

METAANÁLISIS BASE DE DATOS DE CULTIVO DE TRIGO CREA LAS PETACAS

Análisis de variables que influyen en el rendimiento del cultivo de trigo del CREA Las Petacas
(campañas 2018-2026)

Ing Agr MSc Diego Hugo Pérez-CREA Las Petacas (SSF)

Introducción:

Se analizó la base de datos de las últimas 8 campañas con el objetivo de determinar cuáles son las variables que más afectan el rendimiento del cultivo de trigo en el CREA Las Petacas. La base de datos del CREA Las Petacas (Santa Fe), tiene 1.189 lotes de trigo registrados entre las campañas 2018-19 y 2025-26. Cada lote es una observación independiente que incluye rendimiento en kg/ha (superficie cosechada), variables de manejo (fertilización N, P, Zn, fungicidas, fecha de siembra, genotipo, ciclo), variables ambientales (agua útil más precipitaciones junio-octubre, capacidad de uso del suelo) y variables climáticas (precipitaciones de campaña, ENSO). En el gráfico 1 se puede observar la evolución, dispersión de rendimientos y oferta hídrica según campañas (agua útil + precipitaciones mayo/octubre).

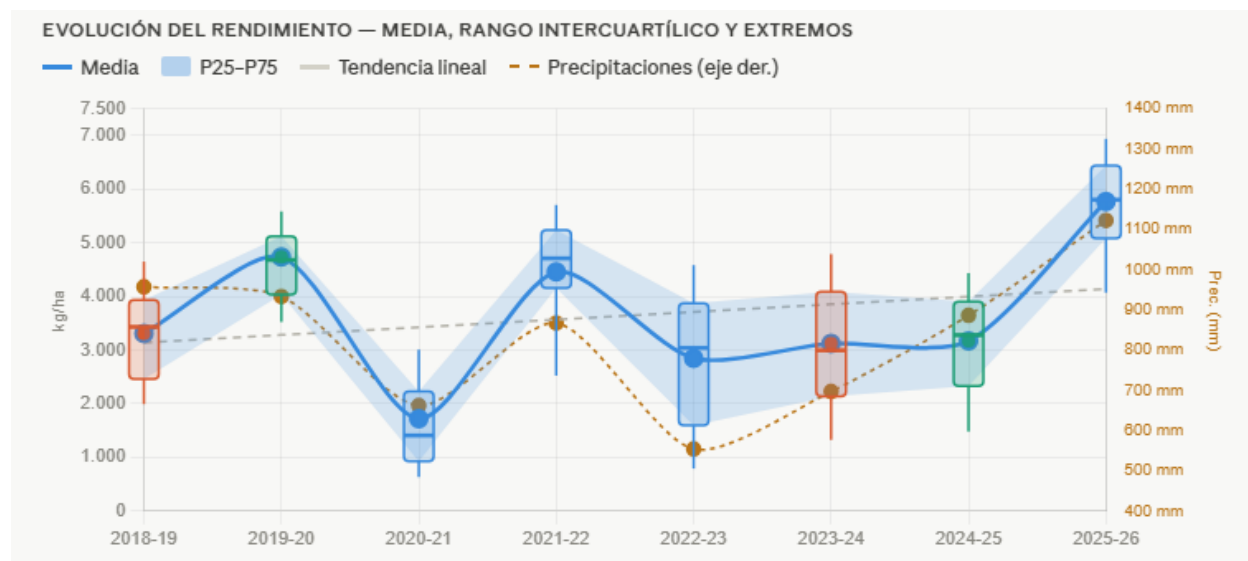


Gráfico 1: evolución de rendimientos y oferta hídrica por año

Estos niveles de rendimientos dependen en su gran medida por el ambiente de producción. Dentro de la caracterización ambiental realizada por el grupo de intercambio técnico del CREA Las Petacas (GIT) el índice de aptitud (IP) de suelos (datos publicados por INTA) de la provincia de Santa Fe es la variable de mayor importancia al momento de definir la tecnología y manejo de un determinado lote de producción (gráfico 2). La brecha entre los suelos de mayor y menor IP llega a los 1323 kg/ha de trigo.

