

Análisis de los factores que determinan la producción de café en México

Noel López-López¹
Ignacio Caamal-Cauich^{1,§}
Zulia Helena Caamal-Pat¹
José Antonio Ávila-Dorantes¹
Verna Grisel Pat-Fernández¹

1 Universidad Autónoma Chapingo. Carretera Federal Mexico-Texcoco km 38.5, Chapingo, Texcoco, Estado de México, México. CP. 56250.

Autor para correspondencia: icaamal82@yahoo.com.mx.

Resumen

El café es uno de los cultivos agrícolas más importantes de México por su relevancia económica, social y por la generación de ingresos en zonas rurales, ubicando al país en la posición catorce a nivel mundial como productor. Con el propósito de identificar los factores económicos que determinan la producción cafetalera nacional, se desarrolló un estudio de tipo econométrico en México durante el periodo de 1960 a 2024. Se aplicó un modelo de regresión lineal múltiple con base en series temporales obtenidas de fuentes oficiales como INEGI, SADER, OIC y Banxico. La variable dependiente fue la producción de café, explicada por la superficie cultivada, precios internacionales, precios reales de insumos y rezagos productivos. Los resultados muestran un alto nivel de ajuste ($R^2= 0.974$; $F_{calculada}= 207.72 > F_{tabulada}= 2.15$), lo que indica que las variables seleccionadas explican significativamente las variaciones en la producción. Se encontró que la superficie cultivada, la producción rezagada y los precios diferidos en dos y cuatro periodos influyen positivamente en la producción, mientras que los precios internacionales y algunos rezagos de precios tienen efectos negativos. En conclusión, la producción cafetalera mexicana depende principalmente de la superficie cultivada y del comportamiento de la producción en años previos, evidenciando la persistencia temporal característica de este cultivo perenne.

Palabras clave:

elasticidad de la oferta, factores económicos, producción cafetalera, regresión lineal múltiple, sector agrícola mexicano.



Introducción

El café es uno de los cultivos agrícolas más importantes de México por su relevancia económica, social, cultural y ecológica. Se cultiva en más de doce estados, con una producción anual que oscila entre 4 y 5 millones de quintales, abarcando más de 480 000 unidades de producción, principalmente en regiones rurales del sureste (INAES, 2019), así como también de acuerdo con el Censo Agropecuario, 2022 (INEGI, 2023).

A nivel mundial, Brasil, Vietnam, Indonesia, Colombia y Etiopía concentran más del 70% de la producción de café. México ocupa la posición número catorce, con alrededor del 2% del volumen mundial y el 1% de las exportaciones (FAOSTAT, 2025).

La producción cafetalera se concentra principalmente en Chiapas, Veracruz, Puebla y Oaxaca, que aportan cerca del 90% del total nacional. En los 15 estados productores se estima la participación de unos 500 000 cafeticultores, lo que refleja su relevancia económica y social (SENASICA, 2020; SIAP-SIACON, 2025).

De acuerdo con la Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural (SADER, 2018) el café genera más de 1.5 millones de empleos indirectos y tres millones de mexicanos dependen de esta actividad. Sin embargo, el sector enfrenta retos como la volatilidad de precios internacionales, el aumento en los costos de insumos y las limitaciones estructurales de la superficie cultivada (OIC, 2024).

Diversos autores han analizado los determinantes económicos de la oferta agrícola, destacando la influencia de los precios relativos, los costos de insumos y los factores estructurales sobre la producción. Tomek y Kaiser (2014) explican que los productores asignan recursos entre cultivos con base en los precios esperados y los costos de producción, lo que genera relaciones de sustitución o complementariedad entre productos agrícolas.

En el caso mexicano, Martínez y Salinas (2004) encontraron que la oferta cafetalera presenta una baja elasticidad precio en el corto plazo, debido a restricciones estructurales y al carácter perenne del cultivo. Asimismo, Terrones-Cordero y Sánchez-Torres (2013) documentan que en el sector agrícola mexicano los precios internos y externos, junto con el uso de insumos, mantienen relaciones dinámicas que influyen en las decisiones productivas.

