

EFICIENCIA Y PRODUCTIVIDAD DEL SECTOR AGRÍCOLA EN MÉXICO: 1993-2020

EFFICIENCY AND PRODUCTIVITY OF THE AGRICULTURAL SECTOR IN MEXICO: 1993-2020

Eugenio Guzmán Soria

Tecnológico Nacional de México / IT de Celaya, México
eugenio.guzman@itcelaya.edu.mx

María Teresa de la Garza Carranza

Tecnológico Nacional de México / IT de Celaya, México
teresa.garza@itcelaya.edu.mx

Porfirio González Farías

Tecnológico Nacional de México / IT de Celaya, México
porfirio.gonzalez@itcelaya.edu.mx

María del Consuelo Gallardo Aguilar

Tecnológico Nacional de México / IT de Celaya, México
consuelo.gallardo@itcelaya.edu.mx

Teresa Salustia Cano Ibarra

Tecnológico Nacional de México / IT de Celaya, México
teresa.cano@itcelaya.edu.mx

Recepción: 29/junio/2022

Aceptación: 7/octubre/2022

Resumen

Este trabajo tuvo como objetivo estimar empíricamente la productividad y eficiencia del sector agrícola en México en el mediano plazo, mediante la medición del impacto que la población ocupada y el monto de créditos bancarios en el sector agrícola tienen sobre el Producto Interno Bruto (PIB) que genera en el país. Para ello, se utilizó una función de producción no homogénea (NHPF) doble logarítmica con información anual de 1993 a 2020, considerando el argumento del dinero como insumo en la función de producción como fundamento teórico de este enfoque. Los resultados indican una productividad (elasticidad de salida) del crédito bancario negativa (aunque menor a la unidad), una productividad del trabajo positiva y la eficiencia mejoró con retornos a escala de $1993 = -0.12$ a $2020 = 2.06$. Esto

implica una mejora en la eficiencia de escala en el sector agrícola en México, debido principalmente al aumento de productividad de la fuerza laboral; por el uso de nuevas tecnologías aplicadas en el sector.

Palabras clave: Función NHPF, sector agrícola, productividad, eficiencia.

Abstract

The objective of this work was to empirically estimate the productivity and efficiency of the agricultural sector in Mexico in the medium term, by measuring the impact that the employed population and the amount of bank loans in the agricultural sector have on the Gross Domestic Product (GDP) it generates in the country. For this, a double logarithmic inhomogeneous production function (NHPF) was used with annual information from 1993 to 2020, considering the argument of money as an input in the production function as the theoretical basis for this approach. The results indicate a negative productivity (output elasticity) of bank credit (although less than unity), positive labor productivity and efficiency improved with returns to scale from 1993 = -0.12 to 2020 = 2.06. This implies an improvement in the efficiency of scale in the agricultural sector in Mexico, mainly due to the increase in the productivity of the labor force; by the use of new technologies applied in the sector.

Keywords: NHPF function; agricultural sector; productivity; efficiency.

1. Introducción

La productividad y la eficiencia agrícola resulta una preocupación central en muchos de los debates, políticas y medidas relativas al sector agrícola. Dicho énfasis se surge por el ajuste impuesto por los Objetivos de Desarrollo Sostenible de la Organización de la Naciones Unidas en la productividad agrícola, subraya las muchas razones por las cuales es necesaria una investigación adicional sobre los marcos estadísticos de productividad y eficiencia dirigidos a los países en desarrollo [FAO, 2017].

Esencialmente la agricultura cuya participación única en el circuito económico, al menos por su apreciación global, como competente base de industrialización exitosa. Cuando la agricultura se desarrolla, libera recursos a otros sectores de la

economía. Esta ha sido la base de industrialización exitosa en economías ahora desarrolladas como Estados Unidos, Japón o países de la Unión Europea. Por tanto, el desarrollo agrícola se convierte en una importante condición previa de la transformación estructural hacia el desarrollo industrial, ya que promueve y precede a la industrialización [Adelman y Morris, 1988], resulta la receta por tanto libertadora, en reversa del desarrollo.

La productividad agrícola juega un papel clave en el proceso de industrialización y desarrollo. Los países con altos niveles de crecimiento de la productividad y solo una modesta discriminación contra sus sectores agrícolas fueron industrializadores exitosos. En comparación, bajos niveles de crecimiento presentan países con un fuerte sesgo a la agricultura a través del comercio y las políticas de precios no tuvieron éxito como industrializadores [Krueger et al. 1991].

