutrición vegetal. Basilea, Suiza, IPI.
- Mercau, J.2010. Enfoques alternativos para el diagnóstico de fertilidad de suelos: una mirada con lentes de modelos funcionales de cultivo. Actas XXII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. 31 de Mayo al 4 de Junio de 2010. Rosario, Argentina. AACCS.
- Mercau, J.L.; M.D. Noretto; F. Bert; R. Giménez; y E. G. Jobbágy. 2016. Shallow groundwater dynamics in the Pampas: Climate, landscape and crop choice effects. *Agricultural Water Management* 163(2016):159-168.
- Micucci, F.G.; y M.A. Taboada. Soil physical properties and soybean (*Glycine max*, Merrill) root abundance in conventionally- and zero-tilled soils in the humid Pampas of Argentina. *Soil & Tillage Research*, 2006, 86, 152 - 162
- Mistrorigo, D.; y O. Valentnuz. 2004. Fertilización de maíz en siembra directa en suelos molisoles y vertisoles del oeste de Entre Ríos. *Revista Científica Agropecuaria* 8(1): 99-107.

- Montoya J., A. Bono; A. Suarez; N. Darwich; y F. Babinec. 1999. Cambios en el contenido de fósforo asimilable en los suelos del este de la provincia de La Pampa, Argentina. *Ciencia del Suelo* 17 (1): 45-48.
- Moody, P.W. 2007. Interpretation of a single point P buffering index for adjusting critical levels of the Colwell soil P test. *Australian Journal of Soil Research* 45, 55–62. <http://doi.org/10.1071/SR06056>
- Moody, P.W.; S.D. Speirs; B.J. Scott; y S.D. Mason. 2013. Soil phosphorus tests I: What soil phosphorus pools and processes do they measure?. *Crop and Pasture Science* 64, 461–468. <http://dx.doi.org/10.1071/CP13112>
- Morris, T.F.; T.S. Murrell; D.B. Beegle; J.J. Camberato; R.B. Ferguson; J. Grove; Q. Ketterings; P.M. Kyveryga; C.A.M. Laboski; J.M. McGrath; J.J. Meisinger; J. Melkonian; B.N. Moebius-Clune; R.D. Nafziger; D. Osmond; J.E. Sawyer; P.C. Scharf; W. Smith; J.T. Spargo H.M. van Es; y H. Yang. 2018. Strengths and limitations of Nitrogen rate recommendations for corn and opportunities for improvement. *Agron. J.* 110 (1): 1–37. <http://doi.org/10.2134/agronj2017.02.0112>
- Motulsky, H.; y A. Christopoulos. 2004. Fitting Models to Biological Data using Linear and Nonlinear Regression. A Practical Guide to Curve Fitting, Oxford University Press, NY.
- Mueller, N.D.; P.C. West; J.S. Gerber; G.K. MacDonald; A. Polasky; y J.A. Foley. 2014. A tradeoff frontier for global nitrogen use and cereal production. *Environmental Research Letters*, 9(5), 054002. <http://doi.org/10.1088/1748-9326/9/5/054002>
- Neumann, K.; P.H. Verburg; E. Stehfest; y C. Müller. 2010. The yield gap of global grain production: A spatial analysis. *Agricultural Systems*, 103(5), 316–326. <http://doi.org/10.1016/j.agsy.2010.02.004>
- Nosetto, M.D.; E. Jobbágy; R. Jackson; y G. Sznajder. 2009. Reciprocal influence between crops and shallow groundwater in the Pampas. *Field Crop Res.* 113: 138-148.
- NSW DPI. 2012. Making Better Fertiliser Decisions for Cropping Systems in Australia: online database, NSW DPI and the Grains Research and Development Corporation, last access date: Sep 4th 2016, <http://www.bfdc.com.au>
- Olsen, S.R.; C.V. Cole; F.S. Watanabe; y L.A. Dean. 1954. Estimation of available phosphorus in soils by extraction with sodium bicarbonate. USDA Circ. 939. U.S. Gov. Print Office, Washington, DC.

- Orcellet, J.M.; N.I. Reussi Calvo; H.R. Sainz Rozas; N. Wyngaard; y H.E. Echeverría. 2017. Anaerobically incubated nitrogen improved nitrogen diagnosis in corn. *Agron J.*, 109 (1), 291–298. <http://doi.org/10.2134/agronj2016.02.0115>
- Pagani, A.; H.E. Echeverría; H.R. Sainz Rozas; y P.A. Barbieri. 2008. Dosis óptima económica de nitrógeno en maíz bajo siembra directa en el sudeste bonaerense. *Ciencia del Suelo* 26(2):183-193.
- Pagani, A.; H.R. Sainz Rozas; y H.E. Echeverría. 2009. Respuesta a nitrógeno y azufre en el cultivo de maíz en diferentes ambientes de la provincia de Buenos Aires. *Ciencia del Suelo* 27(1):21-29.
- Parent, L.E.; y G. Gagné. 2010. Guide de référence en fertilisation. 2nd Edition, CRAAQ, Québec, Canada, 473 p.
- Parent, L.E.; y T. Bruulsema. 2013. Networking Soil Fertility Studies at the Agroecosystem Level using Meta-analysis. *Better Crops*, 97(1), 13–15.
- Pascale, C.; O. Heredia; y L. Giufré. 2000. Distintas fracciones de P en suelos de Entre Ríos. *Revista Facultad de Agronomía* 20: 59-62.
- Passioura, J.B. 1996. Simulation Models: Science, Snake Oil, Education, or Engineering? *Agron J.* 88:690-694.
- Peltovuori, T. 1999. Precision of commercial soil testing practice for phosphorus fertilizer recommendations in Finland. *Agric. Food Sci. Finland* 8, 299–308.
- Philibert, A.; C. Loyce; y D. Makowski. 2012. Assessment of the quality of meta-analysis in agronomy. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 148, 72–82. <http://doi.org/10.1016/j.agee.2011.12.003>
- Pieri, C.. 1995. Long term soil management experiments in semiarid Francophone Africa. *Adv. Soil Sci.* 225–264.
- Pinheiro, J.; D. Bates; S. DebRoy; D. Sarkar; y R Core Team. 2015. *nlme*: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models. R package version 3.1-119, <http://CRAN.R-project.org/package=nlme>.
- Quintero, C.E.; N.G. Boschetti; y R.A. Benavides. 1999. Phosphorus retention in some soils of the Argentinean Mesopotamia. *Commun. Soil Sci. Plant Anal.*, 30: 1449-1461.
- Quintero, C.E.; N.G. Boschetti; y R.A. Benavidez. 2003. Effect of soil buffer capacity on soil test phosphorus interpretation and fertilizer requirement. *Comm. Soil Sci. Plant Anal.* 34 (9-10): 1435 – 1450.