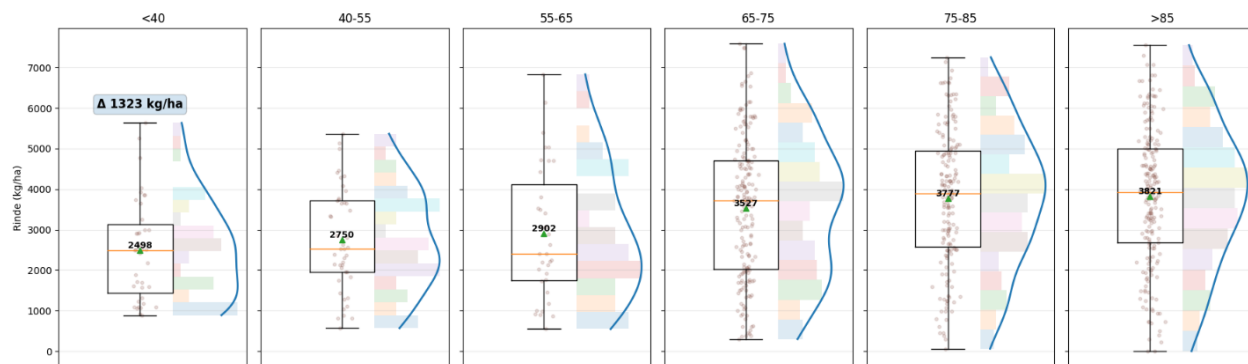


Gráfico 2: rendimientos según rangos de índices de aptitud

Metodología:

Para determinar el efecto de cada variable en el rendimiento se extrajo el efecto año en cada campaña. Se calculo rendimiento **promedio de cada campaña** y luego se trabajó con la **diferencia** entre lo que rindió el lote y el promedio de su campaña (residuos). Para cada variable se ajustó una regresión lineal simple:

$$\text{Rendimiento} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{Campaña_enc} + \varepsilon$$

donde *Campaña_enc* es el año codificado (0 a 7). El residuo ε es lo que queda del rendimiento una vez removido el efecto del año.

Un ejemplo concreto: si en 2022-23 el rendimiento promedio fue 1.700 kg/ha y un lote rindió 2.500 kg/ha, se le asignó a este +800. Si en 2025-26 el promedio fue 5.800 kg/ha y un lote rindió 4.500 kg/ha, el residuo fue de -1.300. Ese número (que llamamos "residual") nos dice si ese lote le ganó o le perdió a la media de su año.

Con eso, ya no importa si el año fue bueno o malo. Estamos comparando lotes **dentro del mismo año**, preguntándonos, por ejemplo: entre todos los lotes de una misma temporada, ¿los que aplicaron más nitrógeno le ganaron a la media o no?.

Efecto de variables analizadas

Una vez que tenemos los residuales, calculamos el efecto de cada variable con una medida llamada **d de Cohen**, que es la diferencia entre dos grupos expresada en unidades de desvíos estándar del pool de ambos grupos. Se calculó de la siguiente manera:

$$d = (\text{media_grupo_alto} - \text{media_grupo_bajo}) / SD_pooled$$

Ejemplo con efecto de fungicidas: se dividen todos los lotes en dos grupos: los que usaron fungicida y los que no. Calculamos el promedio del residual de cada grupo. Si los que usaron fungicida le

ganaron sistemáticamente a la media de su año y los que no usaron fungicida le perdieron, hay un efecto claro.

El d de Cohen mide qué tan separados están esos dos grupos, **tomando en cuenta cuánta variación natural hay entre lotes**. Funciona como una especie de "relación señal-ruido": si hay mucha variación natural entre lotes (mucho ruido) se necesita un efecto muy grande para que sea detectable; el d ajusta por eso.

La escala de interpretación es:

- $d < 0,2$ → efecto tan chico que prácticamente no importa
- $d 0,2$ a $0,5$ → efecto pequeño pero real
- $d 0,5$ a $0,8$ → efecto moderado, importante en la práctica
- $d > 0,8$ → efecto grande, muy relevante

Lo valioso de esta medida es que permite comparar variables con diferentes unidades de medida: podemos poner en el mismo gráfico el efecto del agua (medida en milímetros), el efecto del nitrógeno (medido en kg/ha), el efecto del fungicida (sí o no) y el efecto de la variedad (nombre) o ciclo, y todos quedan en la misma escala.

Correcciones a la base:

El caso del nitrógeno: alto en antecesor soja.

Al explorar la base se encontró que los lotes con dosis altas de nitrógeno en soja se concentraban desproporcionadamente en las campañas malas (2020-21 y 2022-23). Es decir, algunos miembros aplicaron dosis elevadas de nitrógeno en años que resultaron ser muy secos y con daños de helada y como el año fue malo, el residual era negativo aunque hubieran fertilizado bien. Al hacer el cálculo restando la media de cada campaña a cada lote (en lugar de la media de todas las campañas), el rendimiento sube con más nitrógeno hasta los 100–120 kg/ha y luego se estabiliza. Se excluyeron del análisis los lotes con antecesor maíz (eran muy pocos casos). El d within-campaña para soja de 1° es 0,76 ($p < 0,001$).