Paralelamente a iniciativas globales, como la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible, varios países han introducido políticas para mejorar la productividad agrícola, especialmente en países donde la agricultura es un sector económico importante y la brecha de productividad entre el sector primario y otras industrias y servicios es mayor. El aumento de la productividad en la agricultura es importante debido a su contribución eficaz a la reducción de la pobreza mediante una mejor seguridad alimentaria y mayores ingresos agrícolas. El papel central de la productividad agrícola en la agenda económica y social de los países en desarrollo fue reforzado por la Declaración de Malabo de junio de 2014, que coloca el crecimiento de la productividad agrícola en el centro del objetivo de África de lograr un crecimiento impulsado por la agricultura y cumplir sus metas en seguridad alimentaria y nutricional. En la Declaración, se afirma que para acabar con el hambre en África para 2025, se necesita al menos duplicar la productividad agrícola de los niveles actuales [FAO, 2017].

La productividad agrícola mundial ha crecido entre 1961 y 2007 a una tasa anual promedio de 1.7%. La productividad en los países de ingresos altos creció más rápido que cualquier otro grupo de países a una tasa anual del 2.4%. En relación con otras regiones, América Latina y el Caribe ha experimentado la tasa de crecimiento más alta en productividad agrícola entre regiones en desarrollo (1.9%),

más alto que los países asiáticos (1.5%) y las economías en transición (1.1%). En América Latina y el Caribe, la productividad agrícola ha crecido a una tasa promedio del 1.4% anual; esto debido al crecimiento del cambio tecnológico (2.2%). Aunque, si se considera la eficiencia tecnológica, independientemente de si esa tecnología está mejorando en sí misma; la tasa promedio es negativa durante el período (-0.8%). Es decir que, en promedio total, el crecimiento de los factores relacionados con la productividad agrícola en América Latina ha sido impulsado por el cambio tecnológico, más que por cambios en eficiencia. Al analizar por década, la productividad agrícola en América Latina ha crecido a un ritmo más rápido en las últimas dos décadas de más del 2% por año, registrando el crecimiento más rápido durante la década de 1990. La mayor parte de este crecimiento en estas dos últimas décadas se debe al crecimiento de la eficiencia, que había sido negativo durante los años sesenta hasta los ochenta, pero que se tornó positivo en la década de 1990 [Ludena, 2010].

Las ganancias de América Latina en la productividad agrícola se asocian principalmente con la introducción de tecnologías de ahorro de costos como: cultivos genéticamente modificados, labranza cero, o el uso de sistemas de posicionamiento global (GPS) para fertilización y cosecha. Estas nuevas tecnologías fueron en su mayor parte desarrollados en países de altos ingresos, pero con importantes efectos secundarios en los países en economías de desarrollo. En América Latina, Argentina y Brasil son países donde este tipo de tecnologías se han vuelto más utilizadas [Falck et al., 2009].

Por país, en América Latina, el crecimiento de la productividad agrícola ha sido muy heterogéneo; sin embargo, ciertos patrones son evidentes: los países con mayor disponibilidad de tierras se han desempeñado mejor que aquellos con limitaciones de éstas. Los países con abundancia de tierras (definidos como aquellos con 10 o más hectáreas por agricultor) han crecido a una tasa promedio anual de 1.7% entre 1961 y 2007, y cinco de ellos (Argentina, Chile, Colombia, México y Venezuela) han crecido a tasas iguales o superiores al 2%. Los países con limitaciones de tierra experimentaron tasas de crecimiento de la productividad agrícola promedio más bajas. Esos países llamados continentales, con limitaciones de tierras crecieron a

una tasa promedio del 1.5%, mientras que los países del Caribe crecieron a una tasa mucho más lenta del 0.5%. Esto sugiere la importancia de la disponibilidad de recursos en la productividad agrícola, en este caso la tierra, para los países de América Latina. El menor crecimiento de los países con limitaciones de tierra tiene importantes implicaciones para la alimentación y reducción de la pobreza. La mayoría de estos países ya son importadores netos de alimentos, y cualquier reducción de la productividad en la agricultura puede agravar los problemas para lograr la seguridad alimentaria. Lo cual también puede afectar la reducción de la pobreza en las zonas rurales y la competitividad de los productos agrícolas de estos países en los mercados mundiales [Ludena, 2010].

