SIEMBRA
REVISTA DE CIENCIAS DE LA VIDA

Artículo Original

Descomponiendo la brecha de productividad del maíz: evidencia desde Oaxaca-Blinder para fertilizantes químicos y orgánicos en Ecuador

Decomposing the maize productivity gap: evidence from Oaxaca-Blinder for chemical and organic fertilizers in Ecuador

Daniela Alexandra García Chamba[1] ✉, Alexandra Maribel Ordoñez Valdiviezo[1] ✉, José Vicente Ordóñez Yaguache[1] ✉

Siembra 13 (2) (2026): e10391
DOI: 10.29166/siembra.v13i2.10391

Recibido: 03/07/2026
Revisado: 27/07/2026 / 31/08/2026
Aceptado: 12/10/2026

Check for updates

[1] Universidad Nacional de Loja. Facultad Jurídica, Social y Administrativa. Av. Pío Jaramillo Alvarado y Reinaldo Espinosa. Código postal: 110150. Loja, Loja, Ecuador.

Correspondencia: jose.ordonez@unl.edu.ec

Resumen

Este estudio analiza la brecha de productividad del maíz suave entre productores que utilizan fertilizantes químicos y orgánicos en Ecuador y su relación con características productivas de la Encuesta de Superficie y Producción Agropecuaria Continua. [ESPAC]. Se analizaron 895 productores de 13 provincias. Las estimaciones se realizaron sin factores de expansión, por lo que los resultados corresponden a la muestra analizada y no deben interpretarse como estimaciones poblacionales. La estrategia empírica combina Mínimos Cuadrados Ordinarios [MCO] con errores robustos HC1 y descomposición Oaxaca-Blinder threefold con bootstrap. La productividad promedio fue de 1,81 TM ha^{-1} con fertilizantes químicos y de 1,30 TM ha^{-1} con fertilizantes orgánicos, una diferencia descriptiva cercana al 38 %. En el modelo ampliado, el uso de fertilizante químico se asocia con una productividad 35,8 % mayor que la del grupo orgánico, mientras que el riego se asocia con una diferencia del 24,1 %; ambas asociaciones son estadísticamente significativas. La descomposición Oaxaca-Blinder identificó una brecha total de −0,281 log puntos en la orientación Orgánico − Químico, equivalente a −24,5 %. El componente explicado fue de 0,041 log puntos y su intervalo de confianza al 95 % incluye cero; el componente no explicado fue de −0,305 log puntos y difirió de cero, mientras que la interacción fue de −0,017 y no difirió estadísticamente de cero. Los diagnósticos muestran heterocedasticidad, lo que justifica el uso de errores robustos, sin problemas de multicolinealidad ni de especificación funcional según RESET. Los resultados son estables ante observaciones influyentes y la restricción geográfica a la Sierra. El componente no explicado no puede interpretarse como un efecto causal del tipo de fertilizante, pues puede recoger heterogeneidad no observada, variables omitidas y otras diferencias productivas no disponibles en la encuesta.

Palabras clave: descomposición Oaxaca-Blinder, Ecuador, fertilizantes, maíz, productividad agrícola.

Abstract

This study analyzes the productivity gap in soft maize between producers using chemical and organic fertilizers in Ecuador and its relationship with productive characteristics from the 2024 Continuous Survey of Agricultural Area and Production [ESPAC]. The analysis covered 895 producers across 13 provinces. The estimates were obtained without applying sampling expansion factors; therefore, the results correspond to the analyzed sample and should not be interpreted as population-level

SIEMBRA
https://revistadigital.uce.edu.ec/index.php/SIEMBRA
ISSN-e: 2477-8850
Periodicidad: semestral
vol. 13, núm 2, 2026
siembra.fag@uce.edu.ec

Esta obra está bajo una licencia internacional Creative Commons Atribución - NoComercial
© Los Autores 2026

estimates. The empirical strategy combines Ordinary Least Squares [OLS] with HC1 heteroskedasticity-robust standard errors and a threefold Oaxaca–Blinder decomposition with bootstrapping. Average productivity was 1.81 TM ha^{-1} among producers using chemical fertilizers and 1.30 TM ha^{-1} among those using organic fertilizers, representing a descriptive difference of approximately 38%. In the extended model, the use of chemical fertilizer was associated with 35.8% higher productivity than in the organic-fertilizer group, while irrigation was associated with a 24.1% difference; both associations were statistically significant. The Oaxaca–Blinder decomposition identified a total gap of −0.281 log points in the Organic − Chemical orientation, equivalent to −24.5%. The explained component was 0.041 log points, with a 95% confidence interval that included zero; the unexplained component was −0.305 log points and differed significantly from zero, whereas the interaction component was −0.017 and was not statistically different from zero. Diagnostic tests indicated heteroskedasticity, supporting the use of robust standard errors, with no evidence of multicollinearity or functional-form misspecification according to the RESET test. The results were robust to influential observations and to restricting the analysis geographically to the Andean region. The unexplained component cannot be interpreted as a causal effect of fertilizer type, as it may capture unobserved heterogeneity, omitted variables, and other productive differences not available in the survey.

Keywords: agricultural productivity, Ecuador, fertilizers, maize, Oaxaca-Blinder decomposition.

1. Introducción

El maíz constituye un cultivo de gran importancia para la economía y la seguridad alimentaria del Ecuador, además de representar una fuente relevante de ingresos para pequeños y medianos productores. Sin embargo, el rendimiento del maíz suave descendió de 2,14 TM ha^{-1} en 2019 a 1,72 TM ha^{-1} en 2023 (Ministerio de Desarrollo Económico y Productivo [MDEP], 2024). Persisten diferencias entre provincias: en 2023, Tungurahua alcanzó 4,45 TM ha^{-1}, frente a 1,49 TM ha^{-1} en Cotopaxi, 1,40 TM ha^{-1} en Imbabura y 1,02 TM ha^{-1} en otras provincias. Estas cifras corresponden al rendimiento conjunto del maíz suave cosechado en estado de choclo y seco. Esta heterogeneidad evidencia diferencias en la productividad y plantea la necesidad de identificar los factores asociados con ellas.

Entre los factores asociados con la productividad se encuentra el tipo de fertilización, aunque también intervienen características productivas, tecnológicas y socioeconómicas. El Manejo Integrado de Nutrientes plantea que la productividad depende de la interacción entre fertilización, calidad del suelo y condiciones agroecológicas, más que del uso aislado de un insumo (Chen, 2006). Desde esta perspectiva, la combinación de fuentes orgánicas e inorgánicas puede favorecer la disponibilidad de nutrientes, la fertilidad y el rendimiento, aunque sus resultados dependen del manejo y del sistema productivo (Hernandez et al., 2021; Sahu et al., 2024; Timsina, 2018). Además, las estrategias de fertilización tienen implicaciones sobre la sostenibilidad y las propiedades del suelo (Boru, 2025; Sharma y Chetani, 2017; Yang et al., 2025).

La evidencia experimental internacional muestra que la respuesta a las fuentes de fertilización es heterogénea. La combinación de fertilizantes orgánicos e inorgánicos ha mostrado mejoras en el rendimiento y la eficiencia en el uso de nutrientes en distintos cultivos y sistemas productivos (Blanchet et al., 2016; Han et al., 2022). En sistemas maíz–trigo de China, la fertilización mineral combinada con estiércol presentó resultados favorables de sostenibilidad y rendimiento (Wang et al., 2025). En arroz, la incorporación de estiércol junto con fertilización inorgánica y la combinación de estiércol de pollo con fertilizante químico también mejoraron el rendimiento y la eficiencia del nitrógeno (Iqbal et al., 2019; Satyanarayana et al., 2002). Asimismo, la sustitución parcial de fertilizantes químicos por orgánicos ha mostrado resultados favorables en diferentes cultivos, aunque con magnitudes variables (Dutta, 2026; Khadka et al., 2008).

En maíz, diversos experimentos asiáticos han encontrado efectos positivos de sustituciones parciales del fertilizante químico por orgánico sobre el rendimiento, la biomasa, la eficiencia del agua y la calidad del grano (Chen et al., 2025; Lin et al., 2022; Wang et al., 2026). Otros estudios han identificado respuestas favorables a distintos niveles de sustitución, pero también diferencias según el cultivo y las condiciones de producción (Shi et al., 2026; Wen et al., 2025). En otros sistemas, la sustitución parcial del nitrógeno químico por fuentes orgánicas mejoró el rendimiento y algunos indicadores de calidad del suelo en maíz, mientras que también se observaron efectos favorables en *Camellia oleifera*, tabaco y arroz (Ma et al., 2022; Wen et al., 2025; Yang et al., 2026; Zhang et al., 2023; Zhao et al., 2026). Esta evidencia respalda la importancia de considerar la fertilización dentro del sistema de manejo y no como un factor aislado.

Sin embargo, la evidencia no permite establecer una superioridad general de la fertilización orgánica o inorgánica. En Francia, la fertilización mineral presentó rendimientos similares al sistema convencional

y superiores al orgánico en trigo y cebada, aunque con menor estabilidad; en Filipinas, la fertilización inorgánica y la combinación de fuentes superaron a la exclusivamente orgánica en arroz (Latapie et al., 2026; Quimbo et al., 2014). En Indonesia, una combinación de compost y urea alcanzó el mayor rendimiento de soya, aunque sin diferencias consistentes frente al fertilizante químico (Sandrakirana y Arifin, 2021). Una revisión sistemática confirma que los efectos de los fertilizantes sobre las propiedades del suelo dependen del tipo y cantidad aplicada y de las condiciones de uso (Cisneros Jayo y Nonones Vásquez, 2024). Debido a lo mencionado, las diferencias de productividad entre sistemas de fertilización deben analizarse considerando las características del cultivo, las condiciones agroecológicas y las prácticas de manejo.