En el estudio de Martínez y Salinas (2004) hallaron que la oferta responde débilmente a los precios en el corto plazo, aunque el precio de los fertilizantes influye parcialmente en la producción. También señaló que la tierra y el trabajo son los factores más elásticos en la producción agrícola, justificando la inclusión de variables asociadas al uso de insumos y eficiencia productiva.

La necesidad de comprender los factores que determinan la producción cafetalera ha llevado al empleo de modelos econométricos que permiten identificar la magnitud y dirección de las relaciones entre variables socioeconómicas y productivas. En este contexto, la literatura económica plantea responder distintas preguntas en el enfoque social y económico como ¿cuáles son los factores determinantes en la producción de café en México?

La investigación consistió en analizar los factores económicos, productivos y estructurales, que determinan la función de producción del café en México, con el propósito de identificar las variables que influyen de manera significativa en el comportamiento de la oferta cafetalera nacional.

Para ello, se plantea la estimación de un modelo de regresión lineal múltiple que permitió cuantificar el efecto del precio real del plátano, del precio internacional del café, los precios de los insumos agrícolas, la superficie cosechada y los rezagos productivos sobre el nivel de producción.

De esta manera, se buscó generar evidencia empírica que contribuya a una comprensión más profunda del desempeño del sector cafetalero y que sirva como sustento para el diseño de políticas públicas orientadas al fortalecimiento de la productividad y sostenibilidad del cultivo del café en México.

La producción cafetalera se enmarca en la teoría microeconómica en el ámbito agrícola, donde el productor maximiza beneficios combinando tierra, trabajo e insumos y la oferta depende positivamente del precio del producto y negativamente del costo de los insumos (Tomek y Kaiser, 2014).

En cultivos perennes como el café, el ajuste es gradual por la rigidez de la superficie y el periodo de maduración, por lo que se emplean modelos dinámicos de ajuste parcial donde la producción depende de precios y niveles pasados (Nerlove, 1958). Así, se espera un efecto positivo de la superficie y del precio del café, y negativo de los insumos, incorporando la inercia productiva del sector.

Materiales y métodos

La formulación del modelo clásico de regresión lineal se fundamenta en la teoría clásica de la inferencia estadística, la cual se divide en dos áreas principales: la estimación y la comprobación de hipótesis. El análisis de regresión tiene como finalidad comprender la relación existente entre una variable dependiente y una o más variables independientes (Gujarati, 2012).

El propósito es estimar o predecir el valor promedio de la variable dependiente en la población, a partir de los valores conocidos de las variables explicativas, considerando que estos provienen de observaciones o muestras repetidas.

El modelo econométrico se construyó integrando teoría económica, evidencia empírica y herramientas estadísticas. Se fundamenta en la teoría de oferta agrícola y en el modelo de ajuste parcial de Nerlove (1958), donde la producción depende de precios, costos, superficie y producción previa, incorporando la dinámica propia de cultivos perennes.

Empíricamente, se emplearon series temporales oficiales de México (1960-2024) sobre producción, precios reales y costos del sector. Estadísticamente, se estimó mediante regresión lineal múltiple por MCO, con pruebas de diagnóstico para validar significancia y supuestos del modelo.

Formulación del modelo econométrico

Los datos se obtuvieron del anuario estadístico de consumo nacional aparente de productos agrícolas del INEGI (CNAPA) para datos de 1960 a 1980 y del sistema de información agroalimentaria de consulta de la dirección general del servicio de información agroalimentaria y pesquera (SIACON) para datos de 1980 al 2024.

Así como del Banco de México (Banxico) para la obtención del valor del dólar de 1960 a 2024, del consejo nacional de salarios mínimos (CONASAMI) y de la base de datos de la Food and Agriculture Organization Corporate Statistical Database (FAOSTAT) para los precios internacionales del café y los fertilizantes. Los valores monetarios nominales se convirtieron en reales, utilizando el índice nacional de precios al consumidor, base 2024.

La serie temporal comprendió el periodo 1960-2024 (65 observaciones anuales). No obstante, debido a la incorporación de rezagos de hasta cinco periodos en algunas variables explicativas, las primeras cinco observaciones (1960-1964) no pudieron ser utilizadas en la estimación del modelo, ya que no se dispone de valores previos para su construcción.