El Banco Mundial [2021], señala una caída mundial significativa del valor agregado de la agricultura en términos porcentuales del Producto Interno Bruto (PIB) del 2000 a 2018, de 4.86 a 3.27%. Por país del 2000 a 2019, países industrializados como Alemania registró una caída de 1 a 0.72%, Bélgica de 1.18 a 0.63%, China 14.68 a 7.14%, Dinamarca de 2.15 a 1.33%, Estados Unidos 1.15 a 0.87%, Rusia de 5.75 a 3.45%, Francia 2.1 a 1.6%, Italia 2.56 a 1.91%, India 21.61 a 16.02%, Japón de 1.54 a 1.24%, Noruega 1.82 a 1.93%, Holanda 2.3 a 1.65%, Portugal de 3.11 a 2.06%, Reino Unido 0.86 a 0.61%, Suecia 1.94 a 1.44% y Suiza 1.15 a 0.66%. América Latina y el Caribe pasó de 5.15 a 4.71%, por país Argentina aumento de 4.68 a 6.09%, Brasil de 4.75 a 4.44%, Colombia de 4.31 a 6.74%, Chile de 5.38 a 3.54%, Costa Rica 9.29 a 4.24%, Ecuador 15.41 a 9%, Honduras 14.37 a 10.72%, México 3.32 a 3.39%, Paraguay 12.86 a 10.08% y Uruguay 6 a 5.9%.

Con respecto al empleo en la agricultura del 2000 a 2019, se registró una dramática reducción a nivel mundial en la proporción que guarda con respecto al porcentaje total de empleos, pasando de 39.91 a 26.76%. Países industrializados como Alemania registró una caída de 2.64 a 1.21%, Bélgica de 1.91 a 0.92%, China 50.01 a 25.33%, Dinamarca de 3.67 a 2.22%, Estados Unidos 1.63 a 1.36%, Rusia de 14.49 a 5.83%, Francia 4.14 a 2.53%, Italia 5.23 a 3.89%, India 59.65 a 42.6%, Japón de 5.09 a 3.38%, Noruega 4.29 a 2.04%, Holanda 3.28 a 2.08%, Portugal de 12.68 a 5.5%, Reino Unido 1.54 a 1.05%, Suecia 2.91 a 1.69% y Suiza 4.85 a 2.59%. América Latina y el Caribe pasó de 18.88 a 13.52%, por país Argentina aumento de

0.67 a 0.06%, Brasil de 16.49 a 9.08%, Colombia de 22.43 a 15.77%, Chile de 14.44 a 8.98%, Costa Rica 16.25 a 11.97%, Ecuador 29.83 a 29.74%, Honduras 35.94 a 29.49%, México 17.41 a 12.48%, Paraguay 33.9 a 18.72% y Uruguay 11.47 a 8.41% [Banco Mundial, 2021].

En 2019, en México las actividades primarias representaron 3.36% (593.8 miles de millones de pesos) del Producto interno Bruto (PIB) real a precios de 2013. Los cinco estados con mayor aporte al PIB de las actividades primarias fueron Michoacán (13.1%), Sinaloa (12.18%), Durango (9.39%), Zacatecas (8.3%) y Chiapas (7.48%), ver tabla 1.

Tabla 1 México: Participación de las actividades primarias en el PIB, 2019.

	PIB	Actividades primarias	Actividades primarias/PIB
	Miles de millones de pesos a precios de 2013		%
Total nacional	17690.67	593.807	3.36
Chiapas	260.493	19.49	7.48
Durango	204.699	19.221	9.39
Michoacán	424.021	55.533	13.1
Nayarit	120.634	8.559	7.09
Oaxaca	252.285	15.272	6.05
Sinaloa	399.403	48.635	12.18
Sonora	579.933	40.382	6.96
Zacatecas	152.492	12.656	8.3
Chihuahua	573.579	33.804	5.89
Jalisco	1216.771	71.065	5.84
Veracruz	802.758	42.886	5.34
Guerrero	240.56	12.645	5.26
Colima	109.496	5.028	4.59

Fuente: INEGI-BIE, 2021.

En México, aunque en 2020 el PIB disminuyó 8.07% con respecto al año anterior, las actividades primarias registraron un aumento de 2.02%, la agricultura 3.38% y, la cría y explotación de animales 2.27%. Las actividades primarias representaron 3.72% (605.3 miles de millones de pesos) del PIB real a precios de 2013; la agricultura 2.36% y, la cría y explotación de animales 1.15%. De las actividades

primarias, la agricultura representó 63.45% y, la cría y explotación de animales 30.93% [INEGI-BIE, 2021].