Además del fertilizante, la productividad puede estar relacionada con la adopción tecnológica y las características de los productores. En Bangladesh, la adopción de variedades híbridas de arroz se relacionó con mayores niveles de eficiencia técnica y rendimiento (Salam y Sarker, 2023). En África, el acceso a información agronómica, los servicios de extensión y la adopción tecnológica condicionan la productividad y el manejo de la fertilidad del suelo (Ayalew et al., 2022; Ayanwale et al., 2025; Buri et al., 2022). Factores institucionales y sociales, como la extensión rural y el apoyo comunitario, también pueden influir en la productividad (Emmanuel et al., 2016; Mponela et al., 2023).

La elección de fertilizantes, a su vez, puede estar condicionada por factores económicos, institucionales y tecnológicos. En Ghana, el uso de fertilizantes orgánicos se asoció con mayor productividad e ingresos y menor pobreza, mientras que en Kenia los fertilizantes inorgánicos incrementaron el rendimiento del sorgo y se relacionaron con mejores resultados para los medios de vida de los productores (Martey, 2018; Musafiri et al., 2023). En China, el uso de internet se asoció con un mayor uso de fertilizantes y pesticidas, mientras que los incentivos gubernamentales y la tecnología digital pueden modificar la disposición a sustituir fertilizantes químicos por orgánicos (Liao et al., 2025; Na y Kang, 2023). Estas evidencias refuerzan la necesidad de considerar otros factores al comparar la productividad entre productores.

Las condiciones de manejo también pueden modificar la respuesta a la fertilización. En China, la irrigación de cultivos anteriores modificó la respuesta del mijo al reemplazo de fertilizantes químicos por orgánicos, mientras que experimentos de largo plazo con maíz han encontrado mejoras productivas y de fertilidad del suelo mediante sustituciones parciales (Liu et al., 2026; Zhang et al., 2026). Por ello, variables como el riego y el manejo del suelo deben considerarse al analizar las diferencias de productividad entre productores.

La evidencia latinoamericana muestra resultados igualmente heterogéneos. En Colombia, los abonos orgánicos favorecieron el desarrollo y la producción de fríjol y maíz, mientras que en México los fertilizantes ecológicos modificaron el desarrollo fisiológico y la producción del chile habanero (García et al., 2020; Luna-Fletes et al., 2025). En Perú, se encontraron diferencias productivas asociadas con la aplicación de abonos orgánicos y fertilizantes químicos, y las características y percepciones de los productores también influyen en la utilización de fertilizantes (Vicente-Solano y Calle-Arancibia, 2024; Zapana Pari et al., 2015).

En Ecuador, la evidencia sobre fertilización y productividad sigue siendo limitada y se concentra principalmente en estudios agronómicos, experimentales y casos específicos. En banano, un estudio realizado en Machala encontró diferencias significativas en variables asociadas al rendimiento entre fertilización orgánica y química, aunque no en todas las variables fisiológicas (Burgo Bencomo et al., 2018). Otros estudios han evaluado la respuesta de cultivos a fertilizantes y combinaciones de fuentes, así como el acceso a insumos y tecnología mediante programas de apoyo productivo (Buritica Casanova et al., 2026; Héctor-Ardisana et al., 2020; Luna Murillo et al., 2016). Asimismo, los programas de apoyo agrícola, las condiciones de acceso a fertilizantes y su uso constituyen elementos relevantes para comprender las decisiones productivas en el país (Pino Peralta y Ortega Álvarez, 2024; Sánchez Arizo y Fernández Sastre, 2020; Saucedo Aguiar et al., 2024).

A pesar de esta evidencia, en Ecuador es limitada la investigación econométrica que analiza las diferencias de productividad entre productores según el tipo de fertilización. Los estudios disponibles permiten identificar respuestas agronómicas o experimentales ante determinados tratamientos, pero no establecen en qué medida las diferencias observadas entre productores se relacionan con sus características productivas y cuánto permanece sin explicar. Esta distinción resulta relevante cuando los grupos que utilizan distintos tipos de fertilización también pueden diferir en acceso al riego, drenaje, semillas mejoradas, educación y otras características.

Una herramienta apropiada para estudiar estas diferencias es la descomposición Oaxaca-Blinder, que permite identificar la parte de una brecha asociada con diferencias en las características observables y aquella relacionada con sus retornos. En Nigeria, se utilizó para analizar la brecha de productividad entre

productores de arroz según género; en Camerún, para estudiar las diferencias entre productores de maíz que adoptaban o no semillas mejoradas; y en Bangladesh, para analizar la brecha de rendimiento entre productores de arroz que adoptaban variedades híbridas y quienes no lo hacían (Ojo y Baiyegunhi, 2023; Salam y Sarker, 2023; Tchamou Meughoyi, 2018). Estos antecedentes muestran la utilidad de la metodología para distinguir entre diferencias de dotaciones y retornos.

Sin embargo, las aplicaciones agrícolas identificadas se han concentrado principalmente en brechas de género y adopción tecnológica. En la literatura revisada no se hallaron estudios que utilicen Oaxaca-Blinder para analizar la brecha de productividad entre productores de un mismo cultivo según el tipo de fertilización. Este vacío es particularmente relevante en Ecuador, donde predomina la evidencia experimental y agronómica. En este contexto, el presente estudio aporta evidencia sobre productores de maíz suave que utilizan fertilizantes químicos u orgánicos, descomponiendo la brecha entre la parte asociada con características observables y el componente no explicado. La contribución no consiste en establecer la superioridad de un fertilizante, sino en analizar las diferencias productivas entre ambos grupos. Los resultados corresponden a la muestra seleccionada y no a la totalidad de productores de maíz del Ecuador.

A partir de este vacío, el estudio analiza la brecha de productividad del maíz suave entre productores que utilizan fertilizantes químicos y aquellos que emplean fertilizantes orgánicos en Ecuador. Se plantea que existen diferencias estadísticamente significativas y que estas no se explican completamente por las características observables. Para ello, se utilizan microdatos de la Encuesta de Superficie y Producción Agropecuaria Continua [ESPAC] 2024 correspondientes a una muestra analítica de 895 productores observados en 13 provincias. Las estimaciones no emplean factores de expansión, por lo que los resultados se interpretan para la muestra analizada y no como estimaciones poblacionales. La estrategia combina análisis descriptivo, estimaciones mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios [MCO] y descomposición Oaxaca-Blinder para cuantificar la brecha y distinguir la parte asociada con características observables, el componente no explicado y la interacción.

2. Materiales y Métodos

2.1 Construcción de variables principales

En la Tabla 1 se presenta la descripción de las variables utilizadas en el modelo econométrico para analizar la brecha de productividad del maíz entre productores que emplean fertilizantes químicos frente a aquellos que utilizan fertilizantes orgánicos en Ecuador, según datos de la ESPAC 2024 (Instituto Nacional de Estadística y Censos [INEC], 2025). La información provino de los microdatos de la Encuesta de Superficie y Producción Agropecuaria Continua, permitiendo identificar la variable dependiente (productividad), la variable de interés (tipo de fertilizante) y los factores de control (infraestructura y capacidades del productor) incluidos en la estimación. Asimismo, se especifica el nombre de cada variable en la base de datos, su

Tabla 1. Descripción de las variables del modelo econométrico.
Table 1. Description of the econometric model variables.

Variable	Descripción	Medición	Unidad
Variable dependiente			
Productividad agrícola	Rendimiento obtenido en la producción de maíz por unidad de superficie cosechada.	Producción total / superficie cosechada.	Toneladas por hectárea (TM ha^{-1})
Logaritmo de la productividad	Transformación de la productividad agrícola para reducir la asimetría de los datos.	Logaritmo natural de la productividad.	Variable continua
Variable explicativa principal			
Tipo de fertilizante	Tipo de fertilizante utilizado por el productor durante el ciclo agrícola.	1 = Químico; 0 = Orgánico	Variable binaria
Variables de control			
Acceso a riego	Disponibilidad de infraestructura de riego en la unidad de producción.	1 = Sí; 0 = No	Variable binaria
Acceso a drenaje	Existencia de sistemas de drenaje en la parcela.	1 = Sí; 0 = No	Variable binaria
Semilla mejorada	Uso de variedades mejoradas para la siembra.	1 = Sí; 0 = No	Variable binaria
Educación secundaria o superior	Nivel educativo alcanzado por el productor.	1 = Secundaria o superior; 0 = Primaria o menos	Variable binaria

definición conceptual y la unidad de medida correspondiente. Esta clasificación facilita la comprensión de los determinantes de la brecha productiva y proporciona el marco necesario para la interpretación de los resultados obtenidos mediante los modelos MCO y la descomposición de Oaxaca-Blinder.

2.2 Metodología para el análisis descriptivo

Para el primer objetivo específico se empleó un enfoque descriptivo con el propósito de caracterizar la distribución territorial del uso de fertilizantes y su relación con la productividad del cultivo de maíz en Ecuador a partir de los datos de la ESPAC 2024. El análisis combinó técnicas de cartografía temática y estadística descriptiva. Se construyó un mapa temático del uso de fertilizantes químicos a nivel provincial. Para ello, se calculó el porcentaje de unidades de producción agropecuaria [UPA] que utilizan fertilizantes químicos en cada provincia y posteriormente esta proporción se clasificó en quintiles, lo que permitió identificar las provincias con menor y mayor intensidad de uso de este insumo.