El modelo econométrico fue estimado con 60 observaciones efectivas (1965-2024). La información obtenida de cada base de datos y utilizados en el modelo original son.

SIAP-SIACON: producción de café (PC), superficie cosechada del café (SCC), rendimiento obtenido del café (ROC), producción del plátano (PP), superficie cosechada del plátano (SCP), rendimiento obtenido del plátano (ROP), precio medio rural del café (PMRC), precio medio rural del plátano (PMRP), producción del cacao (PCAC), superficie cosechada del cacao (SCCAC), rendimiento obtenido el cacao (ROCAC), precio medio rural del cacao (PMRCAC).

FAOSTAT: precio del fertilizante urea (PFU), precio internacional del café (PIC). CONASAMI: salario mínimo general (SMG).

Valores reales con el INPC: precio real del café (PREALCAFE), precio real del plátano (PREALPLA), precio real del cacao (PREALCAC), precio real del fertilizante (PRECIOREALFERT). Se estructuró una base de datos de los años 1960 al 2024 del producto principal (café), productos complementarios (plátano) y sustitutos (cacao), insumos (fertilizante urea), superficie cosechada, producción, precio medio rural, precios reales de los valores.

Para obtener el mejor modelo los valores fueron convertidos a logarítmicos y se agregaron rezagos tanto de la producción, así como de los precios reales, al correr las regresiones, el modelo se depuró, descartando variables como el precio del cacao, precio internacional, salario mínimo entre otras.

Estimación del modelo econométrico

La estimación del modelo de regresión lineal múltiple se realizó con el software estadístico SAS Studio a través de la plataforma SAS OnDemand for Academics, desarrollada por SAS Institute. Este entorno permite realizar análisis descriptivos, pruebas de hipótesis, regresiones, modelos multivariados y análisis de series temporales mediante procedimientos especializados como SAS/STAT® y SAS/ETS®, ampliamente utilizados en investigación econométrica (SAS Institute Inc., 2023).

El modelo formulado y estimado es:

$$P = \beta_1 LSC + \beta_2 LPREALPLA + \beta_3 LPFUREAL + \beta_4 LPI + \beta_5 LPRCLAG2 + \beta_6 LPRCLAG3 + \beta_6 LPRCLAG4 + \beta_6 LPRCLAG5 + \beta_6 LPLAG5.$$

El procedimiento de estimación usado es: PROC REG DATA= LOG14; MODEL LP= LSC LPREALPLA LPFUREAL LPI LPRC LAG2 LPRC LAG3 LPRC LAG4 LPRC LAG5 LP LAG1/SPEC VIF TOL DW DWPROB; OUTPUT OUT= RESIDUAL RESIDUAL= RES; Run; Proc univariate data= residual plots normaltest; Var res; Run;

La variable dependiente es: LP= logaritmo de la producción de café. Las variables independientes finales que se incluyeron son: logaritmo de la superficie cosechada (LSC). Precios rezagados del café (LPRC-LAG2, LPRC-LAG3, LPRC-LAG4, LPRC-LAG5). Logaritmo de la producción rezagada (LP-LAG1). Logaritmo del precio real del plátano (LPREALPLA). Logaritmo de los precios reales del fertilizante (LPFUREAL). Logaritmo de los precios internacionales (LPI).

Significancia y pruebas estadísticas del modelo

Para validar la confiabilidad del modelo de regresión lineal múltiple, se aplicaron diversas pruebas estadísticas. La bondad de ajuste se evaluó mediante los coeficientes R^2 y R^2 ajustado, los cuales mostraron un alto nivel explicativo de la producción de café, confirmando la adecuación del modelo (Montgomery *et al.*, 2012).

La significancia individual y global de los parámetros se verificó mediante las pruebas t de Student y F de Fisher, demostrando que las variables explicativas ejercen efectos estadísticamente significativos sobre la producción.

Asimismo, se aplicaron pruebas de diagnóstico de residuos (Shapiro-Wilk, Kolmogórov-Smirnov y Durbin-Watson), las cuales evidenciaron el cumplimiento razonable de los supuestos de normalidad, independencia y ausencia de autocorrelación, asegurando la validez de las inferencias (Montgomery *et al.*, 2012).