Estos datos sobre el sector agrícola evidencian la importancia no solo de analizar el nivel de productividad del sector sino sobre todo de su eficiencia. Por lo que el objetivo de este trabajo fue estimar empíricamente la productividad y eficiencia del sector agrícola mexicano en el mediano plazo, a través de la medición del impacto que el monto de créditos otorgado por bancos y el número de personal ocupado en el sector agrícola tienen sobre el PIB generado en México. Usando la metodología de función de producción, bajo el fundamento teórico del "dinero como insumo en la función de producción" y estimando una función de producción homogénea que, a diferencia de otras especificaciones, proporciona aproximaciones econométricas de productividad que varían con el tiempo, lo que ayuda a detectar el impacto de los cambios en las políticas públicas.

Las hipótesis de investigación fueron:

- H1: la productividad del monto de créditos domésticos otorgado por bancos al sector agrícola es positiva sobre el PIB que genera en el país.
- H2: la productividad de la población ocupada en el sector agrícola es positiva sobre el PIB que genera en el país.
- H3: la eficiencia del sector agrícola mejoró en rendimientos a escala durante el periodo de 1993-2020.

Este trabajo se compone de cinco apartados principales: en primer lugar, se desarrolla una introducción sobre los tópicos centrales de esta investigación; después se describe los métodos utilizados; en tercer lugar, se presentan y describen los resultados obtenidos; seguido de la discusión de estos y, por último, en quinto lugar, se reportan las conclusiones derivadas de la investigación.

2. Métodos

La investigación sobre la medición de la productividad agrícola no es nueva y se remonta a la teoría clásica del crecimiento económico: Solow [1957], Diewert [1980], Ball et al. [1997], Ball y Norton [2002]; entre muchos otros, han hecho contribuciones

esenciales para desarrollar una mejor comprensión, medición y análisis de la productividad agrícola. La medición de la productividad ha asumido tradicionalmente la inexistencia de ineficiencias técnicas en el proceso de producción. Comenzando con Nishimizu y Page [1982], seguido de Fare et al. [1989], la comunidad de investigadores ha puesto un énfasis adicional en la descomposición de los cambios de productividad en un componente de cambio tecnológico y un componente de eficiencia. Esta distinción es importante, como señaló Grosskopf [1993], si existen ineficiencias y se ignoran en la medición de la productividad, el crecimiento de la productividad ya no necesariamente informa sobre el cambio técnico y las decisiones de política basadas en estos indicadores pueden ser defectuosas. Se requiere una mejor comprensión y medición de la eficiencia en la agricultura en el contexto de una menor disponibilidad de recursos clave y factores de producción, como tierra o agua en cantidad y calidad adecuadas. Recientes avances en la economía de la producción han estimado la eficiencia de los préstamos bancarios en actividades económicas específicas [Fried et al., 2008]. Se usó una función de producción no homogénea (NHPF), desarrollada por Vinod [1972] y analizada por Bairam [1997]; en la cual la población ocupada y los montos de préstamos bancarios al sector agrícola se utilizaron como insumos. La razón para usar la población ocupada es la intensidad laboral en el proceso de producción. Dos flujos de estudios proporcionan la justificación de la metodología propuesta: 1) la eficiencia de las instituciones financieras (bancos comerciales, ahorro y préstamos, cooperativas de crédito y empresas de seguros) está documentada en diferentes estudios [Berger et al., 1993; Berger y Humphery, 1997]. Estudios recientes han usado diferentes técnicas de estimación que incluyen análisis de fronteras paramétricas con diferentes especificaciones de costo, ganancia y funciones de producción y, 2) diversos modelos empíricos, que incorporan el papel de los "saldos monetarios reales" (préstamos bancarios, activos financieros) como un factor de producción [Hasan y Mahmud, 1993; Khan y Ahmad, 1984; Sinai y Stokes, 1981 y Laumas y Mohabbat, 1980.

Las ventajas que tiene el uso de NHPF, en comparación de usar las funciones de producción homogéneas lineales (Cobb-Douglas y elasticidad de sustitución

constante) que asumen una estimación de productividad constante en todos los niveles de salida, es que proporciona estimaciones de eficiencia de parámetros que varían de forma proporcional con el factor de salida y entrada. La variación de los parámetros en el tiempo permite examinar el patrón de cambios en la productividad / eficiencia a lo largo del período de estudio. Los parámetros de eficiencia a estimar y analizar son: (i) la elasticidad de la producción del trabajo, (ii) la elasticidad de los préstamos bancarios, y (iii) los retornos a escala (RTE) [Guzmán et al., 2020].

La estimación de los parámetros de productividad, vía la especificación de NHPF permite que los factores varíen en el tiempo con el nivel de producción y la proporción de factores, esto ayuda a analizar la variación en la eficiencia y a relacionarla con el cambio en políticas públicas específicas. Ramcharran [2001, 2011, 2012, 2017] ha aplicado la metodología para analizar la eficiencia productiva en diferentes industrias y sectores de Estados Unidos, India y Puerto Rico.