El caso del fósforo.

El cálculo del d del fósforo comparando los lotes con dosis muy baja (o sin aplicación) contra los de dosis alta arrojó un valor de 0,79. Pero cuando se observó más de cerca, el 29% de los lotes tenía fósforo = 0, es decir, no fertilizaron con fósforo. Esos lotes también solían tener menos nitrógeno y sin fungicida. Entonces lo que se estaba midiendo no era el efecto del fósforo solamente, sino el efecto de «un lote con más tecnología vs uno con menos tecnología». Al excluir los lotes sin fósforo y comparar solo dentro de los que sí fertilizaron, el d bajó a 0,49.

El caso del agua (AU+pp).

El 54% de los lotes tenía registrado «0» en la variable de agua útil más precipitaciones. Eso no significa que no había agua sino que no se midió. Si incluimos esos ceros en el análisis, la

distribución queda aplanada y el efecto del agua aparece mucho más chico de lo que realmente es. Al trabajar solo con los lotes donde sí se midió el agua (n=552), el d subió de 0,28 a 1,55, el efecto más grande de los analizados. El umbral no lineal aparece alrededor de $z+0,7$ (~200 mm): por debajo el residual es negativo (-400/-660 kg/ha); por encima salta a +1.300/+2.000 kg/ha.

El caso de la fecha de siembra.

Los rendimientos decaen a medida que se retrasa la fecha de siembra. La siembra del 1° al 10 de junio muestra el mejor residual consistente. El d de Cohen temprano vs tardío es 0,32.

El caso del Cociente Fototermal (Q).

El Cociente Fototermal (Q) es una variable ambiental que integra la radiación solar global (Rs) y la temperatura durante el período crítico del cultivo (antésis, Sep 15–Oct 15). Se define como $Q = Rs / (T_m - T_b)$, donde Rs es la radiación solar media diaria (MJ/m²/d), T_m es la temperatura media Sep 15–Oct 15 (°C) y T_b = 4,5°C es la temperatura base del trigo (Fischer, 1985). Valores altos de Q indican mayor disponibilidad de energía por unidad de temperatura activa, condición favorable para el llenado de granos.

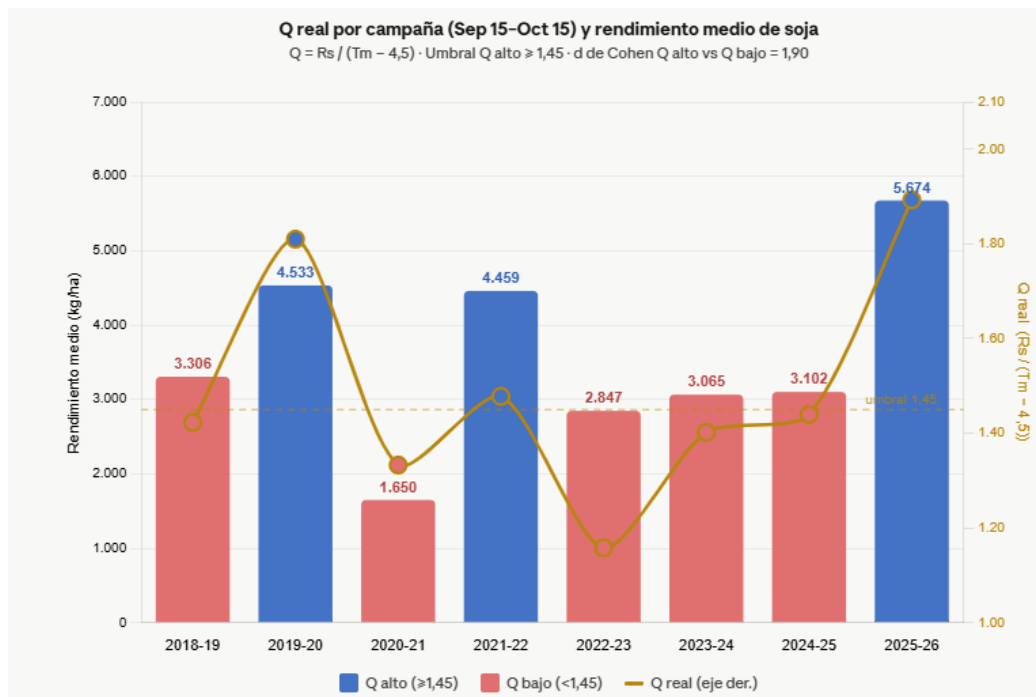
El Q se calculó con datos observados de temperatura (SMN, estación Rafaela INTA, NASA) y radiación solar global estimada (vía Ångström-Prescott) para el período Sep 15–Oct 15 de cada campaña para cada localidad de referencia del lote. Se construyeron dos niveles: (i) Q_campaña, con variación inter-anual; y (ii) Q_lote, que combina el efecto inter-anual con un ajuste espacial por latitud de cada localidad.