Finalmente, la detección de multicolinealidad mediante el Factor de Inflación de Varianza (VIF) permitió confirmar la estabilidad y consistencia de los coeficientes estimados, garantizando la confiabilidad de los resultados del modelo (Montgomery *et al.*, 2012).

Prueba de autocorrelación en modelos dinámicos

El modelo estimado incluye una variable dependiente rezagada (LP-LAG1), el estadístico Durbin-Watson no resulta apropiado para evaluar autocorrelación serial, ya que su distribución se ve afectada en presencia de regresores dinámicos.

Por esta razón, la autocorrelación de los residuos fue evaluada mediante la prueba Breusch-Godfrey (LM), la cual permite contrastar autocorrelación de orden superior en modelos que incluyen variables rezagadas. Esta prueba es consistente bajo especificaciones dinámicas y constituye el procedimiento recomendado en modelos de regresión con estructura autorregresiva (Gujarati y Porter, 2012; Wooldridge, 2013).

Pruebas de raíz unitaria y cointegración

Dado que el estudio utiliza series temporales de largo plazo (1960-2024), se evaluó la estacionariedad de las variables mediante las pruebas de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP). Estas pruebas contrastan como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria; es decir, no estacionariedad.

Los resultados indicaron que la variable producción de café en logaritmos (LP) no es estacionaria en niveles, ya que en todas las especificaciones (media cero, intercepto y tendencia) no se rechazó la hipótesis nula de raíz unitaria ($p > 0.1$). Este comportamiento es consistente con series macroeconómicas y agrícolas de largo plazo.

No obstante, al estimar el modelo en niveles logarítmicos y analizar los residuos, se aplicó nuevamente la prueba ADF sobre la serie residual. En este caso, los resultados mostraron rechazo contundente de la hipótesis de raíz unitaria ($p < 0.001$), lo que indica que los residuos son estacionarios.

Según el enfoque de Engle y Granger (1987), si las variables son $I(1)$ pero los residuos son estacionarios, existe cointegración, lo que confirma una relación de equilibrio de largo plazo y descarta regresión espuria; por ello, la estimación en niveles logarítmicos es consistente. Asimismo, la inclusión de rezagos se fundamenta en el modelo de ajuste parcial de Nerlove (1958), que explica el ajuste gradual de la producción ante cambios en precios, especialmente en cultivos perennes como el café, donde los efectos se distribuyen en el tiempo.

Resultados y discusión

Análisis general del modelo

El modelo de regresión lineal múltiple se estimó con un total de 65 observaciones, de las cuales 60 fueron utilizadas en el análisis tras excluir cinco casos con valores ausentes. El análisis de varianza (Anova) mostró que el modelo presenta nueve grados de libertad y una suma de cuadrados de 44.00693.

El valor $F_{\text{calculado}}$ (207.72), superior al F_{tabulado} (2.15), confirmó la significancia global del modelo, evidenciando que las variables explicativas ejercen, en conjunto, un efecto estadísticamente significativo sobre la producción de café en México.

En el Cuadro 1 el coeficiente de determinación ($R^2 = 0.974$) y su versión ajustada ($R^2 \text{ ajustado} = 0.9693$) indican que el 97.4% de la variabilidad de la producción cafetalera es explicada por las variables independientes del modelo, lo que refleja una alta capacidad explicativa y un adecuado nivel de ajuste. Este nivel de precisión se respalda con un coeficiente de variación del 1.12% y una raíz del error cuadrático medio (RMSE) de 0.15343, valores que confirman la consistencia y confiabilidad de las estimaciones.

Cuadro 1. Resultados estadísticos de la regresión lineal múltiple de la producción de café.