Asimismo, se elaboró un mapa de clasificación territorial que relaciona la productividad promedio del cultivo de maíz y el uso de fertilizantes químicos. Para cada provincia se calculó la productividad promedio del cultivo y el porcentaje de productores que utilizan fertilizantes químicos. Posteriormente, ambas variables se clasificaron utilizando sus respectivas medianas como puntos de corte, generando cuatro categorías: alta productividad y alto uso de fertilizantes químicos, alta productividad y bajo uso de fertilizantes químicos, baja productividad y alto uso de fertilizantes químicos, y baja productividad y bajo uso de fertilizantes químicos. Esta clasificación permitió identificar patrones espaciales de los sistemas de producción de maíz.

Adicionalmente, se calcularon estadísticas descriptivas para las principales variables incluidas en el estudio, considerando la productividad agrícola y las variables relacionadas con la tecnificación de las unidades productivas, como el acceso a riego, acceso a drenaje, uso de semillas mejoradas y nivel educativo del productor. Estos indicadores permitieron caracterizar la muestra y proporcionar el contexto descriptivo para el análisis econométrico desarrollado en el segundo objetivo específico.

2.3 Metodología para el análisis econométrico

Para el segundo objetivo específico se emplearon métodos econométricos de corte transversal con el propósito de estimar y descomponer la brecha de productividad en el cultivo de maíz entre productores que utilizan fertilizantes químicos y aquellos que emplean fertilizantes orgánicos. El análisis se estructuró en dos etapas complementarias: la estimación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios [MCO] y la descomposición de Oaxaca-Blinder.

2.3.1. Modelos de Mínimos Cuadrados Ordinarios [MCO]

La variable dependiente en todos los modelos correspondió al logaritmo natural de la productividad agrícola del maíz, expresado como $\ln(Productividad)$, donde la productividad se mide en toneladas métricas por hectárea (TM ha^{-1}). La transformación logarítmica es aplicable directamente porque todas las observaciones de la muestra analítica presentan productividad estrictamente positiva. Esta especificación evita añadir una constante arbitraria a la variable dependiente y permite interpretar $100(e^{\beta} -1)$ como la diferencia porcentual asociada a los coeficientes de variables dicotómicas.

La variable de interés fue el tipo de fertilizante utilizado por el productor, donde 1 corresponde al fertilizante químico y 0 al fertilizante orgánico. Para analizar si la relación entre el tipo de fertilizante y la productividad cambia al incorporar otras características de los productores, se estimaron tres modelos de forma progresiva.

Debido a que la productividad se encuentra transformada, los resultados de los modelos no se expresaron directamente en TM ha^{-1}. Por ello, los coeficientes se convirtieron a porcentajes mediante $(e^{\beta} -1) \times 100$, lo que facilitó su interpretación. Estos porcentajes muestran la diferencia asociada a cada característica entre los productores, manteniendo constantes las demás variables incluidas en el modelo. Los resultados deben entenderse como asociaciones estadísticas y no como efectos causales.

- **Modelo 1: MCO simple.** El primer modelo, denominado MCO simple, relaciona el logaritmo de la productividad transformada únicamente con el tipo de fertilizante, sin incorporar variables de control adicionales. Este modelo permitió identificar la diferencia promedio en la productividad transformada entre productores que utilizan fertilizantes químicos y aquellos que emplean fertilizantes orgánicos. La especificación econométrica se expresa en la ecuación [1].

$$\ln(Prod_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{fert_quim}_i + \varepsilon_i \quad [1]$$

donde $\ln(Prod_i)$ representa el logaritmo natural de la productividad agrícola del productor *i*; β_o corresponde al valor esperado de la variable dependiente transformada para los productores que utilizan fertilizante orgánico; fert_quim_i es una variable dicotómica que toma el valor de uno si el productor utiliza fertilizante químico y cero si utiliza fertilizante orgánico; β_1 representa la diferencia promedio asociada con el uso de fertilizante químico respecto al grupo de referencia; y ε_i representa el término de error, que recoge factores no observados relacionados con la productividad.

- **Modelo 2: MCO productivo.** El segundo modelo, denominado MCO productivo, incorporó variables asociadas con las condiciones de infraestructura agrícola del productor, específicamente el acceso a sistemas de riego y drenaje. La inclusión de estas variables permitió considerar diferencias observables en las condiciones productivas de las parcelas que podrían estar relacionadas con la productividad. La especificación del modelo se expresa en la ecuación [2].

$$\ln(Prod_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{fert_quim}_i + \beta_2 \text{riego}_i + \beta_3 \text{drenaje}_i + \varepsilon_i \quad [2]$$

donde $riego_i$ representa el acceso a sistemas de riego y $drenaje_i$ indica la existencia de sistemas de drenaje en la parcela agrícola. Los coeficientes β_2 y β_3 representan las asociaciones entre estas características de infraestructura y la productividad transformada, manteniendo constantes las demás variables incluidas en el modelo.

- **Modelo 3: MCO ampliado.** El tercer modelo, denominado MCO ampliado, incorporó variables relacionadas con la adopción tecnológica y las características de capital humano del productor, específicamente el uso de semilla mejorada y el nivel educativo. La inclusión de estas variables permitió analizar si las diferencias observadas en productividad también están asociadas con características relacionadas con la tecnificación y las capacidades del productor. La especificación econométrica se expresa en la ecuación [3].

$$\ln(Prod_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{fert_quim}_i + \beta_2 \text{riego}_i + \beta_3 \text{drenaje}_i + \beta_4 \text{sem_mejorada}_i + \beta_5 \text{educ_sec_mas}_i + \varepsilon_i \quad [3]$$

donde $sem_mejorada_i$ identifica el uso de semillas mejoradas y $educ_sec_mas_i$ representa el nivel educativo del productor, tomando el valor de uno cuando posee educación secundaria o superior y cero en caso contrario. Los coeficientes β_4 y β_5 representan las asociaciones de estas variables con la productividad transformada, manteniendo constantes las demás características incluidas en el modelo.

En los tres modelos se emplearon errores estándar robustos tipo HC1. Esta decisión se mantuvo porque el diagnóstico de Breusch-Pagan rechazó la homocedasticidad en el modelo ampliado. Como diagnósticos adicionales se evaluó multicolinealidad mediante el factor de inflación de la varianza [VIF], forma funcional mediante RESET y observaciones influyentes mediante la distancia de Cook. La matriz de correlación se utilizó únicamente con fines descriptivos y no como prueba de supuestos de MCO.

La especificación principal conservó la muestra original evaluada editorialmente, compuesta por 895 productores que utilizan exclusivamente fertilizante orgánico o exclusivamente fertilizante químico y presentan productividad válida. Los casos se observaron en 13 provincias. Las estimaciones no emplean factores de expansión de la ESPAC; por tanto, los resultados se interpretaron para la muestra analítica y no como estimaciones poblacionales de los productores de maíz del Ecuador. Como comprobación de sensibilidad geográfica se repitieron las estimaciones restringiendo la muestra a las diez provincias de la Sierra continental (N = 887).

2.3.2. Descomposición de Oaxaca-Blinder (Threefold)

Con el propósito de profundizar en la composición de la brecha de productividad entre los productores que utilizan fertilizantes químicos y orgánicos, se aplicó la descomposición Oaxaca-Blinder en su versión threefold. La orientación utilizada por la implementación empleada fue Orgánico − Químico. La diferencia total se desagregó en tres componentes: explicado o de dotaciones, no explicado o de coeficientes e interacción. Para incorporar incertidumbre inferencial, los errores estándar de los tres componentes se obtuvieron mediante 1.000 réplicas bootstrap. El error estándar de la brecha total se obtuvo mediante bootstrap estratificado por grupo, preservando la composición orgánico/químico. Se reportan intervalos de confianza del 95%. La transformación porcentual $100(e^{\Theta} - 1)$ se presenta para facilitar la interpretación de cada componente individual, pero estos porcentajes no son aditivos.

La interpretación de la descomposición debe considerar sus limitaciones metodológicas. El componente no explicado no puede interpretarse como un efecto causal del tipo de fertilizante, pues puede incorporar diferencias en los coeficientes, variables omitidas, heterogeneidad no observada y problemas de especificación. Además, su magnitud depende de las características incluidas en el modelo, por lo que factores no disponibles en la ESPAC 2024, como características del suelo, condiciones agroecológicas, prácticas de

manejo y disponibilidad de insumos, pueden permanecer sin controlar. El carácter transversal de los datos impide controlar efectos fijos a nivel del productor y la elección del tipo de fertilizante puede estar relacionada con características del productor, la parcela o el sistema productivo, generando posibles problemas de endogeneidad. Los resultados deben interpretarse como asociaciones condicionales y no como evidencia de relaciones causales entre el tipo de fertilizante y la productividad del maíz.

La descomposición se expresa formalmente en la ecuación [4].

$$\overline{\ln(Prod)}_O - \overline{\ln(Prod)}_Q = (\bar{X}_O - \bar{X}_Q)'\hat{\beta}_Q + \bar{X}_Q'(\hat{\beta}_O - \hat{\beta}_Q) + (\bar{X}_O - \bar{X}_Q)'(\hat{\beta}_O - \hat{\beta}_Q) \quad [4]$$

donde el primer término representa el componente explicado o de dotaciones, el segundo corresponde al componente no explicado o de coeficientes, y el tercero representa el componente de interacción. En esta expresión, O identifica al grupo de productores que utiliza fertilizante orgánico y Q al grupo que utiliza fertilizante químico, de modo que la brecha se expresa como Orgánico − Químico.