Tabla 1. Q real por campaña — datos SMN/INTA/NASA, período Sep 15–Oct 15

Campaña	Ao ant.	Tm Sep-Oct	Rs (MJ/m ² /d)	Q = Rs/(Tm-4,5)	Rend. (kg/ha)	Ranking Q
2018-19	2018	16,8°C	17,5	1,423	3.306	5°
2019-20	2019	15,0°C	19,0	1,810	4.533	2°
2020-21	2020	16,5°C	16,0	1,333	1.650	7°
2021-22	2021	16,0°C	17,0	1,478	4.459	4°
2022-23	2022	17,8°C	15,4	1,158	2.847	8° (ínfimo)
2023-24	2023	17,2°C	17,8	1,402	3.065	6°
2024-25	2024	17,0°C	18,0	1,440	3.102	5°
2025-26	2025	14,8°C	19,5	1,893	5.674	1° (máximo) ★

Un dato clave del gráfico de referencia (Marcos Juárez INTA): la campaña 2025-26 (antésis Sep-Oct 2025, línea azul oscura) tuvo el Q más alto de la serie, con valores que superaron ampliamente la media histórica 1971/24 ($Q \approx 1,52$), llegando a picos de 2,15 alrededor del 6 de octubre. Esto coincide con el mayor rendimiento medio de toda la serie (5.674 kg/ha). En contraste, la campaña 2022-23 (antésis 2022, línea amarilla) presentó el Q más bajo (1,16) por la combinación de alta temperatura y escasa radiación propias de un año de sequía severa.

Gráfico Q-campaña: Q real por campaña (eje der.) y rendimiento medio (barras, eje izq.). Las barras azules corresponden a campañas de $Q \geq 1,48$.



A nivel de lote (Q_{lote} sobre residuales within-campaña), el d fue 0,18 con una diferencia bruta de ~ 228 kg/ha entre lotes de Q alto y Q bajo ($p=0,005$, $n=934$). Este es el efecto más pequeño de los analizados, en parte porque la variación espacial del Q dentro del área es limitada (6° de latitud) y porque el Q se calculó con una ventana de antésis fija; con fechas reales de espigazón el efecto sería más preciso. Se detectó además una interacción $Q \times \text{agua}$: en la campaña 2022-23 (la más seca y calurosa, Q mínimo), el d espacial del Q dentro de la campaña fue 1,73, indicando que en condiciones de estrés simultáneo el posicionamiento fototermal fue determinante.

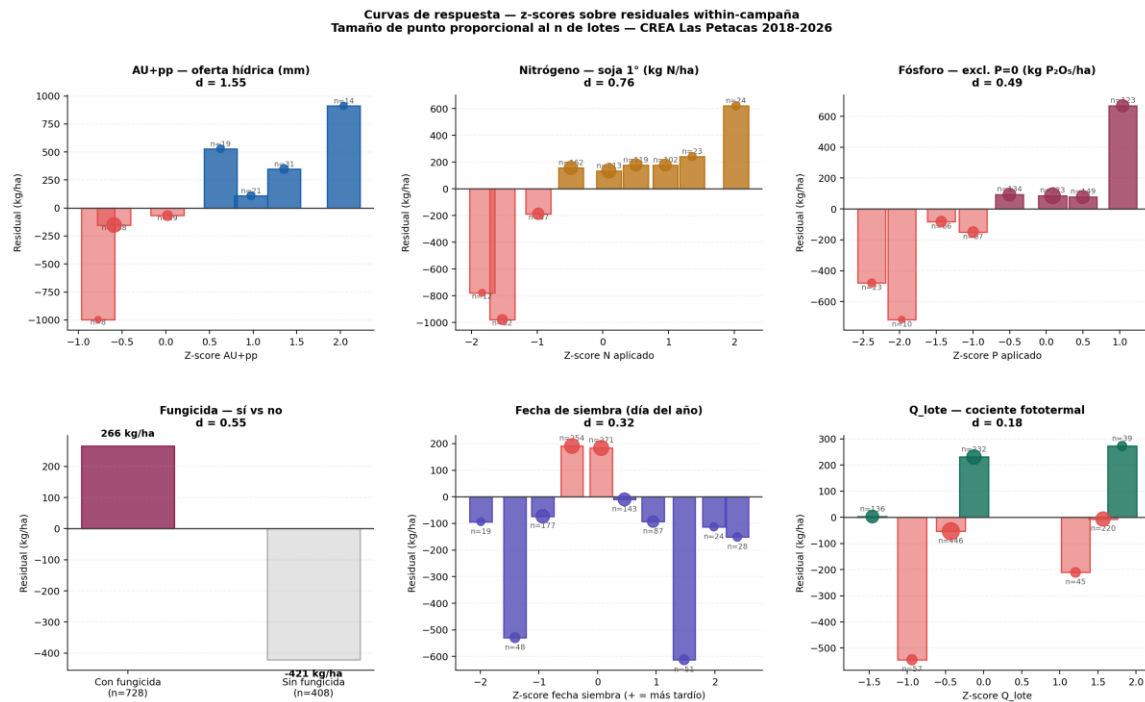
Z-scores:

Es un número entre -3 y $+3$. Es una forma de decir «cuántos desvíos estándar está este lote por encima o por debajo del promedio». Esto permite superponer en el mismo gráfico la curva de respuesta del N, el P, el AU+pp, la fecha de siembra y el Q_{lote} , independientemente de sus unidades. La transformación es:

$$z_variable = (valor - media_variable) / SD_variable$$

Los lotes se agruparon en bins de z-score (típicamente 8–10 grupos) y se calculó el rendimiento residual promedio de cada bin. El tamaño de los puntos en los gráficos es proporcional al n de cada bin, lo que permite identificar visualmente qué partes de la curva tienen respaldo estadístico sólido y cuáles son estimaciones con pocos datos.

Gráfico z-scores: curvas de respuesta de todas las variables analizadas. Panel superior: AU+pp, N, P. Panel inferior: fungicida, fecha de siembra, Q_lote.



Lectura detallada de cada panel del gráfico de z-scores

Antes de leer cada panel, conviene recordar el eje común: el eje Y de todos los gráficos muestra el residual within-campaña (en kg/ha). Un valor positivo significa que los lotes de ese grupo le ganaron a la media de su año; un valor negativo significa que le perdieron. El eje X es el z-score de la variable, donde $z=0$ es el promedio de los lotes que tienen dato, $z=+1$ es un desvío estándar por encima del promedio y $z=-1$ es un desvío por debajo. El tamaño de cada punto es proporcional al número de lotes en ese bin: los puntos grandes tienen mucho respaldo estadístico y los pequeños deben interpretarse con cautela.

Panel 1 — AU+pp: oferta hídrica (agua útil + precipitaciones junio-octubre)

Este panel es el más important de todos ($d=1,55$, el mayor efecto). Los lotes incluidos son solo los 393 que tenían medición real de agua útil ($AU+pp > 100$ mm); el resto figura como «sin dato» y fue excluido para no distorsionar el análisis.

Qué dice el eje X: $z=0$ equivale a 195 mm de AU+pp (la media de los lotes con dato). Un desvío estándar es de 120 mm, por lo que $z=-1$ equivale a ~75 mm y $z=+1$ equivale a ~315 mm.

Cómo leer la curva: los bins negativos ($z<0$, lotes con poca agua) muestran residuales muy negativos. El bin $z=-0,8$ (alrededor de 100 mm de AU+pp) rinde -996 kg/ha respecto de la media de su año. El bin $z=-0,6$ (124 mm) rinde -153 kg/ha. A partir de $z\approx+0,6$ (270 mm) el residual salta a +529 kg/ha y sigue subiendo: $z=+2,0$ (440 mm) alcanza +912 kg/ha.

El umbral no lineal: el paso más importante ocurre alrededor de 200–220 mm. Por debajo de ese valor el lote pierde contra la media de su año; por encima lo supera. Esta no-linealidad sugiere que el agua actúa como un «techo»: cuando hay poca, el rendimiento se limita independientemente de cualquier otro manejo. Cuando hay suficiente, el resto de las variables (N, fungicida) pueden expresarse.

La amplitud total de la curva (de -996 a +912 kg/ha) es de 1.908 kg/ha entre el bin más seco y el más húmedo. Eso explica por qué el d de Cohen es tan alto: la separación entre grupos extremos es enorme en relación a la variabilidad natural entre lotes.

Panel 2 — Nitrógeno: dosis aplicada en antecesor soja (kg N/ha)

Este panel incluye 814 lotes con antecesor soja de primera, en campañas sin sequía severa (se excluyeron 2020-21 y 2022-23 donde el efecto año enmascaraba la respuesta al N), y con dosis de N mayor a cero.