Estadístico	Valor
Número de observaciones	60
Grados de libertad del modelo	9
Grados de libertad del error	50
Suma de cuadrados del modelo	44.00693
Suma de cuadrados del error	1.177
Suma total de cuadrados corregida	45.18394
Cuadrado medio del modelo	4.88966
Cuadrado medio del error (MSE)	0.02354
<i>F</i> calculada	207.72
<i>p</i> -valor (modelo)	<0.0001
<i>R</i> ²	0.974
<i>R</i> ² ajustado	0.9693
Raíz MSE (RMSE)	0.15343
Media de la variable dependiente (LP)	13.67046
Coefficiente de variación	1.12233
Estadístico Durbin-Watson	1.908
Autocorrelación de primer orden	0.044
Test de especificación (Chi-cuadrado)	56.26
<i>p</i> -valor (Chi-cuadrado)	0.3904
Normalidad Shapiro-Wilk (W)	0.930172
<i>p</i> -valor (Shapiro-Wilk)	0.002

Software SAS.

De acuerdo con Montgomery *et al.* (2012), resultados de esta magnitud son característicos de modelos bien especificados, capaces de representar de forma adecuada el fenómeno analizado.

La autocorrelación serial se evaluó mediante una especificación autorregresiva de cuarto orden (AUTOREG), sin encontrarse significancia estadística en los términos autorregresivos ($p > 0.05$), lo que indica ausencia de autocorrelación hasta ese orden. La estabilidad de los coeficientes y el alto ajuste del modelo ($R^2 = 0.974$) confirmaron su consistencia.

Aunque la prueba de Shapiro-Wilk rechazó normalidad ($p = 0.002$), otras pruebas como Kolmogorov-Smirnov, Cramer-von Mises y Anderson-Darling no evidenciaron desviaciones significativas.

La prueba de Shapiro-Wilk ($p = 0.002$) rechaza la hipótesis de normalidad de los residuos. Sin embargo, dado el tamaño muestral ($n = 60$), los estimadores MCO conservan consistencia y normalidad asintótica bajo el teorema del límite central. Por tanto, la inferencia estadística se mantiene válida en términos aproximados.

La colinealidad se explica por la relación estructural entre superficie cosechada y producción, esperada en cultivos perennes como el café, donde la producción depende del área cultivada. Por tanto, no es una anomalía, sino una característica del sector. Los indicadores de ajuste cumplen con los criterios de robustez econométrica, al mostrar que modelos con alto R^2 y baja varianza residual tienen sólida capacidad explicativa en el análisis agrícola.

Análisis de los coeficientes e interpretación económica

El análisis de los coeficientes mostrados en el Cuadro 2 estimados evidenció efectos tanto positivos como negativos sobre la producción de café en México. Las variables con influencia positiva y estadísticamente significativa fueron la superficie cosechada (LSC = 1.6875; $p < 0.0001$), el precio rezagado de dos (LPRC-LAG2 = 0.2154; $p = 0.0114$) y cuatro periodos (LPRC-LAG4 = 0.5175; $p < 0.0001$), así como la producción rezagada (LP-LAG1 = 0.6119; $p < 0.0001$).

Cuadro 2. Estimadores del Modelo de regresión lineal múltiple de la producción de café.

Variable	DF	Estimación de parámetros	Error estándar	t valor	Pr > t	Tolerancia	Inflación de varianza
Intercept	1	-18.37987	4.69361	-3.92	0.0003		0
LSC	1	1.68749	0.36581	4.61	<0.0001	0.03794	26.35706
LPREALPLA	1	-0.23625	0.09332	-2.53	0.0145	0.20869	4.79185
LPFUREAL	1	0.08211	0.04232	1.94	0.058	0.83376	1.19939
LPI	1	-0.02752	0.01133	-2.43	0.0188	0.07528	13.28342
LPRC-LAG2	1	0.2154	0.08197	2.63	0.0114	0.1972	5.07098
LPRC-LAG3	1	-0.26902	0.11072	-2.43	0.0187	0.10844	9.222
LPRC-LAG4	1	0.51753	0.11220	4.61	<0.0001	0.10632	9.40574
LPRC-LAG5	1	-0.16331	0.09647	-1.69	0.0967	0.14507	6.89319
LP-LAG1	1	0.61186	0.08117	7.54	<0.0001	0.07442	13.43649

Software SAS. Todos los coeficientes están expresados en logaritmos naturales, por lo que las estimaciones corresponden a elasticidades.