3. Resultados

3.1 Caracterización de la productividad agrícola y del uso de fertilizantes en el cultivo de maíz en Ecuador

3.1.1 Estadísticas descriptivas de las variables analizadas

En la Tabla 2 se muestran las principales características de la muestra analizada. La productividad promedio del maíz es de 1,532 toneladas por hectárea, aunque existe una elevada dispersión, reflejada en una desviación estándar de 1,321, lo cual evidencia heterogeneidad entre productores. Asimismo, el acceso al riego es relativamente bajo, pues solo el 18,4% de los productores dispone de este recurso. El acceso al drenaje y el uso de semillas mejoradas también presentan porcentajes reducidos, de 1,1 y 2,7%, respectivamente, lo que indica una limitada adopción de estas prácticas y tecnologías. Por otro lado, únicamente el 19,1% de los productores posee educación secundaria o superior, característica que puede estar relacionada con las capacidades para adoptar determinadas prácticas de manejo y tecnologías agrícolas.

Una consideración relevante para la interpretación de los modelos econométricos posteriores es la limitada variabilidad de algunas variables de tecnificación. En particular, el acceso al drenaje representa el 1,1% y el uso de semillas mejoradas alcanza el 2,7%, lo que evidencia una baja prevalencia de estas prácticas en la muestra y puede limitar la capacidad estadística para identificar asociaciones entre estas variables y la productividad. Entonces, la ausencia de significancia estadística de estas variables en los modelos posteriores debe interpretarse con cautela y considerando las características de la muestra.

3.1.2 Distribución espacial de la productividad y del uso de fertilizantes

En la Figura 1 se presentan únicamente las provincias con al menos 10 observaciones en la muestra analítica, criterio aplicado con fines de estabilidad cartográfica y no como filtro de la estimación econométrica. Bajo esta regla se representan ocho provincias. Se observa una marcada heterogeneidad territorial en la proporción de productores que utilizan fertilizantes químicos. Esta visualización es descriptiva y no implica representatividad provincial ni nacional, dado que las estimaciones no utilizan factores de expansión. La coexistencia de provincias con mayor y menor presencia relativa de fertilización química permite contextualizar espacialmente la brecha de productividad analizada posteriormente.

En la Figura 2 se clasifican descriptivamente las provincias con al menos 10 observaciones según dos dimensiones relativas dentro del conjunto representado: productividad promedio y proporción de uso de

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de las variables del estudio.
Table 2. Descriptive statistics of the study variables.

Variable	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo	N
Productividad (TM ha^{-1})	1,532	1,321	0,152	9,091	895
Log productividad	0,064	0,879	-1,887	2,207	895
Acceso a riego	0,184	0,388	0,000	1,000	895
Acceso a drenaje	0,011	0,105	0,000	1,000	895
Semilla mejorada	0,027	0,162	0,000	1,000	895
Educación secundaria o más	0,191	0,393	0,000	1,000	895

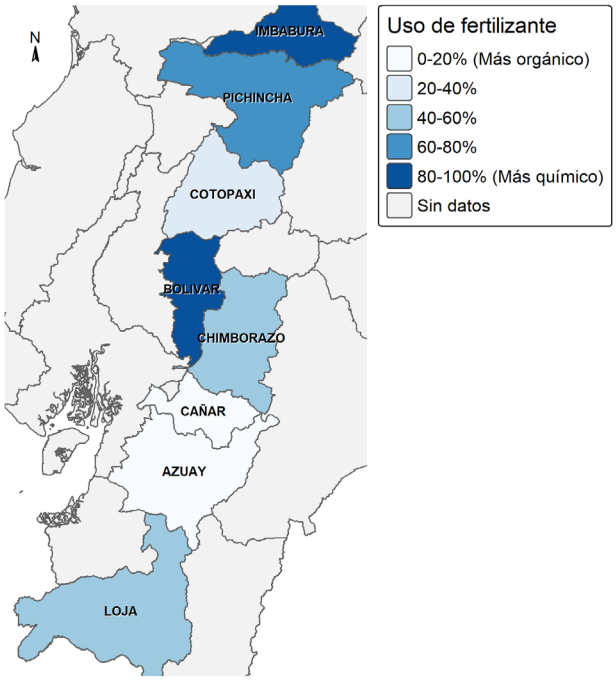

Figura 1. Distribución espacial del uso de fertilizantes químicos.
Figure 1. Spatial distribution of chemical fertilizer use.

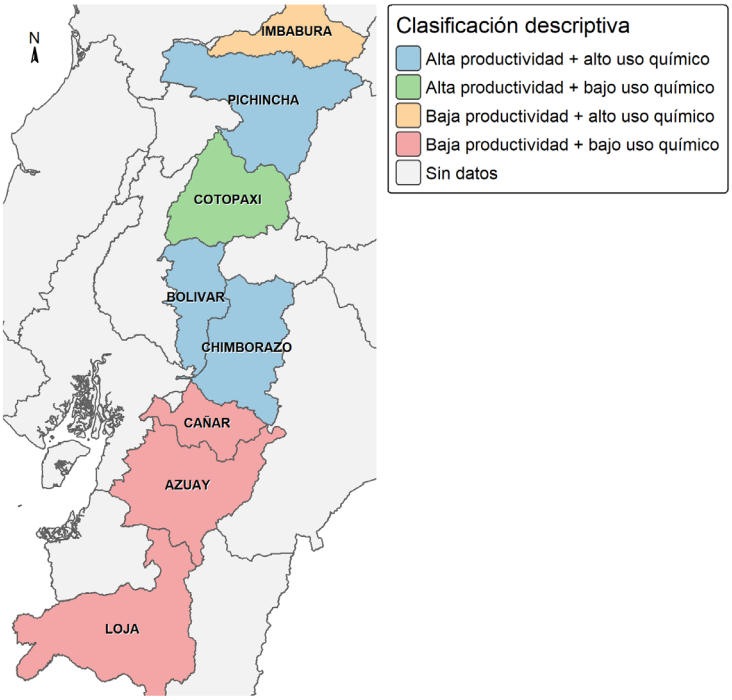

Figura 2. Clasificación provincial según productividad y tipo de fertilización.
Figure 2. Provincial classification according to productivity and type of fertilization.

fertilizante químico, utilizando las respectivas medianas como puntos de corte. Las cuatro categorías resultantes alta o baja productividad combinada con alto o bajo uso químico no representan niveles de eficiencia, sostenibilidad o tecnificación. Su función es únicamente mostrar que provincias con niveles similares de productividad pueden presentar composiciones distintas de fertilización y viceversa.

La heterogeneidad observada refuerza la idea de que el tipo de fertilización, considerado de manera aislada, no permite explicar por sí solo las diferencias territoriales de productividad. La figura debe interpretarse como una descripción exploratoria de la muestra y no como una clasificación normativa de los sistemas productivos.

3.1.3 Matriz de correlación entre la productividad del cultivo de maíz y las variables explicativas

La matriz de correlación presentada en la Figura 3 revela que las asociaciones entre las variables analizadas son débiles. El acceso al riego presenta la mayor correlación con la productividad (r = 0,11), seguido por el uso de semilla mejorada (r = 0,06), mientras que el acceso a drenaje y el nivel educativo muestran correlaciones prácticamente nulas (r = 0,01). Estos resultados indican que no se observan asociaciones lineales fuertes entre la productividad y las variables consideradas. Asimismo, las correlaciones relativamente bajas entre los regresores no evidencian asociaciones lineales elevadas entre ellos.

3.2 Brecha de la productividad entre productores que utilizan fertilizantes químicos y orgánicos

En la Figura 4 se observa que los productores que utilizan fertilizantes químicos alcanzan una productividad promedio cercana a 1,81 TM ha^{-1}, mientras que aquellos que emplean fertilizantes orgánicos registran aproximadamente 1,30 TM ha^{-1}. La diferencia descriptiva es cercana a 0,51 TM ha^{-1}, equivalente a alrededor de 38 % respecto al promedio del grupo orgánico. Esta diferencia constituye una brecha descriptiva de productividad entre ambos grupos y no debe interpretarse como un efecto causal del tipo de fertilizante, debido a que también puede estar relacionada con otras características observables y no observables de los productores y sus parcelas. La composición de esta diferencia se analiza posteriormente mediante los modelos MCO y la descomposición Oaxaca-Blinder.

3.3 Asociación entre el uso de fertilizantes químicos y la productividad del cultivo de maíz

3.3.1 Resultados del modelo de regresión MCO

Los resultados de la Tabla 3 muestran una asociación positiva y estadísticamente significativa entre el uso de fertilizantes químicos y la productividad del maíz en las tres especificaciones. En el modelo ampliado, el coeficiente del fertilizante químico es de 0,306 log puntos, equivalente a una diferencia aproximada de 35,8 % respecto al grupo que utiliza fertilizante orgánico, manteniendo constantes las demás variables incluidas. El acceso al riego presenta también una asociación positiva y estadísticamente significativa: su coeficiente de 0,216 equivale aproximadamente a 24,1%. El acceso al drenaje, el uso de semilla mejorada y el nivel educativo no alcanzan significancia estadística al 5% en la especificación ampliada. Estas estimaciones describen asociaciones condicionadas y no efectos causales.