- Quiroga, A.; D. Funaro; E. Noellenmeyer; y N. Peinemann. 2006. Barley yield response to soil organic matter and texture in the Pampas of Argentina. *Soil & Tillage Research* 90 (2006): 63-68. doi:10.1016/j.still.2005.08.019
- R Core Team. 2016. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <http://R-project.org>
- Reussi Calvo, N.; H. Sainz Rozas; H.E. Echeverría; A. Berardo; y N. Diovisalvi. 2013. ¿Contribuye el Nan a mejorar el diagnóstico de nitrógeno en maíz? En F. García y A. Correndo (ed.). Simposio Fertilidad 2013: Nutrición de Cultivos para la Intensificación Productiva Sustentable. 22-23 de Mayo de 2013. Rosario. IPNI Cono Sur-Fertilizar AC. pp. 269-272.
- Reussi Calvo, N.I.; H.E. Echeverría; H.R. Sainz Rozas; A. Berardo; y N. Diovisalvi. 2014. Can a soil mineralization test improve wheat and corn nitrogen diagnosis? *Better Crops Plant Food* 98:12–14.
- Richardson, A.; y R. Abbott. 2012. Promoting productivity and protecting the environment. Fertilizer Australia y AFSA. Fertilizer Australia 2012. 12p.
- Roberts, P.D.; G.B. Stewart; y A.S. Pullin. 2006. Are review articles a reliable source of evidence to support conservation and environmental management. A comparison with medicine. *Biol. Conserv.* 132, 409–423.
- Ron, M.M. 2003. Calibración de análisis de suelos. Niveles y paradigmas. *Informaciones Agronómicas* No. 17 (Marzo):13-16. INPOFOS Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires, Argentina.
- Ron, M.M. 2014. Algunos saberes implícitos en la calibración de análisis de suelos. XXIV Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo – II Reunión Nacional “Materia Orgánica y Sustancias Húmicas. Bahía Blanca. 5-9 de Mayo de 2014. Buenos Aires. AACS.
- Ros, G.H.; M.C. Hanegraaf; E. Hoffl; y W.H. van Riemsdijk. 2011. Predicting soil N mineralization: Relevance of organic matter fractions and soil properties. *Soil Biol. Biochem.* 43:1714–1722. <http://doi.org/10.1016/j.soilbio.2011.04.017>
- Rothstein, H.R.; y S. Hopewell. 2009. The Grey literature. Pp. 103-125. En: H. Cooper, L. V. Hedges y J. Valentine (eds), *The Handbook of Research Synthesis* (2nd edn). New York, NY: Sage Publications.
- Rubio, G.; A. Sorgoná; y J.P. Lynch. 2004. Spatial mapping of phosphorus influx in vean root systems using digital autoradiography. *J. Exp. Bot.* 55: 2269.2280.

- Rubio, G.; M.J. Cabello; F.H. Gutiérrez-Boem; y E. Munaro. 2008. Estimating available soil phosphorus increases alter phosphorus additions in Mollisols. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 72: 1721-1727.
- Ruiz, R.; E. Satorre; G. Maddoni; J. Carcova; y M. Otegui. 2001. Umbrales de decisión para la fertilización nitrogenada en maíz. VII Congreso Nacional de Maíz. AIANBA. Pergamino, Buenos Aires, Argentina.
- Sainz Rozas, H.; H. Echeverría; G. Studdert; y G. Domínguez. 2000. Evaluation of the presidedress soil nitrogen test for no-tillage maize fertilized at planting. *Agron. J.* 92:1176-1183.
- Sainz Rozas, H.; P. Calviño; H. Echeverría; M. Redolatti; y P. Barbieri. 2008. Contribution of anaerobically mineralized nitrogen to reliability of planting or presidedress soil nitrogen test in maize. *Agron. J.* 100:1020-1025.
- Sainz Rozas, H.R.; H.E. Echeverría; y P.A. Barbieri. 2004. Nitrogen balance as affected by application time and nitrogen fertilizer rate in irrigated no-tillage maize. *Agron. J.* 96:1622–1631. <http://doi.org/10.2134/agronj2004.1622>
- Sainz Rozas, H.R.; M. Eyherabide; H.E. Echeverría; H. Angelini; G.E. Larrea; G.N. Ferraris; y M. Barraco. 2013. ¿Cuál es el estado de la fertilidad de los suelos argentinos?. Pp:62-72. En: F. García y A. Correndo (ed.). Simposio Fertilidad 2013: Nutrición de Cultivos para la Intensificación Productiva Sustentable. 22-23 de Mayo de 2013. Rosario. IPNI Cono Sur-Fertilizar AC.
- Sainz-Rozas, H.R. 2013. ¿Cuál es el estado de la fertilidad de los suelos argentinos?. Pp:62-72. En: F. García y A. Correndo (ed.). Simposio Fertilidad 2013: Nutrición de Cultivos para la Intensificación Productiva Sustentable. 22-23 de Mayo de 2013. Rosario. IPNI Cono Sur-Fertilizar AC.
- Salas, A.M.; E.T. Elliott; D.G. Westfall; C.V. Cole; y J. Six. 2003. The Role of Particulate Organic Matter in Phosphorus Cycling. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 67:181–189.
- Salvagiotti, F.; F. Ferraguti; y A. Manlla. 2012. Respuesta a la fertilización y eficiencia en el uso del nitrógeno en maíz de siembra tardía sobre diferentes antecesores utilizando inhibidores de ureasa. *Informaciones Agronómicas de Hispanoamérica*. No. 8 (Diciembre): 2-8. IPNI Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires, Argentina.
- Salvagiotti, F.; F. Ferraguti; y A. Manlla. 2012. Respuesta a la fertilización y eficiencia en el uso del nitrógeno en maíz de siembra tardía sobre diferentes antecesores utilizando inhibidores de ureasa. *Informaciones Agronómicas de Hispanoamérica*. No. 8 (Diciembre): 2-8. IPNI Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires, Argentina.