Qué dice el eje X: $z=0$ equivale a 95 kg/ha de N aplicado, con un SD de 29 kg/ha. Por tanto $z=-1$ equivale a ~66 kg/ha y $z=+1$ equivale a ~124 kg/ha.

Cómo leer la curva: la respuesta al N es una de las más instructivas del gráfico porque muestra las dos regiones clásicas de la curva de respuesta. En la zona deficiente ($z<-1$, dosis menores a 66 kg/ha) los residuales son marcadamente negativos: $z=-1,5$ (51 kg/ha N) rinde -979 kg/ha respecto de la media del año. En la zona óptima (z entre -0,5 y +1, es decir 81 a 124 kg/ha de N) el residual se estabiliza entre +134 y +178 kg/ha. Y en dosis muy altas ($z>+1,5$, más de 134 kg/ha) el residual vuelve a subir a +241 kg/ha ($z=+1,4$) y +620 kg/ha ($z=+2,0$, dosis >150 kg/ha).

Interpretación agronómica: hay un umbral de entrada claro alrededor de $z=-1$ (65–70 kg/ha de N total), por debajo del cual el cultivo está claramente en deficiencia. Entre 80 y 130 kg/ha la curva muestra una meseta de rendimiento donde agregar más N no diferencia mucho los lotes. Los bins de muy alta dosis ($n=24$ a 47 lotes) muestran residuales positivos altos, aunque con menos respaldo estadístico por el tamaño pequeño del punto.

Un punto importante: la curva es asimétrica. La penalización por deficiencia de N (-979 kg/ha) es mucho mayor que la ganancia por exceso (+620 kg/ha). Esto es consistente con la biología: la falta de N limita fuertemente la formación de granos, pero el exceso tiene retorno decreciente. Tenemos en cuenta que analizamos solo rendimiento en kg/ha sin tener en cuenta la concentración de proteína.

Panel 3 — Fósforo: dosis aplicada (kg P/ha), excluyendo lotes sin fertilización fosfatada

Este panel incluye 917 lotes que sí aplicaron fósforo.

Qué dice el eje X: $z=0$ equivale a 17 kg P_2O_5 /ha (la dosis media entre quienes sí fertilizaron), con un SD de solo 5 kg/ha. Por tanto $z=-1$ es apenas 12–13 kg/ha y $z=+1$ es 22 kg/ha. El rango real dentro de los lotes que fertilizaron es estrecho.

Cómo leer la curva: los lotes con dosis por debajo de la media (z negativo) muestran residuales negativos: $z=-2,4$ (7 kg P) rinde -480 kg/ha; $z=-2,0$ (8 kg P) rinde -716 kg/ha. A partir de $z=-0,5$ (15 kg/ha P) el residual se vuelve positivo (+93 kg/ha) y se mantiene relativamente estable hasta $z=+0,5$ (20 kg/ha, +77 kg/ha). El salto más llamativo ocurre en el bin $z=+1,0$ (22 kg/ha P) que muestra +668 kg/ha, el más alto de todos los bins de P.

Interpretación agronómica: la curva de respuesta al P dentro del rango de lotes que sí fertilizaron muestra que dosis por debajo de 14–15 kg/ha P ya implican una penalización importante. La mayoría de los lotes que fertilizan están en un rango adecuado (15–22 kg/ha), donde el efecto incremental del P adicional es moderado. El bin de mayor dosis (22+ kg/ha) rinde bien, pero hay que considerar que esos lotes podrían tener también mayor tecnología en otros insumos. El $d=0,49$ refleja que el efecto existe y es real dentro de los fertilizantes fosfatados, pero es más bajo que el N porque el rango de variación de dosis es más estrecho.

Panel 4 — Fungicida: aplicación sí o no

Este panel es el único que no usa z -scores sino una comparación directa entre dos grupos: los 728 lotes que aplicaron fungicida (1 o 2 aplicaciones) (64% del total) y los 408 que no (36%). El eje Y sigue siendo el residual within-campaña.

Qué dice el gráfico: los lotes con fungicida promedian +266 kg/ha respecto de la media de su año. Los lotes sin fungicida promedian -421 kg/ha. La diferencia bruta entre grupos es de 687 kg/ha. Expresada en unidades de variabilidad natural entre lotes, eso da un d de Cohen de 0,55, efecto moderado.