La capacidad explicativa de los modelos es reducida. El R^2 ajustado del modelo ampliado es 0,033, por lo que una parte importante de la heterogeneidad de

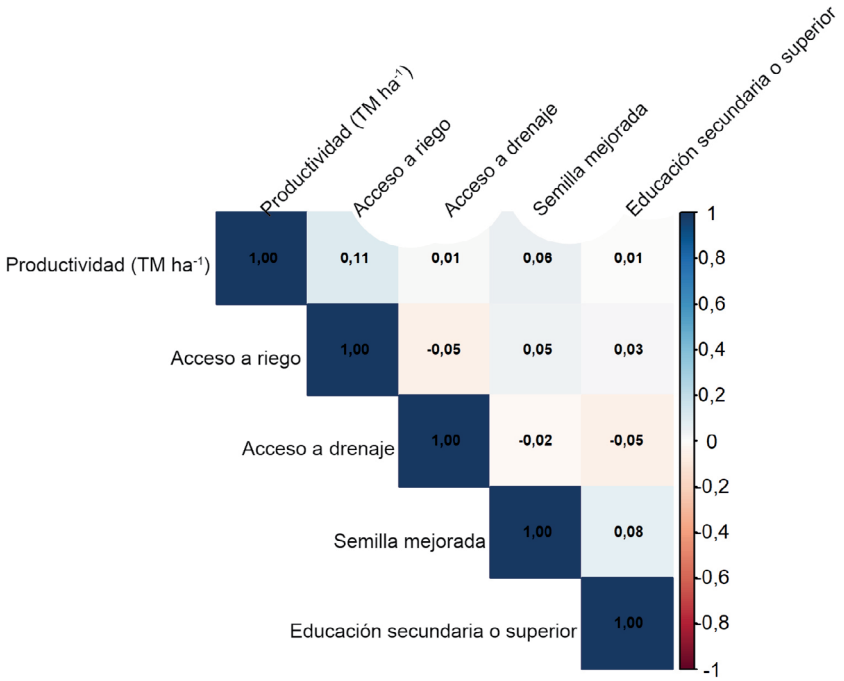

Figura 3. Matriz de correlación de las variables del estudio.
Figure 3. Correlation matrix of the study variables.

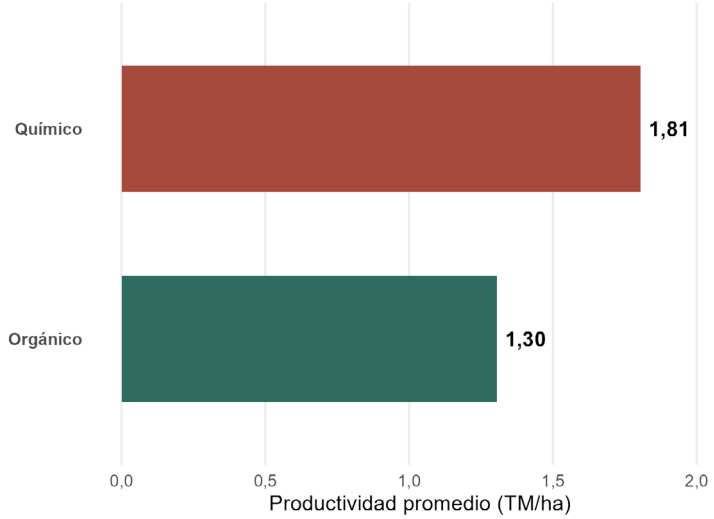

Figura 4. Brecha de productividad del cultivo de maíz según tipo de fertilización.
Figure 4. Productivity gap of maize cultivation according to the type of fertilization.

Tabla 3. Resultados del modelo de mínimos cuadrados ordinarios.
Table 3. Results of the ordinary least squares model.

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Constante	-0,063*	-0,123***	-0,139***
	(0,038)	(0,040)	(0,042)
Fertilizante químico	0,281***	0,313***	0,306***
	(0,059)	(0,059)	(0,059)
Acceso al riego		0,221***	0,216***
		(0,083)	(0,082)
Acceso a drenaje		0,386*	0,403*
		(0,208)	(0,209)
Semilla mejorada			0,074
			(0,197)
Educación secundaria o más			0,094
			(0,068)
N	895	895	895
R^2	0,025	0,036	0,038
R^2 ajustado	0,024	0,033	0,033

* p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01

la productividad permanece asociada con factores no observados o no disponibles en la ESPAC 2024.

3.3.2 Diagnósticos de los modelos MCO

El test de Breusch-Pagan rechaza la homocedasticidad (p < 0,001), lo que justifica mantener errores estándar robustos HC1. Los factores de inflación de la varianza son bajos (VIF máximo = 1,045), sin evidencia de multicolinealidad problemática. El test RESET tampoco detecta evidencia de mala especificación funcional (p = 0,860). La distancia de Cook identifica 37 observaciones por encima del umbral convencional 4/n; sin embargo, al excluirlas únicamente como comprobación de sensibilidad, el coeficiente del fertilizante químico pasa de 0,306 a 0,307, por lo que la asociación principal permanece prácticamente inalterada (Tabla 4).

Tabla 4. Diagnósticos del modelo MCO ampliado.
Table 4. Diagnostics of the extended OLS model.

Diagnóstico	Resultado	Interpretación
Breusch-Pagan	BP = 31,779; p < 0,001	Heterocedasticidad; se mantienen EE robustos HC1
VIF máximo	1,045	Sin multicolinealidad problemática
RESET	F = 0,151; p = 0,860	Sin evidencia de mala especificación funcional
Observaciones con Cook > 4/n	37 de 895	La sensibilidad sin estos casos mantiene el resultado principal

3.3.3 Descomposición Oaxaca-Blinder de la brecha de productividad

La descomposición Oaxaca-Blinder se expresa en la orientación Orgánico − Químico. La brecha total es de -0,281 log puntos, equivalente a -24,5 %. El componente explicado o de dotaciones alcanza 0,041 log puntos, pero su intervalo de confianza del 95 % incluye cero (p = 0,054), por lo que no puede afirmarse que difiera estadísticamente de cero al 5 %. El componente no explicado es de -0,305 log puntos y su intervalo de confianza no incluye cero, mientras que la interacción, de -0,017 log puntos, tampoco difiere estadísticamente de cero.

El predominio del componente no explicado indica que las características observables incluidas no capturan la mayor parte de la diferencia entre grupos. Este componente no representa un efecto causal del tipo de fertilizante: puede incorporar diferencias en los coeficientes, variables omitidas, heterogeneidad no observada, errores de medición y otras condiciones productivas no disponibles en la encuesta (Tabla 5).

3.3.4 Sensibilidad geográfica

Como comprobación de sensibilidad, la especificación ampliada se repitió restringiendo la muestra a las diez provincias de la Sierra continental (N = 887). El coeficiente del fertilizante químico es 0,305, frente a 0,306 en la muestra principal de 895 observaciones. La magnitud y la inferencia permanecen prácticamente inalteradas, por lo que los ocho casos observados fuera de la Sierra no explican el resultado principal.

4. Discusión

Los resultados muestran una marcada heterogeneidad en la productividad del maíz entre los productores analizados, lo que sugiere que las diferencias observadas responden a la interacción de condiciones productivas, tecnológicas y ambientales y no exclusivamente al tipo de fertilizante utilizado. La limitada presencia de prácticas como el riego, el drenaje y el uso de semillas mejoradas evidencia diferencias en las condiciones de producción y puede restringir el aprovechamiento eficiente de los insumos disponibles. Esta interpretación es consistente con evidencia que destaca la importancia de la infraestructura, el acceso a información y la adopción tecnológica para el desempeño productivo agrícola (Ayalew et al., 2022; Emmanuel et al., 2016).

La distribución territorial también muestra que la relación entre fertilización y productividad varía según las condiciones de cada provincia. En algunas provincias, el predominio de fertilizantes químicos coincide con mayores niveles de productividad, mientras que en otras se observan niveles altos de productividad con un mayor uso de fertilizantes orgánicos. Asimismo, la presencia de fertilización química

Tabla 5. Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder.
Table 5. Results of the Oaxaca-Blinder decomposition.

Componente	Coef.	EE	IC 95 %	p	Efecto (%)
Brecha total (Orgánico - Químico)	-0,2812	0,0558	[-0,3905; -0,1719]	< 0,0001	-24,51
Parte explicada (dotaciones)	0,0406	0,0210	[-0,0006; 0,0818]	0,0537	4,14
Parte no explicada (coeficientes)	-0,3050	0,0609	[-0,4244; -0,1856]	< 0,0001	-26,29
Interacción	-0,0168	0,0272	[-0,0701; 0,0365]	0,5370	-1,66

Nota: los efectos porcentuales se obtienen transformando individualmente cada coeficiente mediante $100(e^{\theta} -1)$. Esta columna no es aditiva y, por tanto, sus valores no deben sumarse para reconstruir la brecha total.
Note: percentage effects are obtained by individually transforming each coefficient using $100(e^{\theta} -1)$. This column is not additive and, therefore, its values should not be summed to reconstruct the total gap.

en territorios con baja productividad indica que este insumo no constituye, por sí mismo, una condición suficiente para alcanzar mayores rendimientos. Estos patrones son consistentes con estudios que señalan que la respuesta a la fertilización está condicionada por las características del suelo, las condiciones agroecológicas y las prácticas de manejo (Cisneros Jayo y Nonones Vásquez, 2024; Hernandez et al., 2021).