- Salvagiotti, F.; G. Gerster; S. Bacigaluppo; J. Castellarín; C. Galarza; N. González; V. Gudelj; O. Novello; H. Pedrol; y P. Vallote. 2004. Efectos residuales y directos de fósforo y azufre en el rendimiento de soja de segunda. *Ciencia del Suelo* 22(2): 92-101.
- Salvagiotti, F.; J. Castellarín; F. Ferraguti; y H. Pedrol. 2011. Dosis óptima económica de nitrógeno en maíz según potencial de producción y disponibilidad de nitrógeno en la región pampeana norte. *Ciencia del Suelo* 29 (2): 199-212.
- Salvagiotti, F.; J. Castellarín; F. Ferraguti; y H. Pedrol. 2011. Dosis óptima económica de nitrógeno en maíz según potencial de producción y disponibilidad de nitrógeno en la región pampeana norte. *Ciencia del Suelo* 29 (2): 199-212.
- Salvagiotti, F.; K.G. Cassman; J.E. Specht; D.T. Walters; A. Weiss; y A. Dobermann. 2008. Nitrogen uptake, fixation and response to fertilizer N in soybeans: a review. *Field Crop Res.*, 108:1-13. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eja.2013.06.006>
- Salvagiotti, F.; M. Barraco; D. Dignani; H. Sanchez; A. Bono; P Vallone; G. Gerster; C. Galarza; J. Monotya; y V.J. Gudelj. 2013. Plant stand, nodulation and seed yield in soybean as affected by phosphate fertilizer placement, source and application method. *Europ. J. Agronomy* 51 (2013), 25-33.
- Sanchez, M; y L. Ascheri. 2008. Fertilización nitrogenada de maíz en el sudeste de Córdoba. *Informaciones Agronómicas del Cono Sur* No. 39 (): 20-22. IPNI Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires, Argentina.
- Satorre, E.H.; J.R. Micheloud; J. Belligoi; y J.L. Cavasassi. 2006. MAICERO: Nuevos Criterios para el Diagnóstico y Manejo de la Fertilización del Cultivo de Maíz en Argentina. Convenio AACREA y PROFERTIL S.A., software de aplicación agronómica.
- Schwartz, S.; y K.M. Carpenter. 1999. The right answer for the wrong question: consequences of type III error for public health research. *American Journal of Public Health* 89 (8):1175-1180.
- Selles, F.; C.A. Campbell; y R.P. Zentner. 1995. Effect of cropping and fertilization on plant and soil phosphorus. *Soil Sci. Soc. Am. J.*59: 140-144.
- Selles, F.; R.A. Kochhann; J.E. Denardin; R.P. Zentner; y A. Faganello. 1997. Distribution of phosphorus fractions in a Brazilian Oxisol under different tillage systems. *Soil & Tillage Research* 44: 23-34 .

- Shahandeh, H.; A.L. Wright; y F.M. Hons. 2011. Use of soil nitrogen parameters and texture for spatially-variable nitrogen fertilization. *Precis. Agric.* 12:146–163. doi:10.1007/s11119-010-9163-8
- Shapiro, C.A.; R.B. Ferguson; G.W. Hergert; C.S. Wortmann; y D.T. Walters. 2008. Fertilizer suggestions for corn. Ext. EC 117. Univ. of Nebraska, Lincoln. <http://extensionpublications.unl.edu/assets/pdf/ec117.pdf>
- Sharpley, A. N. 1985. Phosphorus cycling in unfertilized and fertilized agricultural soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 49:905-911.
- SIIA. 2015. Sistema Integrado de Información Agropecuaria. Ministerio de Agricultura, Ganadería y Pesca. Presidencia de la Nación Argentina. Disponible en: <http://www.sia.gov.ar>
- Silberbush, M.; y S.A. Barber. 1983. Sensitivity of simulated phosphorus uptake to parameters used by a mechanistic-mathematical model. *Plant and Soil* Vol. 74, No. 1 (1983):93-100. <http://www.jstor.org/stable/42934382>
- Sims, J.T. 2000. Soil fertility evaluation. En M.E. Sumner (ed.). Handbook of Soil Science. CRC Press. Boca Raton, FL. pp.113-153.
- Sims, J.T.; y G.M. Pierzinski. 2005. Chemistry of phosphorus in soils. En: M.A. Tabatabai y D.L. Sparks (ed.) Chemical processes in soils. SSSA Book Ser. 8. SSSA, Madison, WI.
- Six, J.; R. Conant; E. Paul; y K. Paustian. 2002. Stabilization mechanisms of soil organic matter: Implications for C-saturation of soils. *Plant Soil* 241:155–176. <http://doi.org/10.1023/A:1016125726789>
- Smil, V. 2000. Phosphorus in the environment: natural flows and human interferences. *Annu. Rev. Energy Environ.* 25:53-88.
- Soil Survey Staff. 2014. Keys to Soil Taxonomy, 12th Edition. United States Department of Agriculture, Natural Resources Conservation Service (360 pp.).
- Sokal, R.R.; y F.J. Rohlf. 1995. Biometry – The Principles and Practice of Statistics in Biological Research, 3rd Edn. W. H. Freeman, New York.
- Speirs, S.D.; B.J. Scott; P.W. Moody; y S.D. Mason. 2013a. Soil phosphorus tests II: A comparison of soil test-crop response relationships for different soil tests and wheat. *Crop and Pasture Science*, 64(5), 469–479. <http://doi.org/10.1071/CP13111>
- Speirs, S.D.; D.J. Reuter; K.I. Peverill; y R.F. Brennan. 2013b. Making better fertiliser decisions for cropping systems in Australia: An overview. *Crop and Pasture Science*, 64(5), 417–423. <http://doi.org/10.1071/CP13034>

- Speirs, S.D.; M.K. Conyers; D.J. Reuter; K.I. Peveril; y R.M. Norton. 2014. Desarrollo de una base de datos de calibración de análisis de suelos en Australia. XXIV Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo – II Reunión Nacional “Materia Orgánica y Sustancias Húmicas. Bahía Blanca. 5-9 de Mayo de 2014. Buenos Aires. AACS.
- Stanford, G. 1973. Rationale for optimum nitrogen fertilization in corn production. *J. Environ. Qual.* 2:159–166. doi:10.2134/jeq1973.00472425000200020001x
- Steinbach, H.; y R. Alvarez. 2014. Eficiencia de respuesta de trigo, maíz y soja a la fertilización azufrada en la región pampeana argentina. *Informaciones Agronómicas de Hispanoamérica* No. 13, Marzo 2014: 11-17. IPNI Cono Sur. Acassuso, Buenos Aires.
- Stewart, J.W.B.; y H. Tiessen. 1987. Dynamics of soil organic phosphorus. *Biogeochemistry*, Dordrecht, 4:41:60.
- Stewart, J.; y A. Sharpley. 1987. Controls on dynamics of soil and fertilizer phosphorus and sulfur. *In*: R. Follet, J. Stewart y C. Cole (ed.) *Soil fertility and organic matter as critical components of production systems*. SSSA Spec. Pub. No. 19. SSSA-ASA. Madison, Wisconsin, EE.UU.
- Sucunza, F.A.; F.H. Gutiérrez-Boem; F.O. García; M. Boxler; y G. Rubio. 2018. Long-term phosphorus fertilization of wheat, soybean and maize on Mollisols: Soil test trends, critical levels and balances. *Europ. J. Agronomy*, 96 (2018): 87-95.
- Suñer, L.G.; J. A. Galantini; R.A. Rosell; y M.D. Chamadoira. 2002. Cambios en el contenido de las formas de fósforo en suelos de la región semiárida pampeana cultivados con trigo (*Triticum aestivum*). *Rev. Fac. Agron.*, La Plata 104(2):105-111.
- Syers, J.K.; A.E. Johnston; y D. Curtin. 2008. Efficiency of soil and fertilizer phosphorus use. Reconciling changing concepts of soil phosphorus behavior with agronomic information. *FAO Fertilizer and Plant Nutrition Bulletin* 18. FAO, Rome. 2008. 108p. ISBN: 978-92-5-105929-6.
- Tellería, M.G.; F.H. Gutiérrez-Boem; y G.N. Ferraris. 2016. Respuesta del cultivo de maíz a la aplicación anticipada de fósforo. *Informaciones Agronómicas de Hispanoamérica* No. 22: 20-24.
- Thien, S.J.; y R Myers. 1992. Determination of bioavailable phosphorus in soil. *Soil Sci Soc Am J.* 56:814-818