Interpretación agronómica: el efecto del fungicida en este análisis es observacional. Los productores que aplican fungicida tienden también a aplicar más N y más P, con lo cual parte del efecto observado podría reflejar diferencias en la intensidad tecnológica general del lote. Aun así, el efecto es consistente a través de las 8 campañas y con cientos de lotes, lo que le da robustez. En un año con alta presión de enfermedades foliares (mancha amarilla, royas), el diferencial a favor del fungicida puede ser mucho mayor que el promedio de 687 kg/ha.

Un dato a observar: la mediana del grupo con fungicida es +317 kg/ha y la del grupo sin fungicida es -406 kg/ha. El hecho de que mediana y media sean similares indica que la diferencia no está traccionada por outliers extremos sino por una respuesta generalizada y consistente.

Panel 5 — Fecha de siembra: día del año (DOY)

Este panel incluye 1.135 lotes con fecha de siembra registrada.

Qué dice el eje X: $z=0$ equivale al DOY 157, que corresponde al 5 de junio. Un desvío estándar son 10 días. Por tanto $z=-1$ equivale al 26 de mayo, $z=+1$ al 15 de junio, $z=+2$ al 25 de junio. La distribución es relativamente compacta: la gran mayoría de los lotes se siembran entre el 20 de mayo y el 25 de junio.

Cómo leer la curva: la curva tiene forma de campana asimétrica. Los lotes sembrados antes del 25 de mayo ($z=-2$, DOY $\approx$ 137) muestran un residual de -94 kg/ha; los del 21 de mayo ($z=-1,4$) rinden -529 kg/ha. La zona óptima está entre el 30 de mayo y el 5 de junio (z entre $-0,4$ y $+0,1$): residuales de $+191$ y $+184$ kg/ha respectivamente, con el mayor n de lotes de todos los bins (254 y 271 lotes). A partir del 9 de junio ($z=+0,5$) el residual ya es negativo (-10 kg/ha) y empeora con cada semana de retraso: el 19 de junio ($z=+1,5$) baja a -612 kg/ha.

Interpretación agronómica: el gráfico muestra con claridad que la ventana óptima de siembra para el grupo CREA Las Petacas, en términos de rendimiento relativo, es entre el 28 de mayo y el 7 de junio. Sembrar antes también penaliza, probablemente porque esos lotes quedan más expuestos a las últimas heladas de espigazón (mayo-junio tempranos se corresponden con espigazón en septiembre, el mes de mayor riesgo de helada tardía). Sembrar después del 15 de junio implica perder contra la media del año de forma progresiva: cada semana de retraso cuesta más rendimiento por efectos de altas temperaturas en llenado de granos. El d de Cohen es 0,32 (el más bajo de las variables de manejo), lo que refleja que el rango de variación de fechas dentro del grupo es relativamente estrecho y que muchos lotes ya están en la zona óptima.

Panel 6 — Q_lote: cociente fototermal ($Q = R_s / (T_m - 4,5)$)

Este panel incluye 934 lotes para los cuales fue posible calcular Q_lote, combinando el Q inter-anual de la campaña con un ajuste espacial basado en la latitud de la localidad. Es el panel conceptualmente más complejo porque sintetiza dos fuentes de variación: el clima del año (Sep-Oct) y la posición geográfica del lote.

Qué dice el eje X: $z=0$ equivale a $Q_{\text{lote}} \approx 1,54$ (la media del conjunto), con un SD muy pequeño. Eso significa que $z=-1$ equivale a $Q \approx 1,50$ y $z=+1$ equivale a $Q \approx 1,59$. El rango es estrecho porque la variación espacial dentro del CREA (6° de latitud de máximo) es limitada comparada con la variación inter-anual del Q.

Cómo leer la curva: los bins de Q bajo ($z < 0$) muestran residuales negativos: $z=-0,6$ rinde -160 kg/ha y $z=-0,2$ rinde $+23$ kg/ha. La curva no es perfectamente monótona (el bin $z=+1,3$ tiene -97 kg/ha siendo negativo) porque la variación espacial del Q dentro de una misma campaña tiene muy poco rango real. Los bins extremos positivos ($z=+1,6$, $Q \approx 1,65-1,90$ correspondiente a campañas excepcionales como 2025-26 o 2019-20) muestran $+238$ kg/ha.