La diferencia descriptiva de productividad a favor de los productores que utilizan fertilizantes químicos y la asociación positiva estimada mediante MCO son consistentes con estudios que reportan mayores rendimientos asociados con determinadas fuentes inorgánicas de nutrientes (Khadka et al., 2008; Sahu et al., 2024; Sharma y Chetani, 2017; Timsina, 2018). Una posible explicación es la disponibilidad relativamente rápida de nutrientes de algunas fuentes químicas. Sin embargo, dado que la elección del fertilizante no es aleatoria y puede relacionarse con características no observadas del productor y de la unidad productiva, esta asociación no permite establecer un efecto causal. El acceso al riego constituye, por su parte, el principal resultado adicional de los modelos MCO, mientras que la ausencia de significancia del drenaje, las semillas mejoradas y la educación debe interpretarse considerando la baja prevalencia de algunas de estas variables en la muestra. Esta situación puede contribuir a explicar diferencias con estudios que encuentran asociaciones entre productividad y adopción tecnológica o asistencia técnica (Ayalew et al., 2022; Emmanuel et al., 2016; Mponela et al., 2023).

Los bajos R^2 ajustados indican que las variables incorporadas explican solo una fracción de la variabilidad observada en la productividad. Esta limitación no invalida las asociaciones identificadas, pero muestra que una parte importante de las diferencias productivas permanece fuera del modelo. Entre los factores no observados se encuentran las características del suelo, las condiciones agroclimáticas, las cantidades y composición de los fertilizantes, las prácticas de manejo, la calidad de los insumos, la asistencia técnica y la eficiencia productiva. Estas omisiones son relevantes porque pueden influir tanto en la elección del fertilizante como en el rendimiento obtenido.

Esta limitación también condiciona la interpretación de la descomposición Oaxaca-Blinder. El componente explicado o de dotaciones no difiere estadísticamente de cero al 5 %, mientras que el componente no explicado concentra la mayor magnitud absoluta y su intervalo de confianza no incluye cero. Este último no representa un efecto causal del tipo de fertilizante, sino la parte de la diferencia que no es capturada por las características observables incluidas en el modelo. Puede incorporar diferencias en los coeficientes entre grupos, variables omitidas, heterogeneidad no observada y otras fuentes de heterogeneidad. Los diagnósticos MCO no muestran multicolinealidad problemática ni evidencia de mala especificación funcional mediante RESET, aunque sí detectan heterocedasticidad, razón por la cual la inferencia se basa en errores estándar robustos HC1. La evidencia agronómica respalda esta interpretación, al mostrar que la productividad depende de la interacción entre nutrientes, fertilidad del suelo, disponibilidad de agua y prácticas de manejo (Chen, 2006; Han et al., 2022; Iqbal et al., 2019; Ma et al., 2022). Asimismo, procesos físicos, químicos y biológicos del suelo pueden modificar la respuesta a la fertilización a lo largo del tiempo (Chen et al., 2025; Liu et al., 2026; Shi et al., 2026; Zhao et al., 2026), mientras que las fuentes orgánicas pueden influir en las condiciones del suelo y el aprovechamiento de nutrientes (Wen et al., 2025).

En términos de política agrícola, la asociación entre riego y productividad sugiere que las intervenciones podrían considerar conjuntamente el acceso al agua, la asistencia técnica y el manejo de nutrientes, en lugar de concentrarse exclusivamente en los fertilizantes. La asistencia técnica adaptada a las características del suelo y las condiciones agroecológicas podría favorecer un uso más eficiente de los insumos disponibles, en línea con la evidencia ecuatoriana sobre el papel del acceso a insumos y tecnologías agrícolas (Pino Peralta y Ortega Álvarez, 2024; Sánchez Arizo y Fernández Sastre, 2020; Saucedo Aguiar et al., 2024). La evidencia de Colombia y Perú también muestra que la respuesta a fertilizantes orgánicos y químicos depende de las condiciones de producción (García et al., 2020; Vicente-Solano y Calle-Arancibia, 2024; Zapana Pari et al., 2015). No obstante, debido al carácter observacional del estudio, estas implicaciones deben entenderse como orientaciones para la política y no como evidencia de efectos causales.

Finalmente, el análisis principal comprende 895 productores observados en 13 provincias y se estima sin factores de expansión. En consecuencia, los resultados corresponden a la muestra analítica y no deben generalizarse como estimaciones poblacionales de los productores de maíz del Ecuador. La restricción de sensibilidad a las diez provincias de la Sierra continental (N = 887) produce resultados prácticamente idénticos, lo que indica que los ocho casos fuera de la Sierra no explican la asociación principal. La limitada variabilidad de algunas variables y la ausencia de información relevante también restringen la capacidad explicativa y la interpretación causal de los resultados. Futuras investigaciones podrían incorporar información sobre suelo, manejo agronómico, fertilización, asistencia técnica y condiciones agro-

ecológicas, así como utilizar datos longitudinales o estrategias de identificación causal para evaluar con mayor precisión las relaciones entre fertilización, riego y productividad.

5. Conclusiones

La evidencia obtenida muestra que las diferencias de productividad entre los productores de maíz que utilizan fertilizantes químicos y aquellos que emplean fertilizantes orgánicos no pueden explicarse únicamente por el tipo de fertilización. Si bien los productores que utilizan fertilizantes químicos presentan una mayor productividad promedio y el uso de este tipo de fertilizante mantiene una asociación positiva y estadísticamente significativa con la productividad en las estimaciones de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), esta relación no puede interpretarse como un efecto causal. La elección del tipo de fertilizante puede estar relacionada con características observables y no observables del productor y de la unidad productiva que también influyen en la productividad.

El acceso al riego fue, además del tipo de fertilizante, la única característica observable incluida en los modelos que presentó una asociación estadísticamente significativa con la productividad. Este resultado sugiere que la disponibilidad de agua constituye un elemento relevante dentro de las condiciones productivas analizadas. Sin embargo, la baja capacidad explicativa de los modelos, reflejada en valores de R^2 ajustados inferiores al 5 %, indica que las variables incorporadas capturan únicamente una proporción reducida de la variabilidad observada en la productividad.

La descomposición Oaxaca-Blinder complementa estos resultados. El componente explicado o de dotaciones no difiere estadísticamente de cero al 5 %, mientras que el componente no explicado concentra la mayor magnitud absoluta y sí presenta evidencia de una diferencia distinta de cero. Sin embargo, este componente no constituye un efecto causal del tipo de fertilizante ni puede atribuirse directamente a factores estructurales asociados con la fertilización. Su magnitud puede recoger diferencias en los coeficientes entre grupos, variables omitidas, heterogeneidad no observada y posibles problemas de especificación. El principal aporte del estudio consiste en evidenciar que la brecha observada de productividad no queda suficientemente explicada por las características disponibles en la ESPAC 2024 y que su análisis requiere considerar un conjunto más amplio de condiciones productivas.

Los resultados deben interpretarse considerando las características y limitaciones de la información utilizada. El estudio emplea datos de corte transversal de 895 productores observados en 13 provincias y las estimaciones no utilizan factores de expansión de la ESPAC. Por esta razón, los resultados describen asociaciones dentro de la muestra analítica y no deben interpretarse como estimaciones poblacionales para todos los productores de maíz del Ecuador. Como análisis de sensibilidad, la restricción a las diez provincias de la Sierra continental (N = 887) mantiene prácticamente inalterada la asociación principal. Asimismo, la ESPAC 2024 no contiene información detallada sobre algunos factores potencialmente relevantes para explicar las diferencias de productividad, como la calidad y fertilidad del suelo, las dosis y el momento de aplicación de los fertilizantes, las prácticas específicas de manejo agronómico, la asistencia técnica y determinadas condiciones agroecológicas.

Adicionalmente, la baja variabilidad observada en algunas variables de control, particularmente el acceso a drenaje y el uso de semillas mejoradas, limita la capacidad para identificar asociaciones estadísticas relacionadas con estas características. Por ello, la ausencia de significancia estadística de dichas variables no implica necesariamente que carezcan de relevancia productiva, sino que debe interpretarse en función de la escasa variación disponible en la muestra. Estas condiciones, junto con la posible presencia de variables omitidas y la naturaleza transversal de los datos, restringen la capacidad del estudio para establecer mecanismos causales.

A partir de estos hallazgos, se recomienda orientar las intervenciones dirigidas a los productores analizados hacia un enfoque integral de las condiciones productivas, evitando considerar el tipo de fertilizante como un determinante aislado de la productividad. En particular, el acceso al riego constituye un aspecto relevante para las políticas de apoyo al sector, dado que fue la única característica productiva adicional al tipo de fertilizante que presentó una asociación estadísticamente significativa con la productividad. También resulta pertinente fortalecer la asistencia técnica relacionada con el manejo de nutrientes, considerando las características del suelo, las condiciones agroecológicas y las prácticas de manejo de cada unidad productiva. Estas recomendaciones deben entenderse como orientaciones para la focalización de políticas y no como evidencia de efectos causales derivados de la ampliación del riego o del cambio en el tipo de fertilización.