Formulación teórica del modelo

El modelo se especifica mediante la ecuación 1.

$$PIB = e^{\beta_0} CRE^{\beta_1 + \beta_3 \ln MO} MO^{\beta_2} \quad (1)$$

NHPF como modelo incluye una combinación de entrada multiplicativa para evaluar su contribución conjunta a la productividad. En formato de doble logaritmo la ecuación 1 puede ser reescrita mediante ecuación 2.

$$\ln PIB_t = \beta_0 + \beta_1 \ln CRE_t + \beta_2 \ln MO_t + \beta_3 (\ln CRE * \ln MO)_t \quad (2)$$

Donde: *PIB* es la producción a precios constantes generada por el sector agrícola, *CRE* es el monto de crédito bancario a precios constantes asignado al sector agrícola, *MO* es la población ocupada en el sector agrícola mexicano.

En el modelo, β_3 debe ser estadísticamente significativa (a un nivel del 5%) y representa la principal restricción para no rechazar la formulación homogénea, ecuación 2. La elasticidad de salida del monto de crédito (E_{CRE}) y del personal ocupado (E_{MO}), se calcularon con las ecuaciones 3 y 4.

$$E_{CRE} = \left(\frac{\partial \ln PIB}{\partial \ln CRE} \right) = \beta_1 + \beta_3 \ln MO \quad (3)$$

$$E_{MO} = \left(\frac{\partial \ln PIB}{\partial \ln MO} \right) = \beta_2 + \beta_3 \ln CRE \quad (4)$$

Los retornos a escala se expresan en la ecuación 5 como RTE .

$$RTE = (E_{CRE} + E_{MO}), \quad \text{o } \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 \ln(CRE * MO) \quad (5)$$

La medida de productividad de cada entrada está relacionada con la productividad de la otra y el nivel de salida; siendo consistente con los supuestos fundamentales de la NHPF.

Método de estimación

El modelo NHPF aplicado es un caso especial de una función de producción doble logarítmica utilizada por Vinod [1972] para estimar la intensidad de los factores y los retornos a escala. Las ventajas del modelo son:

- No se impone ninguna restricción a las series de datos.
- Es flexible la especificación.
- Estima las propiedades de producción, por ejemplo, elasticidades de salida y retorno a escala con diferente factor proporcional.
- En sus parámetros el modelo es lineal y puede ser estimado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Para el procesamiento, análisis de los datos y estimación del modelo se usó el software EViews 10 de IHS Global inc [2019].

Datos

Se conformaron series de tiempo a nivel anual para las variables citadas de 1993 a 2020 y la fuente de información fueron las bases de datos de las cuentas nacionales a través del Banco de Información Económica del Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI-BIE, 2021]. Las variables usadas (unidad de medida) fueron:

- PIB , es el Producto Interno Bruto mexicano generado por el sector agrícola (millones de pesos a precios reales de 2013).
- MO , es la población ocupada en el sector agrícola (millones).

- *CRE*, es el monto de créditos domésticos otorgado por bancos al sector agrícola (millones de pesos a precios reales de 2013).

3. Resultados

Análisis estadístico

La estadística descriptiva sobre las propiedades de distribución de las variables involucradas en la estimación se presenta en la tabla 2. El coeficiente de asimetría indica que *PIB* y *CRE* están sesgadas positivamente, no así la variable *L* que tiene sesgo negativo. El coeficiente de curtosis para las tres variables es mayor a 2 (leptocúrticas). Como prueba de normalidad, los valores *p* del estadístico Jarque-Bera, indican el no rechazo de la hipótesis nula de normalidad para las tres variables; esto a un $p < 0.05$.

Tabla 2 Estadística descriptiva.

	PIB	CRE	MO
Media	570367.5	243186.2	3.22622
Mediana	558623.5	152879.8	3.282366
Máximo	750109	801900.5	3.41324
Mínimo	425752.6	88900.25	2.871968
Desv.Est.	94764.5	204849.8	0.157881
Asimetría	0.414714	1.508222	-0.580793
Curtosis	2.187005	4.116127	2.181183
Jarque-Bera	1.573729	12.06879	2.356368
Valor p	0.45527	0.205039	0.307837
Suma	15970296	6809214	90.33415
Observaciones	28	28	28

Fuente: Elaboración propia con base a EViews 10 de IHS Global Inc., 2019.