- Tiessen, H.; J.W.B. Stewart; y A. Oberson. 1994. Innovative soil phosphorus availability indices. Assessing organic phosphorus. En: J.L. Havlin y J.S. Jacobsen (eds.) Soil testing: prospects for improving nutrient recommendations. *Soil Sci. Soc. Am. Spec.* 40:143-162.
- Tremblay, N.; M.Y. Bouroubi; C. Belec; y E. Fallon. 2015. Meta-Analyses on an Eastern Canada Database of in-Season Corn Nitrogen Response Trials. Symposium: Meta-Analysis Applications in Agricultural Research. Synergy in Science: Partnering for Solutions. 2015 ASA-CSSA-SSSA y ESA Annual Meeting, Nov. 15-18, Minneapolis, MN. Disponible en: <https://scisoc.confex.com/scisoc/2015am/webprogram/Paper92938.html>
- Tremblay, N.; Y.M. Bouroubi; C. Bélec; R.W. Mullen; N.R. Kitchen; W.E. Thomason; y I. Ortiz-Monasterio. 2012. Corn response to nitrogen is influenced by soil texture and weather. *Agron. J.*, 104(6):1658–1671. <http://doi.org/10.2134/agronj2012.0184>
- Urrútia, G.; y X. Bonfill. 2010. Declaración PRISMA: una propuesta para mejorar la publicación de revisiones sistemáticas y metaanálisis. *Med Clin* 135 (11):507-511. <http://dx.doi.org/10.1016/j.medcli.2010.01.015>
- Valkama, E.; P. Virkajärvi; R. Uusitalo; K. Ylivainio; y E. Turtola. 2015. Meta-analysis of grass ley response to P fertilization in Finland. *Grass Forage Sci* (FEB): 1365-2494. <http://dx.doi.org/10.1111/gfs.12156>.
- Valkama, E.; R. Uusitalo; y E. Turtola. 2011. Yield response models to phosphorus application: a research synthesis of Finnish field trials to optimize fertilizer P use of cereals. *Nutr. Cycl. Agroecosyst.* 91:1-15. <http://doi.org/10.1007/s10705-011-9434-4>
- Valkama, E.; R. Uusitalo; y R. Turtola. 2011. Yield response models to phosphorus application: A research synthesis of Finnish field trials to optimize fertilizer P use of cereals. *Nutr. Cycl. Agroecosyst.* 91(1):1–15. <http://doi.org/10.1007/s10705-011-9434-4>
- Valkama, E.; R. Uusitalo; K. Ylivainio; P. Virkajärvi; y E. Turtola. 2009. Phosphorus fertilization: a meta-analysis of 80 years of research in Finland. *Agric. Ecosys. Environ.* 130:75–85
- van Ittersum, M.K.; K.G. Cassman; P. Grassini; J. Wolf; P. Tittonell; y Z. Hochman. 2013. Yield gap analysis with local to global relevance – a review. *Field Crops Res.* 143:4-17.

- van Ittersum, M.K.; y R. Rabbinge. 1997. Concepts in production ecology for analysis and quantification of agricultural input-output combinations. *Field Crops Res.* 52, 197-208.
- Vázquez, M.E. 2002. Balance y fertilidad fosforada en suelos productivos de la región pampeana. En: Simposio “Enfoque sistémico de la fertilización fosfórica”. XVIII Congreso Argentino de la Ciencia del Suelo. Puerto Madryn, Chubut.
- Warton, D.I.; y N.C. Weber. 2002. Common slope tests for errors-in-variables models. *Biometrical Journal* 44, 161–174.
- Warton, D.I.; I.J. Wright; D.S. Falster; y M. Westoby. 2006. Bivariate line-fitting methods for allometry. *Biological Reviews of the Cambridge Philosophical Society*, 81(2), 259–291. <http://doi:10.1017/S1464793106007007>
- Warton, D.I.; R.A. Duursma; D.S. Falster; y S. Taskinen. 2012. Smatr 3 - an R package for estimation and inference about allometric lines. *Methods in Ecology and Evolution*, 3(2): 257–259.
- Watmuff, G.; R.J. Reuter; y S.D. Speirs. 2013. Methodologies for assembling and interrogating N, P, K, and S soil test calibrations for Australian cereal, oilseed and pulse crops. *Crop and Pasture Science*, 64(5), 424–434. <http://doi.org/10.1071/CP12424>
- Webb J.R.; Mallarino A.P. y Blackmer A.M. 1992. Effects of residual and annually applied phosphorus on soil test values and yields of corn and soybean. *Journal Production of Agriculture* 5: 148-152.
- Webster, R. 1997. Regression and functional relations. *European Journal of Soil Science*, September 1997, 48: 557-566.
- Webster, R. 2001. Statistics to support soil research and their presentation. *European Journal of Soil Science*, June 2001, 52: 331-340.
- Weissenhorn, I.; y C. Leyval. 1996 Spore germination of arbuscular mycorrhizal fungi in soil differing in heavy metal content and other parameters. *European Journal of Soil Biology* 32: 165-172.
- Woodcock, P.; A.S. Pullin; y M.J. Kaiser. 2014. Evaluating and improving the reliability of evidence syntheses in conservation and environmental science: A methodology. *Biological Conservation* 176 (2014):54-62. <http://dx.doi.org/10.1016/j.biocon.2014.04.020>