La literatura sobre oferta agrícola señala que los precios relativos de cultivos alternativos y los costos de insumos influyen en las decisiones productivas (Tomek y Kaiser, 2014; OECD-FAO, 2023).

Estos resultados confirman que la expansión de la superficie cultivada y la persistencia productiva son los principales impulsores del crecimiento del sector, en concordancia con lo señalado por SAGARPA (2017).

Por el contrario, se identificaron efectos negativos en el precio real del plátano (LPREALPLA = -0.2363; $p = 0.0145$), el precio internacional del café (LPI = -0.0275; $p = 0.0188$) y el precio rezagado de tres periodos (LPRC-LAG3 = -0.269; $p = 0.0187$), lo cual sugiere respuestas contractivas de la oferta ante aumentos de precios, comportamiento típico de cultivos perennes.

El coeficiente del precio internacional (LPI) resultó negativo y significativo, contrario a la teoría clásica de oferta. Esto puede deberse a transmisión imperfecta de precios, rezagos de ajuste en cultivos perennes o interrelaciones entre variables. Por ello, debe interpretarse como evidencia condicionada al modelo y no como una relación estructural. Factores como el alta multicolinealidad ($VIF > 10$) y posible endogeneidad entre producción y precio bajo MCO pueden explicar este resultado.

Los valores de inflación de la varianza (VIF) indican presencia de multicolinealidad elevada en algunas variables explicativas, particularmente en LSC ($VIF = 26.3$). Este nivel no puede considerarse moderado, sino alto, lo que implica posibles efectos sobre la estabilidad de los coeficientes individuales y ampliación de sus errores estándar. No obstante, la multicolinealidad no sesga los estimadores MCO, sino que afecta su precisión.

Dado que los signos estimados son económicamente coherentes en la mayoría de los casos y que la significancia global del modelo es elevada ($F = 207.72$, 0.001), se optó por mantener la especificación original por consistencia teórica.

Además, en mercados agrícolas abiertos, la transmisión del precio internacional al productor no es inmediata ni completa, lo que puede distorsionar la relación contemporánea. En consecuencia, el signo negativo debe interpretarse con cautela, como una relación estadística condicionada por la especificación dinámica y la estructura del mercado, y no como una contradicción de la teoría de la oferta.

Asimismo, se observaron variables marginalmente significativas como el precio real del fertilizante (LPFUREAL = 0.0821; $p = 0.058$) y el precio rezagado a cinco periodos (LPRC-LAG5 = -0.1633; $p = 0.0967$), que aportan información adicional sobre las expectativas productivas.

El coeficiente del precio real del fertilizante (LPFUREAL) fue positivo y marginalmente significativo, contrario a lo esperado teóricamente. Esto puede reflejar una correlación con fases de expansión agrícola más que un efecto causal, donde mayores precios del insumo coinciden con mayor demanda y producción. Además, la ausencia de variables sobre tecnificación o segmentación regional limita la interpretación, por lo que el resultado debe tomarse con cautela y no como una relación estructural positiva.

Dado que las variables se expresaron en logaritmos naturales, los coeficientes representan elasticidades. En este sentido, un incremento del 1% en la superficie cosechada eleva la producción en 1.68%, lo que confirma su papel estructural como principal motor del crecimiento cafetalero. El precio del plátano mostró una relación negativa con la producción, indicando competencia por recursos productivos entre ambos cultivos en zonas tropicales, donde los agricultores pueden sustituir parcialmente el café por plátano ante aumentos de rentabilidad (Tomek y Kaiser, 2014).

El precio del fertilizante presentó una elasticidad positiva, aunque marginal, asociada a una intensificación productiva en zonas con mayor tecnificación. Este comportamiento coincide con lo reportado por la FAO (2023), señalando los aumentos de costos en insumos no necesariamente reducen la producción, ya que algunos productores compensan con mejoras tecnológicas o mayor eficiencia.

Por su parte, el precio internacional del café tuvo un efecto negativo y de baja magnitud, lo que evidencia una transmisión parcial de precios al mercado interno debido a la presencia de intermediarios y contratos locales que limitan la respuesta de los productores a las cotizaciones internacionales (Valencia, 2023).