Finalmente, se recomienda fortalecer la información recopilada en futuras rondas de la ESPAC e investigaciones complementarias mediante la incorporación de variables relacionadas con la calidad del

suelo, dosis y momento de aplicación de fertilizantes, prácticas de manejo agronómico, asistencia técnica, condiciones agroclimáticas y otras características de las unidades productivas. La disponibilidad de esta información permitiría reducir la proporción de factores que permanecen sin explicar en la descomposición y mejorar la identificación de los factores asociados con las diferencias de productividad. Asimismo, futuras investigaciones podrían utilizar información longitudinal o estrategias econométricas de identificación causal que permitan evaluar con mayor precisión la relación entre fertilización, riego y productividad del maíz.

Contribuciones de los autores

- Daniela Alexandra García Chamba: conceptualización, investigación, metodología, recursos.
- Alexandra Maribel Ordoñez Valdiviezo: investigación, software, redacción – borrador original.
- José Vicente Ordóñez Yaguache: validación, redacción – revisión y edición.

Disponibilidad de datos

La investigación utilizó microdatos de la Encuesta de Superficie y Producción Agropecuaria Continua (ESPAC 2024), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de Ecuador. Los datos son de acceso público y pueden obtenerse a través del portal oficial del INEC. El enlace correspondiente se cita en el manuscrito y en la documentación oficial de la encuesta.

Declaración de Uso de Inteligencia Artificial

Durante la preparación de este manuscrito, los autores utilizaron ChatGPT 5.2 con el fin de mejorar la redacción, en un 15%. Tras utilizar esta herramienta/servicio/software, los autores revisaron y editaron el contenido, para evitar sesgos, errores o fabricación de referencias, y asumen toda la responsabilidad por el contenido del artículo publicado.

Implicaciones éticas

Los autores declaran que no existen implicaciones éticas.

Conflicto de interés

Los autores declaran que no existen conflictos de interés financieros o no financieros que podrían haber influido en el trabajo presentado en este artículo.

Referencias

Ayalew, H., Chamberlin, J., y Newman, C. (2022). Site-specific agronomic information and technology adoption: A field experiment from Ethiopia. *Journal of Development Economics*, *156*, 102788. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2021.102788

Ayanwale, A., Kehinde, A., y Ige, A. (2025). Determinants of organic fertilizer adoption and its implications for poverty reduction among farming households in Nigeria. *Social Sciences & Humanities Open*, *12*, 102328. https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2025.102328

Blanchet, G., Gavazov, K., Bragazza, L., y Sinaj, S. (2016). Responses of soil properties and crop yields to different inorganic and organic amendments in a Swiss conventional farming system. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, *230*, 116-126. https://doi.org/10.1016/j.agee.2016.05.032

Boru, M. (2025). Review of organic fertilizer and its role in organic farming. *International Journal of Energy and Environmental Science*, *10*(2), 31–37. https://doi.org/10.11648/j.ijees.20251002.11

Burgo Bencomo, O. B., Lopez Fernández, R., Izquierdo Vera, R., Juca Maldonado, F., García Saltos, M. B., y Capa Benítez, L. (2018). Estudio experimental en el uso del fertilizante orgánico y el químico. *Revista Espacios*, *39*(09). https://www.revistaespacios.com/a18v39n09/18390909.html

Buri, M., Issaka, R., Zoromi, A., Adjei, E., y Wakatsuki, T. (2022). Improving soil productivity and increasing lowland rice yields through the integration of organic and inorganic fertilizers in the Savannah and Forest Agro-ecological Zones of La Cote d'Ívoire. *West African Journal of Applied Ecology*, *30*(1), 35-47. https://journals.ug.edu.gh/index.php/wajae/article/view/1720

Buritica Casanova, A., Marin Salazar, D. A., Fajardo Reyes, N., y Andrade, R. (2026). Technology access without impact? An evaluation of Ecuador's input subsidy program for rice. *Cogent Food & Agriculture*, *12*(1), 2651483. https://doi.org/10.1080/23311932.2026.2651483

Chen, J.H. (2006). *The combined use of chemical and organic fertilizers and/or biofertilizer for crop growth and soil fertility*. Food & Fertilizer Technology Center. https://search.worldcat.org/title/780330192

Chen, Q., Xie, J., Li, L., Khan, K. S., Wang, L., Chang, L., y Du, C. (2025). Partial substitution of chemical fertilizer with organic fertilizer: A promising circular economy approach for improvement soil physical and chemical properties and sustainable crop yields. *Frontiers in Plant Science*, *16*, 1565081. https://doi.org/10.3389/fpls.2025.1565081

Cisneros Jayo, G., y Nonones Vásquez, N. (2024). Impact of the use of fertilizers on agricultural soils: A systematic review of the scientific literature. *Proceedings of the 22nd LACCEI International Multi-Conference for Engineering, Education, and Technology: Sustainable Engineering for a Diverse, Equitable, and Inclusive Future at the Service of Education, Research, and Industry for a Society*, *5*, 1-10. https://doi.org/10.18687/LACCEI2024.1.1.391

Dutta, P. K. (2026). Fertilizer optimization for sustainable agri-

culture: Needs, current strategies and future. *Sustainability*, *18*(11), 5639. https://doi.org/10.3390/su18115639

Emmanuel, D., Owusu-Sekyere, E., Owusu, V., y Jordaan, H. (2016). Impact of agricultural extension service on adoption of chemical fertilizer: Implications for rice productivity and development in Ghana. *NJAS: Wageningen Journal of Life Sciences*, *79*(1), 41–49. https://doi.org/10.1016/j.njas.2016.10.002

García, H. E., León, N. J. G., y Díaz, E. R. (2020). Evaluación de abonos orgánicos en cultivos transitorios, fríjol *(Phaseolus vulgaris*) y maíz (*Zea mayz*). *Revista Matices Tecnológicos*, *12*, 7-13. https://revistas.unisangil.edu.co/index.php/revista-maticestecnologicos/article/view/140

Han, Y., Lv, F., Lin, X., Zhang, C., Sun, B., Yang, X., y Zhang, S. (2022). Crop yield and nutrient efficiency under organic manure substitution fertilizer in a double cropping system: A 6-year field experiment on an anthrosol. *Agronomy*, *12*(9), 2047. https://doi.org/10.3390/agronomy12092047

Héctor-Ardisana, E., Torres-García, A., Fosado-Téllez, O., Peñarrieta-Bravo, S., Solórzano-Bravo, J., Jarre-Mendoza, V., Medranda-Vera, F., y Montoya-Bazán, J. (2020). Influencia de bioestimulantes sobre el crecimiento y el rendimiento de cultivos de ciclo corto en Manabí, Ecuador. *Cultivos Tropicales*, *41*(4), e02. https://ediciones.inca.edu.cu/index.php/ediciones/article/view/1566

Hernandez, T., Berlanga, J. G., Tormos, I., y Garcia, C. (2021). Organic versus inorganic fertilizers: Response of soil properties and crop yield. *AIMS Geosciences*, *7*(3), 415–439. https://doi.org/10.3934/geosci.2021024

Instituto Nacional de Estadística y Censos [INEC]. (2025). *Encuesta de Superficie y Producción Agropecuaria Continua (ESPAC) 2024.* https://www.ecuadorencifras.gob.ec/encuesta-de-superficie-y-produccion-agropecuaria-continua-2024/

Iqbal, A., He, L., Khan, A., Wei, S., Akhtar, K., Ali, I., Ullah, S., Munsif, F., Zhao, Q., y Jiang, L. (2019). Organic manure coupled with inorganic fertilizer: An approach for the sustainable production of rice by improving soil properties and nitrogen use efficiency. *Agronomy*, *9*(10), 651. https://doi.org/10.3390/agronomy9100651

Khadka, Y. G., Rai, S. K., y Raut, S. (2008). Long term effects of organic and inorganic fertilizers on rice under rice-wheat cropping sequence. *Nepal Journal of Science and Technology*, *9*, 7–13. https://doi.org/10.3126/njst.v9i0.3156

Latapie, C., Canillo, M., Hamard, E., Peyrard, T., y Reboud, X. (2026). Herbicide-free cropping management supported by mineral fertilisation achieves substantial yield recovery relative to that in organic farming, despite showing limited interannual agronomic stability. *European Journal of Agronomy*, *179*, 128176. https://doi.org/10.1016/j.eja.2026.128176

Liao, F., Zheng, Y., y Wang, X. (2025). Promoting the replacement of chemical fertilizer with organic fertilizer: the role of policy incentives and digital technology. *Frontiers in Sustainable Food Systems*, *9*, 1527913. https://doi.org/10.3389/fsufs.2025.1527913

Lin, S., Pi, Y., Long, D., Duan, J., Zhu, X., Wang, X., He, J., y Zhu, Y. (2022). Impact of organic and chemical nitrogen fertilizers on the crop yield and fertilizer use efficiency of soybean–maize intercropping systems. *Agriculture*, *12*(9), 1428. https://doi.org/10.3390/agriculture12091428

Liu, X., Wang, C., Bai, Y., Huo, L., Wen, M., y Wang, M. (2026). Effect of organic fertilizer substitution on soil fertility and yield in a continuous maize cropping system: evidence from an eight-year long-term field experiment. *Frontiers in Plant Science*, *17*, 1824928. https://doi.org/10.3389/fpls.2026.1824928

Luna Murillo, R., Bejarano Albornoz, A., Espinoza Coronel, A., Ulloa Méndez, C., Espinosa Cunuay, K., y Trávez Trávez, R. (2016). Respuesta de variedades de papa (S*olanum tuberorum*, L) a la aplicación de abonos orgánicos y fertilización química. *Ciencia y Tecnología*, *9*(1), 11–16. https://doi.org/10.18779/cyt.v9i1.160