- Wyngaard, N.; A. Vidaurreta; H.E. Echeverría; y L.I. Picone. 2013. Dynamics of phosphorus and carbon in the soil particulate fraction under different management practices. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 77:1584–1590.
- Wyngaard, N.; M. L. Cabrera; K.A. Jarosch; y E.K. Bünemann. 2016. Phosphorus in the coarse soil fraction is related to soil organic phosphorus mineralization measured by isotopic dilution. *Soil Biol. Biochem.* 96:107-118
- Yuan, M.D.; y R.H. Hunt. 2009. Systematic reviews: the good, the bad, and the ugly. *Am J Gastroenterol* 2009,104:1086–1092. <http://doi:10.1038/ajg.2009.118>
- Zamuner, E.; L.I. Picone; y H.E. Echeverría. 2007. Organic and inorganic phosphorus in Mollisol soil under different tillage practices. *Soil y Tillage Research* 99: 131-138.
- Zhu, Q.; J.P. Schmidt; H.S. Lin; y R.P. Sripada. 2009. Hydropedological processes and their implications for nitrogen availability to corn. *Geoderma* 154:111–122. doi:10.1016/j.geoderma.2009.10.004
- Zilio, J.P.; F.F. Frolla; y H.R. Krüger. 2017. Profundidad de muestreo para el análisis de nitrato en suelos del sudoeste de Buenos Aires, Argentina. *Informaciones Agronómicas de Hispanoamérica* 25: 14-16. IPNI Cono Sur.
- Zorzín, J.L.; y J.P. Ioele. 2012. Ajuste de fertilización con N en condiciones de alta productividad del sudeste de Córdoba. Maíz en Siembra Directa. *Aapresid*: 83-87.
- Zubillaga, M.M.; y L. Giuffré. 1999. Soil phosphorus mobilization in different taxonomic orders. *J. Plant Nutr. Soil Sci.* 162: 201-205.
-

ANEXO

Tabla Anexo 1. Fuentes de información utilizadas, en orden cronológico, que conforman la base de datos de experimentos de fertilización con P en maíz.

No.	Fuente	n	Campañas
1	Senegagliesi et al. 1983	33	1980/81 a 1983/84
2	García. Inédito	22	1991/92 a 1997/98
3	Castillo et al. 1995	6	1994/95
4	Castillo et al. 1996	6	1995/96
6	Seró y Pozzolo. 1997	1	1996/97
5	Castillo et al. 1997	5	1996/97
7	Gudelj et al. 1998	1	1997/98
9	Barbagelata y Papparotti. 2000	1	1997/98
10	García y Fabrizzi. Inédito	1	1997/98
8	Rubino et al. 1998	2	1997/98
11	Ferrari et al. 2000	2	1997/98 a 1998/99
12	Berardo et al. 2003	16	1997/98 a 1999/00
13	Fontanetto. Inédito	1	1998/99
14	Ventimiglia. 2000.	1	1999/00
15	Silva Rossi. Inédito	1	1999/00
16	CREA Sur de Santa Fe-IPNI. Varios	50	2000/01 a 2015/16
17	González y Riboltella. 2000	1	2001/02
18	Lemos et al. 2005	4	2001/02 a 2004/05
19	Capurro et al. 2007	6	2001/02 a 2005/06
20	Fontanetto y Keller. 2006	2	2002/03
23	Barraco. Inédito.	3	2002/3 a 2004/05
22	Barraco et al. 2006	5	2002/03 a 2004/05
21	INTA EEA Oliveros. Inédito	10	2002/03 a 2003/04
24	Ferraris et al. 2004	2	2003/04
25	Lemos et al. 2004	1	2003/04
26	Fontanetto et al. 2004	1	2003/04
27	Salvagiotti et al. 2017	19	2003/04 a 2005/06
29	Caamaño et al. 2005	1	2004/05
28	Ventimiglia et al. 2005	2	2004/05
30	Bono y Barraco. 2005	3	2004/05
31	Barraco et al. 2015	8	2004/05 a 2007/08
32	Fontanetto et al. 2010	34	2004/05 a 2008/09
33	Ferraris et al. 2008	13	2006/07 a 2007/08
34	Barbagelata. 2011	59	2006/07 a 2009/10
36	Capurro. Inédito	1	2007/08
35	Fontanetto et al. 2008	3	2007/08
37	Espósito et al. 2014	11	2007/08 a 2012/13
39	CREA Córdoba Norte. Inédito	12	2008/09 a 2015/16

38	Barraco et al. 2009	2	2008/09
41	Ventimiglia y Torrens Baudrix. 2010.	1	2009/10
40	Ferraris et al. 2009	3	2009/10
42	Tellería. 2014	3	2009/10 a 2011/12
43	Ferraris y Couretot. 2010	1	2010/11
44	Ventimiglia y Torrens Baudrix. 2014	2	2010/11 a 2011/12
45	Naville et al. 2015	2	2012/13
46	Adema et al. 2016	4	2012/13 a 2013/14
47	Sosa et al. 2015	1	2013/14
48	Pérez y Díaz-Zorita. 2018	8	2013/14 a 2014/15

Tabla Anexo 2. Fuentes de información utilizadas, en orden cronológico, que conforman la base de datos de experimentos de fertilización con P en soja.

No.	Fuente	n	Campañas
1	Killinger. 1973	1	1971/72
2	Bodrero y Racca. 1981	4	1974/75
3	Amma y González. 1985a	1	1981/82
4	Amma y González. 1985b	12	1982/83 a 1984/85
5	Cirilo. 1984	1	1983/84
6	Amma y González. 1986b	7	1983/84
7	Amma y González. 1986a	5	1984/85
8	Amma y González. 1986c	6	1985/86
9	Ropero Vanelli. 1991	1	1988/89
10	Fariña y Darwich. 1998	8	1988/89 a 1990/91
11	CREA Tucumán. Inédito	15	1991/92 a 1997/98
12	Cargnel et al. 1995	1	1992/93
13	Rodríguez Bauzá 1997	2	1992/93
14	de López Camelo et al. 1995	1	1993/94
15	Escandón. 1994	1	1993/94
16	Scheiner et al. 1997	1	1993/94
17	Prieto et al. 1999	6	1993/94 a 1995/96
18	Udaquiola. 1995	3	1994/95
19	CREA Alberdi-Bragado. Inédito	2	1995/96
20	Gambaudo et al. 1996	2	1995/96
21	Fabrizzi y García. 1997	2	1996/97
22	Santos. 2001	2	1996/97 a 1997/98
23	Gambaudo et al. 1997	9	1997/98
24	Berardo et al. 2003	17	1997/98 a 1999/00
25	Quiroga Guiraldes. 2000	1	1998/99
26	Arias y De Battista. 2002	6	1998/99 a 2001/02
27	Calviño y Redolatti. 2004	15	1998/99 a 2002/03
28	Vivas et al. 2001	4	1999/00
29	Galarza et al. 2000	6	1999/00