Para evitar los problemas de “regresión espuria” en estudios empíricos que utilizan datos de series de tiempo, se probó la estacionariedad de los datos, utilizando la prueba ADF (Dickey-Fuller aumentada) que corrige los términos de error no correlacionados. Hay varias pruebas discutidas en la literatura [Gujarati y Porter, 2010; Enders, 2010], sin embargo, la prueba de raíz unitaria es muy prominente. Los resultados, que se muestran en la tabla 3, indican que para las tres variables

PIB, *CRE* y *MO*, la hipótesis nula de la existencia de raíz unitaria (no estacionariedad de los datos) se rechaza en el primer nivel de diferencia y en los tres casos: Un intercepto, un intercepto y una tendencia determinista (lineal), y Ninguna.

Tabla 3 Resultados de la prueba ADF de raíces unitarias.

Variable	Prueba en	Incluyendo en la prueba	Coefficiente	Valor t (tau)	Valor p	Decisión
lnPIB	1er diferencia	Intercepto	-1.252	-5.468	0.0001	Rechazar Ho
		Intercepto y tendencia	-1.247	-5.387	0.0010	
		Ninguno	-1.015	-4.698	0.0000	
lnCRE		Intercepto	-0.476	-2.727	0.0118	
		Intercepto y tendencia	-0.682	-3.347	0.0028	
		Ninguno	-0.392	-2.436	0.0170	
lnMO		Intercepto	-0.352	-2.026	0.0445	
		Intercepto y tendencia	-0.387	-2.169	0.0407	
		Ninguno	-0.351	-2.188	0.0301	

Ho: Tiene raíz unitaria. La decisión está basada usando un $p < 0.05$.

Fuente: Elaboración propia con base a EViews 10 de IHS Global Inc., 2019.

La importancia de una relación estable a largo plazo entre las variables utilizadas en los modelos econométricos de series temporales está documentada con amplitud en la literatura [Johansen, 1988; Maddala y Kim, 1998; Enders, 2010]. Granger [1986] afirmó que la prueba de cointegración puede considerarse como una prueba previa para evitar los problemas de "regresión espuria". En este trabajo se examinaron dos versiones de la prueba de rango sin restricciones utilizando (i) prueba estadística de "traza" y (ii) estadística de Max-Eigenvalor bajo el supuesto de que no hay una tendencia determinante. Los resultados (Tabla 4), indican la relación de cointegración entre las tres variables *PIB*, *CRE* y *MO*, expresados en transformación logarítmica ($\ln PIB_t$, $\ln CRE_t$ y $\ln MO_t$) según la prueba de rango e indican la existencia de estacionariedad y cointegración de las variables, asegurándose así la confiabilidad de los estimadores calculados. Es de resaltar que, los resultados de un modelo derivado de variables de cointegración son estables durante el período analizado y son válidos para realizar inferencias estadísticas. Los resultados de la regresión estadística de la ecuación 2 (con valores *t* entre paréntesis) son:

$$\ln PIB_t = -18.216 + 2.243 \ln CRE_t + 18.485 \ln MO_t - 1.300 (\ln CRE * \ln MO)_t$$

$$(1.955) * \quad (2.242) * \quad (-2.064) *$$

$R^2 = 0.967$, $R^2_{ajustada} = 0.934$, $R^2_{pred.} = 0.917$, $DW = 2.425^{**}$, $F = 86.604^{***}$,
 (* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$).

Tabla 4 Prueba de cointegración Johansen, asumiendo tendencia:
 no determinística, series: $\ln PIB_t$, $\ln CRE_t$ y $\ln MO_t$.

Intervalo de rezagos (en primeras diferencias): 1 a 1				
Prueba de rango de cointegración sin restricciones (Traza)				
No. de CE(s)		Estadístico	Valor crítico	
Hipotetizado	Eigenvalor	de Traza	0.05	Prob.**
Ninguno	0.531430	29.7193	24.27596	0.1093
A lo sumo 1	0.279353	10.00948	12.32090	0.1184
A lo sumo 2	0.055760	1.491741	4.129906	0.2602
Prueba de traza indica no cointegración a un nivel 0.05				
Prueba de rango de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalor)				
No. de CE(s)		Estadístico	Valor crítico	
Hipotetizado	Eigenvalor	Max-Eigen	0.05	Prob.**
Ninguno *	0.531430	19.709810	17.797300	0.0255
A lo sumo 1	0.279353	8.517742	11.224800	0.1440
A lo sumo 2	0.055760	1.491741	4.129906	0.2602
Prueba de Max-Eigenvalor indica cointegración de 1 por la ecuación(s) a un $p < 0.05$				
* denota rechazo de la hipótesis a un $p < 0.05$				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) valores p				

Fuente: Elaboración propia con base a EViews 10 de IHS Global Inc., 2019.