Luna-Fletes, J. A., Cruz-Crespo, E., Can-Chulim, Á., Chan-Cupul, W., Chávez-Mendoza, C., y Mancilla-Villa, O. R. (2025). Efecto de fertilizantes ecológicos en el tiempo fisiológico y la producción de chile habanero. *Ecosistemas y Recursos Agropecuarios*, *12*(1), e4155. https://doi.org/10.19136/era.a12n1.4155

Ma, T., He, X., Chen, S., Li, Y., Huang, Q., Xue, C., y Shen, Q. (2022). Long-term organic–inorganic fertilization regimes alter bacterial and fungal communities and rice yields in paddy soil. *Frontiers in Microbiology*, *13*, 890712. https://doi.org/10.3389/fmicb.2022.890712

Martey, E. (2018). Welfare effect of organic fertilizer use in Ghana. *Heliyon*, *4*(10), e00844. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2018.e00844

Ministerio de Desarrollo Económico y Productivo [MDEP]. (2024). *Boletín situacional de maíz suave 2023*. https://sipa.agricultura.gob.ec/index.php/situacionales-agricolas/situacional-maiz-suave

Mponela, P., Manda, J., Kinyua, M., y Kihara, J. (2023). The impact of participatory action research and endogenous integrated soil fertility management on farm-gate dietary outputs in northern Tanzania. *Heliyon*, *9*(11), e21888. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e21888

Musafiri, C. M., Kiboi, M., Macharia, J., Ng'etich, O. K., Okoti, M., Mulianga, B., Kosgei, D. K., Zeila, A., y Ngetich, F. K. (2023). Use of inorganic fertilizer on climate-smart crops improves smallholder farmers' livelihoods: Evidence from Western Kenya. *Social Sciences & Humanities Open*, *8*(1), 100537. https://doi.org/10.1016/j.ssaho.2023.100537

Na, H., y Kang, J. (2023). Research on the impact of internet use on fertilizer and pesticide inputs: Empirical evidence from China. *Heliyon*, *9*(10), e20816. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e20816

Ojo, T. O., y Baiyegunhi, L. J. S. (2023). Gender differentials on productivity of rice farmers in south western Nigeria: An Oaxaca-Blinder decomposition approach. *Heliyon*, *9*(12), e22724. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e22724

Pino Peralta, S., y Ortega Álvarez, K. (2024). Análisis de los principales indicadores socioeconómicos del sector agropecuario ecuatoriano (2000-2022). *Perspectivas Rurales Nueva Época*, *22*(43), 1–32. https://doi.org/10.15359/prne.22-43.12

Quimbo, M., Mamaril, C., y Tafere, K. L. (2014). Organic versus inorganic management on the yield and soil fertility of irrigated lowland rice. *Annals of Tropical Research*, *36*(1), 32–49. https://doi.org/10.32945/atr3613.2014

Sahu, H., Kumar, U., Mariappan, S., Mishra, A. P., y Kumar, S. (2024). Impact of organic and inorganic farming on soil quality and crop productivity for agricultural fields: A comparative assessment. *Environmental Challenges*, *15*, 100903. https://doi.org/10.1016/j.envc.2024.100903

Salam, M. A., y Sarker, M. N. I. (2023). Impact of hybrid variety adoption on the performance of rice farms in Bangladesh: A propensity score matching approach. *World Development Sustainability*, *2*, 100042. https://doi.org/10.1016/j.wds.2023.100042

Sánchez Arizo, V. H., y Fernández Sastre, J. (2020). El efecto de los paquetes tecnológicos en la productividad del maíz en

Ecuador. *Problemas Del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, *51*(203), 85-110. https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2020.203.69527

Sandrakirana, R., y Arifin, Z. (2021). Effect of organic and chemical fertilizers on the growth and production of soybean (*Glycine max)* in dry land. *Revista Facultad Nacional de Agronomía Medellín*, *74*(3), 9643–9653. https://doi.org/10.15446/rfnam.v74n3.90967

Satyanarayana, V., Vara Prasad, P. V., Murthy, V. R. K., y Boote, K. J. (2002). Influence of integrated use of farmyard manure and inorganic fertilizers on yield and yield components of irrigated lowland rice. *Journal of Plant Nutrition*, *25*(10), 2081-2090. https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1081/PLN-120014062

Saucedo Aguiar, S. G., Arguello Nuñez, L. B., Vilema-Escudero, S. F., y Ruiz Martínez, M. (2024). Uso de fertilizantes químicos en el fomento productivo agrícola del Ecuador. *Killkana* Técnica, *8*(1), 27–38. https://doi.org/10.26871/killkanatecnica.v8i1.1531

Sharma, A., y Chetani, R. (2017). A review on the effect of organic and chemical fertilizers on plants. *International Journal for Research in Applied Science and Engineering Technology*, *5*(2), 677-680. https://doi.org/10.22214/ijraset.2017.2103

Shi, X., Zhang, Y., Liang, J., Jia, L., Qin, Y., Chen, Y., Yu, J., Liu, K., Wu, L., Zhou, B., Zhen, H., y Fan, M. (2026). Replacing chemical fertilizers with organic fertilizers at equivalent nitrogen levels enhances soil nitrogen transformation rates in Northwest China's farmlands, consequently impacting crop yields. *Frontiers in Plant Science*, *17*, 1772980. https://doi.org/10.3389/fpls.2026.1772980

Tchamou Meughoyi, C. (2018). Improved seeds and agricultural productivity of family farms in Cameroon. In *Building a resilient and sustainable agriculture in Sub-Saharan Africa* (pp. 15–32). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-76222-7_2

Timsina, J. (2018). Can organic sources of nutrients increase crop yields to meet global food demand? *Agronomy*, *8*(10), 214. https://doi.org/10.3390/agronomy8100214

Vicente-Solano, S. V., y Calle-Arancibia, M. E. (2024). Fertilizantes en la producción agrícola: un análisis de la percepción de uso. *Apuntes del Cenes*, *43*(78), 201–226. https://doi.org/10.19053/uptc.01203053.v43.n78.2024.17532

Wang, F., Guo, Y., Li, P., Wu, X., Qiu, H., Yin, W., Zhao, L., Fan, Z., Hu, F., He, W., Fan, H., y Chai, Q. (2026). Organic fertilizer substitution enhances maize yield and quality under reduced irrigation. *Journal of Integrative Agriculture*, *25*(10), 4126–4141. https://doi.org/10.1016/j.jia.2025.05.025

Wang, J., Yang, X., Huang, S., Wu, L., Cai, Z., y Xu, M. (2025). Long-term combined application of organic and inorganic fertilizers increases crop yield sustainability by improving soil fertility in maize–wheat cropping systems. *Journal of Integrative Agriculture*, *24*(1), 290-305. https://doi.org/10.1016/j.jia.2024.07.003

Wen, L., Luo, H., Li, C., Cheng, K., Shi, L., Liu, L., Wang, K., y Tang, H. (2025). Substituting chemical by organic fertilizer improves soil quality, regulates the soil microbiota and increases yields in *Camellia oleifera*. *Microorganisms*, *13*(11), 2509. https://doi.org/10.3390/microorganisms13112509

Yang, F., Song, X., Yang, R., y Li, X. (2025). Application of organic fertilization and chemical fertilization enhances the coupled and coordinated degree of soil fertility and economic benefits in corn farmland. *Agriculture*, *16*(1), 9. https://doi.org/10.3390/agriculture16010009

Yang, W., Zhao, C., Chen, Z., Deng, X., Li, J., Sun, J., Wang, P., Zhu, B., Wang, B., Xiong, Z., Li, Y., y Wang, B. (2026). Integrating chemical, organic, water-soluble and microbial fertilizers achieve mutually benefits of high nutrient utilization, improved yield and quality in tobacco cultivation. *Journal of Agriculture and Food Research*, *26*, 102667. https://doi.org/10.1016/j.jafr.2026.102667

Zapana Pari, J. G., Villalta Rojas, P., Mamani, M., y Escobar Mamani, F. (2015). Efecto del abono orgánico y fertilizantes químicos en la producción de semilla botánica y raíz tuberosa de la «mauka» (*Mirabilis expansa* (Ruiz y Pavón) Standley). *Revista Investigaciones Altoandinas*, *17*(1), 73-78. https://doi.org/10.18271/ria.2015.80

Zhang, W., Wang, B., Chen, Z., Liu, B., Liu, Y., Qin, W., y Dai, X. (2026). Irrigation of previous crops alleviates the negative impact of replacing chemical fertilizers with organic fertilizers on foxtail millet yield. *Agricultural Water Management*, *324*, 110156. https://doi.org/10.1016/j.agwat.2026.110156

Zhang, X., Amjad Bashir, M., Raza, Q.-U.-A., Liu, X., Luo, J., Zhao, Y., Lei, Q., Muhammad Ali Raza, H., Rehim, A., Geng, Y., y Liu, H. (2023). Evaluating the effects of sustainable chemical and organic fertilizers with water saving practice on corn production and soil characteristics. *Phyton*, *92*(5), 1349–1360. https://doi.org/10.32604/phyton.2023.026952

Zhao, J., Di, C., Li, B., Zhang, T., Liu, Y., Sun, F., Dong, Q., Duan, J., Zheng, W., y Li, D. (2026). Impact of organic fertilizer substitution on soil quality and microbial diversity in maize ecosystems. *Scientific Reports*, *16*(1), 20747. https://doi.org/10.1038/s41598-026-44856-z