30	CREA María Teresa. Inédito	1	2000/01
31	Ferraris et al. 2001	2	2000/01
32	Martínez et al. 2002	11	2000/01
33	Echeverría et al. 2001	28	2000/01
34	Cencig et al. 2003	5	2001/02
35	Díaz-Zorita et al. 2002	28	2001/02
36	CREA Sur de Santa Fe-IPNI. Varios	67	2001/02 a 2015/16
37	Arias et al. 2004	1	2002/03
38	Mousegne et al. 2003	1	2002/03
39	Vivas et al. 2004	2	2002/03
40	Mondino y Pereyra. 2004	2	2002/03 a 2003/04
41	Fontanetto et al. 2008	32	2002/03 a 2006/07
42	Ferraris y Couretot. 2004	1	2003/04
43	Fontanetto et al. 2004	1	2003/04
44	Díaz-Zorita et al. 2010	4	2003/04
45	Echeverría et al. 2004	4	2003/04
46	Melchiori et al. 2008	45	2003/04 a 2005/06
47	Salvagiotti et al. 2005	1	2004/05
48	Ventimiglia y Carta. 2005	1	2004/05
49	Jaca. 2009	2	2004/05
50	Munafó. 2006	2	2004/05
51	Plet. 2006	3	2004/05
52	Espósito et al. 2008	9	2004/05 a 2006/07
53	Mesquida. 2006	1	2005/06
54	Nötling. 2009	1	2005/06
55	Sojo. 2008	1	2005/06
56	Beronhgaray. 2009	2	2005/06
57	Costa. 2008	2	2005/06
58	Zeballos. 2008	2	2005/06
59	Gudelj et al. 2007	5	2005/06
60	Reales. 2010	1	2006/07
61	Forcat. 2009	2	2006/07
62	Gonzales Chaves. 2009	2	2006/07
63	Passalacqua et al. 2008	1	2007/08
64	Perearnau. 2008	1	2007/08
65	De Battista y Arias. 2008	2	2007/08
66	Irrazábal. 2015	2	2007/08
67	Pérez y Garnero. 2009	3	2007/08 a 2008/09
68	CREA Centro. Inédito	22	2007/08 a 2012/13
69	Barraco et al. 2009	2	2008/09
70	Ferraris y Mousegne. 2009	16	2008/09
71	Barraco et al. Inédito	3	2008/09 a 2014/15
72	CREA Córdoba Norte. Inédito	20	2008/09 a 2015/16

73	Tellería y Mellini. 2010	2	2009/10
74	Barraco et al. 2011	4	2010/11
75	Bermudez et al. 2014	10	2010/11 a 2012/13
76	Dulau. 2013	2	2011/12
77	Gambaudo et al. 2013	1	2012/13
78	Boga y Ramirez. 2014	12	2012/13 a 2013/14
79	Arias y De Battista. 2015	2	2013/14 a 2014/15
80	Pérez y Díaz-Zorita. 2018	12	2013/14 a 2014/15
81	Daveredé. Inédito	21	2013/14 a 2014/15
82	Apella y Zamora. 2016	4	2013/14 a 2016/17
83	Bunge. Inedito	37	2013/14 a 2016/17

Tabla Anexo 3. Fuentes de información utilizadas, en orden cronológico, que conforman la base de datos de experimentos de fertilización con N en maíz.

No.	Fuente	n	Campañas
1	Senegagliesi et al. 1983	33	1980/81 a 1983/84
2	Cordone y Hansen. 1984	6	1983/84
3	Castillo et al. 1995	6	1994/95
4	Sainz Rozas et al. 2004	8	1994/95 a 1998/99
5	Melchiori et al. Inédito	53	1994/95 a 2005/06
6	Pagani et al. 2008	35	1994/95 a 2006/07
7	Ferrari y Carta. 1996	1	1995/96
8	Castillo et al. 1996	6	1995/96 a 1996/97
9	Ferrari y Carta. 1997	1	1996/97
10	Castillo et al. 1997	5	1996/97
11	Seró et al. 1997	2	1996/97
12	Seró y Pozzolo. 1997	1	1996/97
13	Ventimiglia et al. 1998.	1	1997/98
14	Baumer et al. 1997	7	1997/98
15	Gudelj et al. 1998a	4	1997/98
16	Gudelj et al. 1998b	2	1997/98
17	Gudelj et al. 2000	18	1997/98
18	Goldam et al. 2000	2	1997/98
19	Sainz Rozas et al. 2008	27	1998/99 a 2006/07
20	Barbieri et al. 2008	5	1999/00 a 2000/01
21	Gudelj et al. 2001a	1	2000/01
22	Gudelj et al. 2001b	30	2000/01
23	García et al. 2010	11	2000/01
24	Fontanetto. Inédito	27	2000/01 a 2004/05
25	Salvagiotti et al. 2011	27	2000/01 a 2009/10
26	Gudelj et al. 2002	1	2001/02
27	Rimski-Korsakov et al. 2012	1	2001/02
28	Barraco y Díaz-Zorita. 2005	4	2001/02

29	Quiroga et al. 2006	2	2001/02
30	Bianchini et al. 2005	22	2001/02 a 2004/05
31	Capurro et al. 2007a	6	2001/02 a 2005/06
32	Díaz-Zorita. 2015. Inédito	42	2002/03 a 2009/10
33	BUNGE. Inédito	5	2002/03 a 2014/15
34	Bush. 2005	1	2003/04
35	Fontanetto y Keller. 2006	3	2003/04
36	Silva Rossi et al. 2005	11	2003/04
37	Sanchez y Ascheri. 2005	12	2003/04 a 2004/05
38	Melchiori et al. 2006	20	2003/04 a 2004/05
39	Barbieri et al. 2010	2	2004/05
40	Gregoret et al. 2006	3	2004/05
41	Bono y Barraco. 2005	3	2004/05
42	Rillo y Richmond. 2014	3	2004/05 a 2006/07
43	Sanchez y Ascheri. 2008	8	2004/05 a 2006/07
44	Álvarez et al. 2009	7	2004/05 a 2008/09
45	Rimski-Korsakov. Inédito	2	2005/06
46	Echeverria et al. 2005	9	2005/06
47	Lingua et al. 2007	4	2005/06 a 2006/07
48	Pagani et al. 2009	5	2005/06 a 2007/08
49	Capurro et al. 2007b	1	2006/07
50	Cabello et al. 2008	1	2006/07
51	Gaona. 2007	4	2006/07
52	Orden y Urricariet. 2008	2	2006/07
53	Ferraris et al. 2008	13	2006/07 a 2007/08
54	Capurro. Inédito	1	2007/08
55	Saks. Inédito	20	2007/08 a 2008/09
56	Zorzín y Ioele. 2012	29	2007/08 a 2011/12
57	Barraco et al. 2015	33	2008/09 a 2012/13
58	CREA Córdoba Norte. Inédito.	12	2008/09 a 2015/16
59	Ré. 2012	1	2009/10
60	Prece et al. 2010	2	2009/10
61	Ross. 2010	5	2009/10
62	Prece et al. 2014	5	2009/10
63	Ventimiglia y Torrens Baudrix. 2010a	2	2009/10
64	Ventimiglia y Torrens Baudrix. 2010b	1	2009/10
65	Capurro y González. 2010	2	2009/10
66	Capurro et al. 2010	2	2009/10
67	Massino et al. 2011.	2	2009/10
68	Tricarico y Zubillaga. 2014	9	2009/10
69	Melin. 2013	12	2010/11
70	Capurro. 2012	6	2010/11
71	Justo y Scianca. 2011	3	2010/11