Con base en los valores t , los tres coeficientes de la regresión son estadísticamente significativos al nivel del 5%; los coeficientes de CRE y MO son positivos. Cabe destacar que la significancia estadística del coeficiente β_3 justifica la relevancia de la función NHPF. Un $R^2_{pred.}$ de 0.917 indica un alto poder predictivo del modelo. El estadístico Durbin Watson (DW) indica que no hay evidencia de autocorrelación positiva y dado que $R^2 < DW$, no hay razón para sospechar que los resultados estimados sean espurios [Granger y Newbold, 1974], lo que respalda los resultados obtenidos en la prueba de raíz unitaria y la prueba de cointegración.

Análisis económico

La productividad y eficiencia del sector agrícola en México en el mediano plazo, basadas en los resultados de la regresión estadística se presentan en la tabla 5 e indican una mayor eficiencia en la operación del sector de 1993 a 2020, con un

aumento en *RTE* de -0.12 a 2.06 (con un valor medio de 1.62), debido en parte al aumento en la productividad del personal ocupado (derivado de las nuevas tecnologías utilizadas en el sector) y no a los préstamos bancarios, que han disminuido 16.4% durante el periodo estudiado.

Tabla 5 Productividad y eficiencia estimada: E_{CRE} , E_{MO} y *RTE*.

Año	E_{CRE}	E_{MO}	<i>RTE</i>
1993	-0.03	-0.09	-0.12
1994	-0.06	0.00	-0.07
1995	-0.09	0.37	0.28
1996	-0.12	0.47	0.35
1997	-0.18	0.58	0.39
1998	-0.20	0.66	0.46
1999	-0.22	0.99	0.77
2000	-0.24	1.30	1.06
2001	-0.24	1.42	1.18
2002	-0.25	2.04	1.79
2003	-0.20	2.37	2.17
2004	-0.16	2.47	2.31
2005	-0.13	2.55	2.41
2006	-0.11	2.71	2.60
2007	-0.10	2.74	2.65
2008	-0.11	2.63	2.52
2009	-0.13	2.77	2.63
2010	-0.16	2.72	2.55
2011	-0.17	2.61	2.45
2012	-0.22	2.42	2.20
2013	-0.22	2.16	1.94
2014	-0.24	2.02	1.78
2015	-0.24	2.08	1.84
2016	-0.23	2.00	1.77
2017	-0.25	2.01	1.76
2018	-0.25	2.04	1.79
2019	-0.25	2.10	1.85
2020	-0.21	2.26	2.06

Fuente: Elaboración propia.

4. Discusión

La *RTE* promedio encontrada en este trabajo (1.62), sugieren una disminución en la productividad y eficiencia en la agricultura mexicana si se compara con el 2.5% encontrado por Fernández y Shumway [1997]] para el periodo 1960-1990 y superior con el 0.92 encontrado por Sotelsek y Laborda [2019] para América Latina durante el periodo 1990-2006.

De 1961 a 2007, Argentina, Chile, Colombia, México y Venezuela sus tasas de crecimiento de la productividad agrícola fueron iguales o superiores al 2% (0.38 por

arriba del *RTE* promedio encontrado en este trabajo) mientras que los países del Caribe crecieron a una tasa mucho más lenta (0.5%). Para Brasil y Chile, la década de 1960 resultó ser un período difícil (-0.6 y 0.9%), con tasas de crecimiento de la productividad agrícola por debajo de su propia media anual de 1.5% para todo el período; este dato resultó cercano al *RTE* promedio encontrado en este trabajo (1.62). Otros países mostraron el mismo patrón como América Latina en su conjunto, con un crecimiento lento durante las décadas de 1970 y 1980, y mayores tasas de crecimiento de la productividad durante las décadas de 1990 y 2000. Países que siguieron este patrón incluyen El Salvador, Panamá y Perú [Ludena, 2010].

Alauddin et al. [2005], encontraron que el nivel del índice de productividad acumulado (*PTF*) del sector agrícola de Brasil en 1970 era la mitad que el de Estados Unidos, mientras que Argentina era un 31%. Esto demuestra la importante variación de los niveles de productividad agrícola en países de América Latina y el Caribe. El índice de productividad relativa acumulada para los países de América Latina disminuyó constantemente desde la década de 1960 hasta la de 1980, lo que indica que ampliaron la brecha de productividad entre América Latina y Estados Unidos. Sin embargo, esta disminución relativa se redujo durante la década de 1990 y parece haberse estabilizado en alrededor de 60% del índice de *PTF* acumulado de Estados Unidos; esto denota convergencia en los niveles de productividad relativa con los Estados Unidos debido al aumento de eficiencia observada a lo largo de las dos últimas décadas.