Los precios rezagados mostraron un patrón mixto: efectos positivos en los rezagos de dos y cuatro periodos y negativos en los de tres y cinco. Este comportamiento revela que los productores ajustan sus decisiones según los precios pasados, generando ciclos inter temporales de expansión y contracción característicos del mercado cafetalero.

Finalmente, la producción rezagada (LP-LAG1 = 0.6119) evidenció una elasticidad positiva y altamente significativa, confirmando la existencia de persistencia temporal o inercia productiva. Esto refleja que los niveles actuales de producción dependen de los volúmenes previos, fenómeno propio de los cultivos perennes, donde la renovación de plantaciones ocurre gradualmente (Rendón, 2019; CENICAFE, 2022).

En conjunto, los resultados confirman que la producción de café en México responde principalmente a factores estructurales como la superficie cultivada y la inercia productiva más que a estímulos de precios. La oferta cafetalera muestra rigidez ante variaciones de mercado, adaptándose lentamente a las condiciones económicas.

Este comportamiento coincide con la evidencia empírica reportada por García (2004); Martínez y Salinas (2002); Terrones-Cordero y Sánchez-Torres (2013), quienes destacan la dependencia de la producción respecto a los factores físicos y la baja elasticidad ante precios internacionales.

Conclusiones

Los resultados obtenidos mediante mínimos cuadrados ordinarios indican que los precios relativos, los costos de insumos y los rezagos productivos presentan asociación estadísticamente significativa con la producción cafetalera mexicana durante el periodo 1980-2024. El modelo estimado muestra alta capacidad explicativa ($R^2 = 0.974$) y significancia global, lo que sugiere coherencia interna en la especificación adoptada.

Se identifican limitaciones metodológicas asociadas a multicolinealidad elevada en algunas variables explicativas y a la ausencia de normalidad estricta de los residuos, por lo que los resultados deben interpretarse con cautela. En este sentido, los hallazgos constituyen evidencia

empírica consistente con el marco teórico de oferta agrícola bajo la estructura dinámica planteada, pero su alcance es descriptivo-condicional y no implica una validación estructural definitiva de las relaciones económicas analizadas.

Bibliografía

- 1 AMECAFE. 2022. Asociación Mexicana de la Cadena Productiva del Café. Informe anual cafeto 2022. Gobierno de México. <https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/722402/01-enero-cafeto-2022.pdf>.
- 2 Barham, B. L.; Callenes, M.; Gitter, S. R.; Lewis, J. and Weber, J. G. 2011. Fair trade/organic coffee, rural livelihoods and the agrarian question: Southern Mexican coffee families in transition. Estados Unidos. World Development. 39(1):134-145. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.08.005>.
- 3 Bartra-Vergés, A.; Cobo, R. y Paz-Paredes, L. 2011. La hora del café: dos siglos a muchas voces. Comisión Nacional para el Conocimiento y Uso de la Biodiversidad (CONABIO). <https://www.biodiversidad.gob.mx/publicaciones/versiones-digitales/horacafe.pdf>.
- 4 Enders, W. 2015. Applied econometric time series. 4th. Ed. Wiley. 179-235 pp.
- 5 Engle, R. F. and Granger, C. W. J. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. Econometrica. 55(2):251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>.
- 6 FAO. 2023. Food and Agriculture Organization of the United Nations. The state of agricultural commodity markets 2023. Food and Agriculture Organization of the United Nations. <https://www.fao.org/documents>.
- 7 Gujarati, D. N. y Porter, D. C. 2012. Econometría. 5ta. Ed. McGraw-Hill. 19-65 pp.
- 8 INAES. 2019. Instituto Nacional de la Economía Social. Historia del café y su cultivo. Gobierno de México. 1 p. <https://www.gob.mx/inaes/articulos/historia-del-cafe-y-su-cultivo?idiom=es>.
- 9 INEGI. 2023. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Censo Agropecuario 2022. Resultados definitivos nacionales. 17-32 pp. <https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/ca/2022/doc/ca2022-rdnal.pdf>.
- 10 Martínez-Damián, M. Á. y Salinas-Callejas, E. 2004. La elasticidad precio del café mexicano: un modelo para una canasta de bienes, 1976-2000. Economía, Sociedad y Territorio. 4(14):415-448. <https://www.redalyc.org/pdf/111/11101404.pdf>.
- 11 Montgomery, D. C.; Peck, E. A. and Vining, G. G. 2012. Introduction to linear regression analysis. 5th Ed. Wiley. 25-276 pp.
- 12 Nerlove, M. 1958. The dynamics of supply: Estimation of farmers' response to price. Johns Hopkins Press. 15-42 pp.
- 13 OECD-FAO. 2023. OECD-FAO. Agricultural Outlook 2023-2032. OECD Publishing, Paris. 17-36 pp. <https://doi.org/10.1787/08801ab7-en>.
- 14 OECD-FAO. 2023. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos-Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura. OCDE-FAO Perspectivas agrícolas 2023-2032. OECD Publishing. 35-52 pp. <https://doi.org/10.1787/2ad6c3ab-es>.
- 15 OIC. 2024. Organización Internacional del Café. Coffee Market Report Organization Internacional the Caffé. 1-6 pp. <https://www.ico.org>.
- 16 Rendón-Medel, J. R. 2019. Sistemas de renovación de cafetales para recuperar y estabilizar la producción. Centro Nacional de Investigaciones de Café (Cenicafé). Avances Técnicos Cenicafé Núm. 463. 1-6 pp. <https://www.cenicafe.org/es/publications/avt0463.pdf>.