72	Proot et al. 2011	2	2010/11
73	Barraco et al. 2011	1	2010/11
74	Ventimiglia y Torrens Baudrix. 2011a	2	2010/11
75	Ventimiglia y Torrens Baudrix. 2011b	1	2010/11
76	Ventimiglia y Torrens Baudrix. 2011c	1	2010/11
77	Fernández et al. 2013	1	2010/11
78	Gudelj. Inédito	1	2010/11
79	Ventimiglia y Torrens Baudrix. 2014	2	2010/11 a 2011/12
80	Nanni et al. 2012	3	2011/12
81	Albarenque et al. 2012	4	2011/12
82	Albarenque et al. 2014	3	2011/12
83	Ghironi et al. 2014	2	2011/12
84	Fernández. 2012	1	2011/12
85	Tellería y Pelilli. 2012	4	2011/12
86	Boiero et al. 2013	2	2011/12
87	Díaz Valdéz et al. 2014.	12	2011/12 a 2012/13
88	Salvagiotti et al. 2014	8	2011/12 a 2012/13
89	Ferraris et al. 2013.	1	2012/13
90	Forján y Manso. 2013	2	2012/13
91	Ventimiglia y Torrens Baudrix. 2013	1	2012/13
92	Miranda et al. 2007	8	2012/13
93	Redel et al. 2014.	6	2012/13 a 2011/12
94	Orcellet et al. 2015a	2	2013/14
95	Orcellet et al. Inédito	2	2013/14
96	Orcellet et al. 2015b	19	2013/14
97	Barraco et al. 2014	3	2013/14
98	CREA Centro. Inédito	10	2013/14 a 2014/15
99	CREA Sur de Santa Fe. Inédito	12	2014/15
100	Gudelj et al. 2015	3	2014/15
101	Álvarez et al. 2016	3	2014/15
102	Borrás y Gambín. 2017	1	2016/17
103	Ferraris 2017a	1	2016/17
104	Ferraris 2017b	1	2016/17

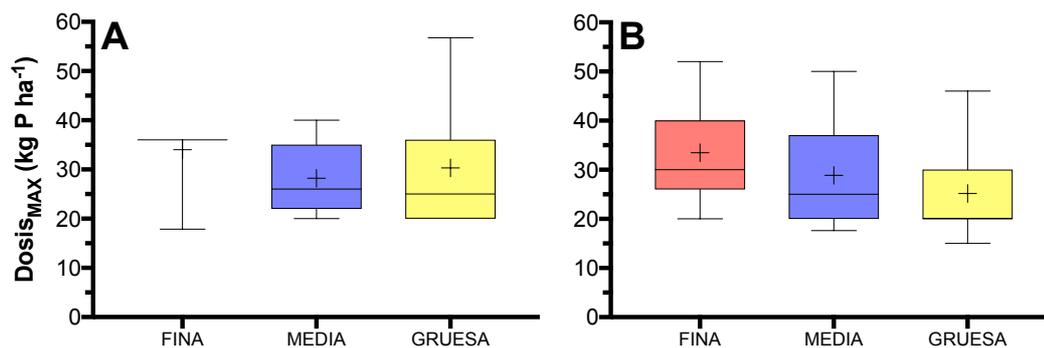


Figura Anexo 1. Distribución de la dosis máxima de P utilizada en los ensayos que conforman las bases de datos de experimentos de fertilización con P en maíz (A) y en soja (B), según las 3 clases texturales de suelo. En los boxplot, las barras verticales indican los percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana, y el signo “+” indica la media.

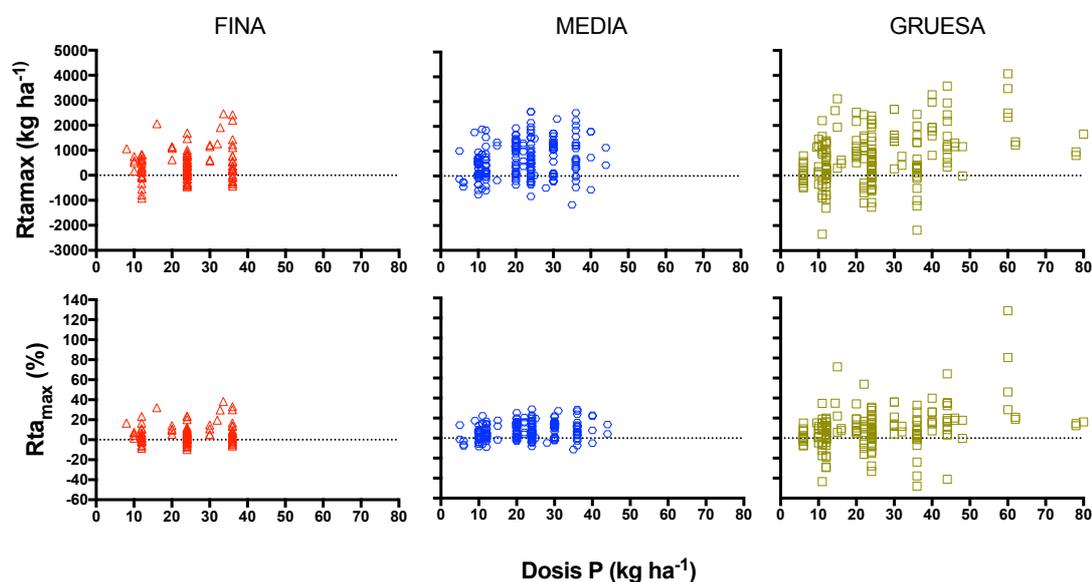


Figura Anexo 2. Variación de la respuesta a P en maíz (Rta_{max}) en términos absolutos ($kg\ ha^{-1}$) y relativos (%) para las tres clases texturales de suelo en función de la dosis de P ($kg\ P\ ha^{-1}$) para los ensayos bajo estudio