Por qué el efecto es el más pequeño ($d=0,18$): existen tres razones. Primera, la variación del Q dentro de una misma campaña (entre localidades) es mínima: con latitudes entre -27° y -33° , el Q espacial varía mucho menos que el Q inter-anual. Segunda, el Q se calculó con una ventana de antesis fija

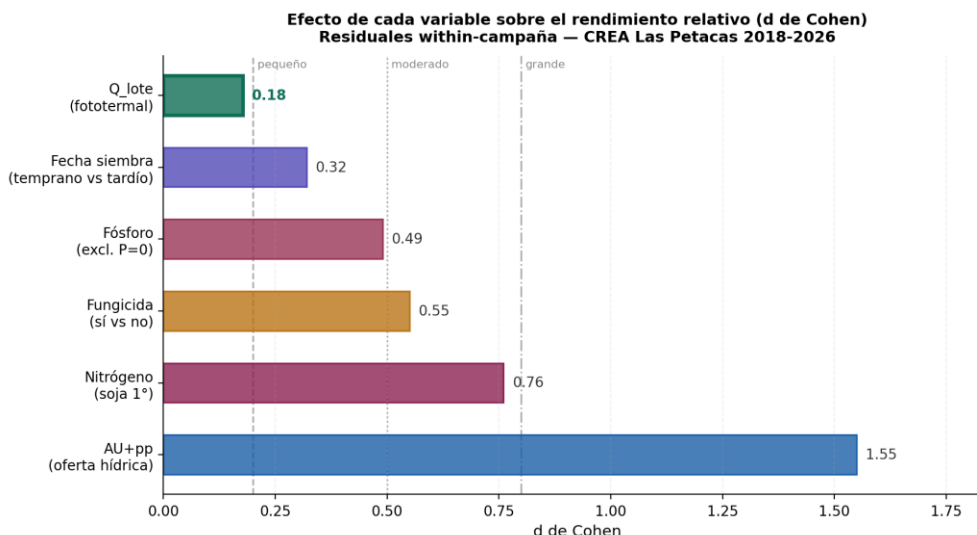
(Sep 15–Oct 15) para todos los lotes, sin conocer la fecha real de espigazón de cada uno; si un lote espigó el 20 de septiembre y otro el 10 de octubre, sus Q reales son muy distintos pero el método los promedia igual. Tercera, el Q es una variable ambiental que no se puede manejar directamente: lo que sí se puede manejar es la fecha de siembra, que determina cuándo espiga el cultivo y por tanto en qué ventana de Q cae la antesis.

La interacción Q × agua es el hallazgo más relevante: en la campaña 2022-23, cuando el Q fue el más bajo de la serie (1,16) y la sequía fue severa, el d espacial del Q dentro de esa campaña fue 1,73. En años normales el d del Q espacial oscila entre 0,1 y 0,9. Esto indica que el efecto del Q es especialmente crítico cuando coincide con estrés hídrico: en condiciones de sequía, tener un Q algo mayor (mejor radiación o temperatura algo más fresca) puede marcar la diferencia entre un cultivo que sobrevive y uno que colapsa. Cuando hay agua abundante, la radiación no es el factor limitante y el Q pierde protagonismo.

Resumen:

La variable de mayor importancia (sobre los residuales within-campaña) fue la oferta hídrica de la campaña medida en los lotes con dato ($d=1,55$), seguida por el estatus nitrogenado en antecesor soja ($d=0,76$), el uso o no de fungicidas ($d=0,55$), el fósforo en lotes que sí fertilizaron ($d=0,49$), la fecha de siembra ($d=0,32$, temprano vs tardío) y el Cociente Fototermal a nivel de lote ($d=0,18$). A nivel inter-anual, el Q de la campaña muestra una covariación muy clara con el rendimiento medio ($R^2=0,70$, $p=0,010$): los años de Q alto (2019-20, 2021-22, 2024-25, 2025-26) rindieron en promedio 4.442 kg/ha contra 2.717 kg/ha los de Q bajo.

Gráfico resumen: d de Cohen por variable — residuales within-campaña.



Conclusiones:

Hay una cuestión muy importante que vale la pena aclarar: **este análisis es observacional, no experimental**. Nunca se sorteó aleatoriamente qué lotes recibían fungicida o cuánto nitrógeno se les ponía. Las decisiones de manejo las tomaron los miembros CREA Las Petacas con su equipo técnico y esas decisiones pueden estar relacionadas con otras cosas que también afectan el rendimiento (el tipo de suelo, la experiencia del productor, el ambiente del lote, etc).

Dicho eso, el hecho de tener 8 campañas y más de 1.100 lotes es una fortaleza importante. Cuando un efecto aparece consistentemente en casi todos los años, con cientos de lotes, es mucho más creíble que si apareciera en un solo experimento de una sola temporada.

El análisis tampoco dice cuál es la dosis exactamente óptima ni el momento exacto de siembra, simplemente muestra, dentro de lo que se observó en este grupo, qué variables están más fuertemente asociadas con rendir por encima o por debajo de la media del año.