- 17 Rendón-Medel, R. y Aguilar-Ávila, J. 2013. Gestión de redes de innovación en zonas rurales marginadas. Universidad Autónoma Chapingo-Miguel Ángel Porrúa.
- 18 SADER. 2023a. Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural. Panorama del café en México 2023. Gobierno de México. <https://www.gob.mx/agricultura>.
- 19 Salazar, H. A. 2019. Variables agronómicas determinantes de la productividad del cultivo de café en fincas del Departamento de Caldas, Colombia. *Revista Cenicafe*. 70(1):81-92. <https://www.cenicafe.org/es/publications/arc070%2801%29081-090.pdf>.
- 20 SAS Institute Inc. 2023. SAS ondemand for academics: documentation and software capabilities. Cary, NC: SAS Institute Inc. 1-10 pp.
- 21 Terrones-Cordero, A. y Sánchez-Torres, Y. 2013. Demandas de insumos de la producción agrícola en México, 1975-2011. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*. 4(2):243-257. <https://doi.org/10.29312/remexca.v4i2.1211>.
- 22 Tomek, W. G. and Kaiser, H. M. 2014. *Agricultural Product Prices*. 5th Ed. Cornell University Press. 45-130 pp.
- 23 UAEH. 2015. Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo. El comportamiento de la producción del café en México. ISBN:978-607-482-378-3. 15-32 pp. <https://www.uaeh.edu.mx/investigacion/productos/7223/el-comportamiento-de-la-produccion-del-cafe-en-mexico-isbn-978-607-482-378-3.pdf>.
- 24 Valencia-Sandoval, K. 2023. La competitividad del café mexicano en el mercado europeo. *Ciencia Ergo-sum*. 30(3):1-12. <https://www.redalyc.org/journal/104/10475688010/10475688010.pdf>.
- 25 Wooldridge, J. M. 2013. *Introductory econometrics: A modern approach* 5th. Ed. Cengage Learning. 419-442 pp.



Análisis de los factores que determinan la producción de café en México

Journal Information
Journal ID (publisher-id): remexca
Title: Revista mexicana de ciencias agrícolas
Abbreviated Title: Rev. Mex. Cienc. Agríc
ISSN (print): 2007-0934
Publisher: Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias

Article/Issue Information
Date received: 01 March 2026
Date accepted: 01 June 2026
Publication date: 19 June 2026
Publication date: 2026
Volume: 17
Issue: 4
Electronic Location Identifier: e4108
DOI: 10.29312/remexca.v17i4.4108

Categories

Subject: Artículo

Palabras clave:

Palabras clave:

elasticidad de la oferta
factores económicos
producción cafetalera
regresión lineal múltiple
sector agrícola mexicano

Counts

Figures: 0

Tables: 2

Equations: 1

References: 25