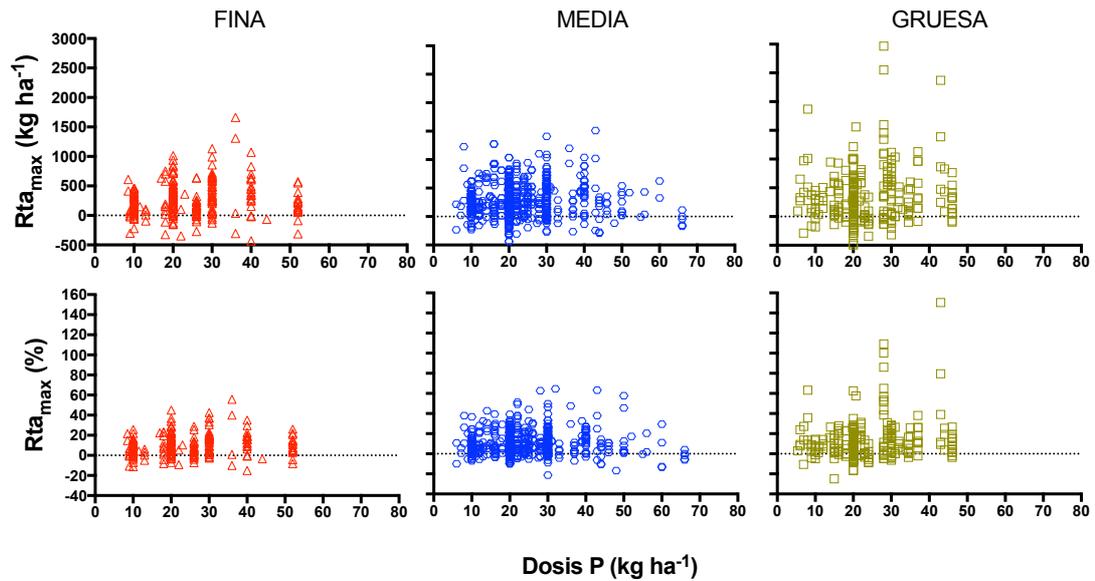


Figura Anexo 3. Variación de la respuesta a P en soja (Rta_{max}) en términos absolutos (kg ha⁻¹) y relativos (%) para las tres clases texturales de suelo en función de la dosis de P (kg P ha⁻¹) para los ensayos bajo estudio.

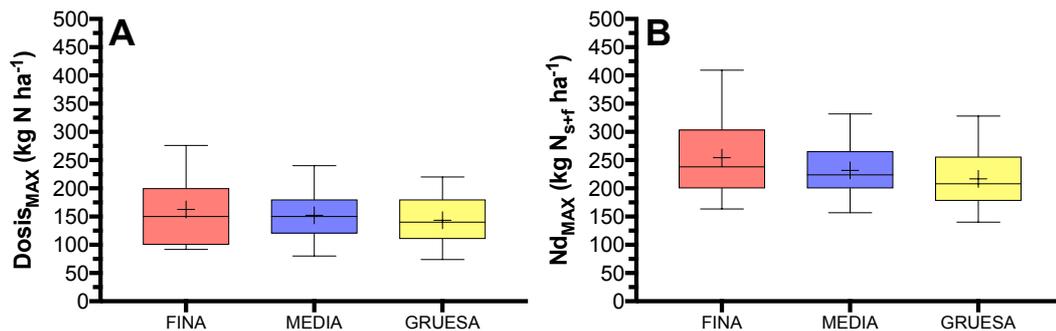


Figura Anexo 4. Distribución de la dosis máxima de N utilizada (A) y de la disponibilidad máxima de N (suelo + fertilizante, 0-60 cm) en los ensayos que conforman la base de datos de experimentos de fertilización con N en maíz, según las 3 clases texturales de suelo. En los boxplot, las barras verticales indican los percentiles 5% y 95%, las cajas los percentiles 25% y 75%, la línea horizontal la mediana, y el signo “+” indica la media.

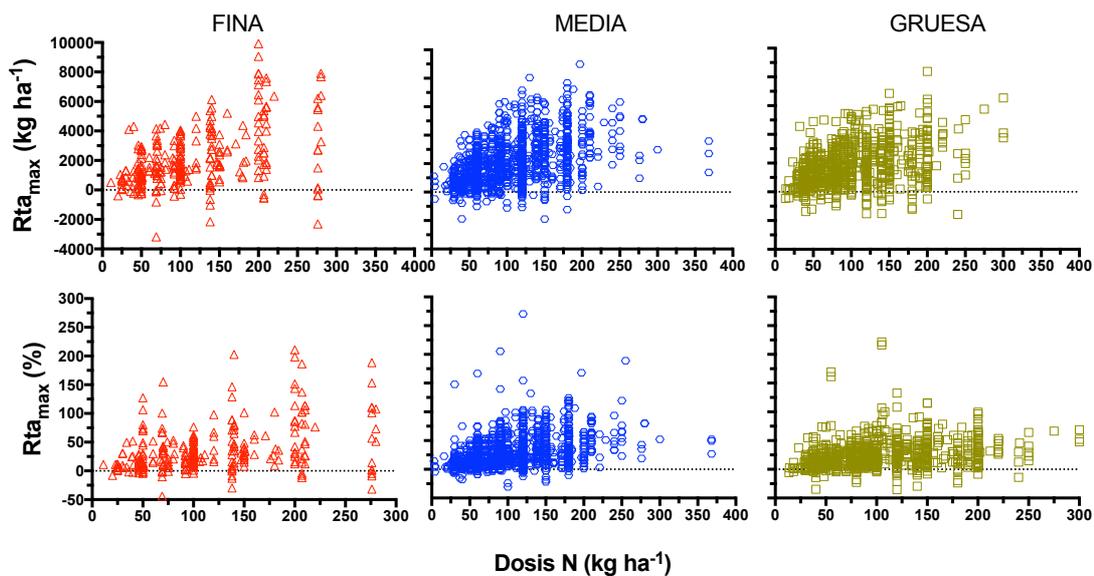


Figura Anexo 5. Variación de la respuesta a N en maíz (Rta_{max}) en términos absolutos ($kg\ ha^{-1}$) y relativos (%) para las tres clases texturales de suelo en función de la dosis de N ($kg\ N\ ha^{-1}$) para los ensayos bajo estudio.