Los resultados encontrados con relación a la elasticidad de salida del trabajo (E_{MO}) a excepción de 1993 (-0.09) fue positiva durante el resto del período analizado (1994=0 y 2020=2.26) con un valor medio de 1.8, la causa principal es el posible aumento en el nivel de habilidades de la mano de obra, reflejado a través del uso de nuevas tecnologías aplicadas en el sector agrícola. Uno de los hallazgos importantes de este estudio, para el período de tiempo analizado es que, la elasticidad de salida del crédito bancario (E_{CRE}) fue negativa (con un valor promedio de -0.18), a diferencia de las elasticidades positivas promedio estimadas para E_{MO} (1.80) y *RTE* (1.62).

En comparación de los resultados anteriores Ball et al. [2016], encontró para el sector agrícola estadounidense de 1948 a 2013, que el crecimiento de la productividad promedio anual fue de 1.47% mientras que el crecimiento de los insumos intermedios promedió 1.26%. De manera particular, en cuanto al crecimiento de los insumos la energía usada aumentó menos del 1% por año, pero la tasa de crecimiento de los insumos químicos superó el 2.5% anual; los servicios adquiridos (como servicios de mano de obra por contrato y servicios de máquinas compradas) aumentaron a una tasa anual de 1.16%; la mano de obra en la agricultura se contrajo a una tasa media anual de 2.2%; la entrada de capital al sector aumentó drásticamente durante el periodo de la posguerra, los flujos de servicios de equipos duraderos aumentaron a una tasa anual de 9% de 1948 a 1953, lo que reflejó la rápida mecanización que se suscitó en la agricultura de Estados Unidos aunque cabe resaltar que la tasa de crecimiento promedio durante todo el periodo 1948-2013 fue ligeramente menor a 1%; la entrada de tierra disminuyó a una tasa anual promedio de 0.46% y en general los insumos de capital disminuyeron 0.18%. A pesar de la disminución de los insumos de capital, la mano de obra y el aumento modesto de los insumos intermedios, el crecimiento de la producción del sector agrícola promedió 1.52% anual. Esto indica que el crecimiento de la productividad fue el principal factor responsable del crecimiento económico en el sector agrícola sobre el crecimiento de los insumos.

El crecimiento de la productividad es el principal contribuyente del crecimiento económico en la agricultura de EE.UU. Ball et al. [2016], proporcionaron estimaciones del crecimiento de la economía desde la Segunda Guerra Mundial y descomponen ese crecimiento en las contribuciones que hacen el crecimiento de los insumos y de la productividad en el sector. El análisis se basó en datos de las cuentas de producción para el periodo 1948-2013. Sus hallazgos fueron consistentes con lo encontrado en este trabajo, con relación a que el crecimiento de la productividad, domina el crecimiento de los insumos como fuente de crecimiento económico en el sector agrícola.

Para la región conocida como Cinturón Negro en Alabama, Estados Unidos la eficiencia técnica agrícola en el periodo 1997 a 2012, fue en promedio de 0.616

(mientras que en la región adyacente fue de 0.678) y vía una función de producción Cobb-Douglas registraron retornos a escala de 1.035, dato un tanto inferior al encontrado en este trabajo (1.62 en promedio para el periodo 1993-2020). Entre las fuerzas impulsoras detrás de la eficiencia técnica, los pagos del gobierno fueron el factor principal que podría estar asociado con el efecto riqueza y la capitalización de los pagos del gobierno, sobre todo en Cinturón Negro [Zhang et al., 2017].

Por otra parte, el rendimiento económico de las granjas del cinturón de maíz en Estados Unidos para 1996-2001, diferenciadas entre pequeñas granjas familiares y fincas grandes. Registraron economías de escala de 0.905 y 0.944 (por debajo al 1.62 que para todo el sector agrícola se encontró en este trabajo), así como de eficiencia técnica de 0.927 y 0.909, respectivamente; el significativo potencial de explotación de escala y una mayor eficiencia técnica, parecen estar impulsando una tendencia hacia el aumento del tamaño de finca y la disminución de la competitividad de la pequeña granja familiar [Morrison et al., 2004].

5. Conclusiones

Los resultados de la *NHPP* estimada, indican una mejora en la eficiencia de escala del sector agrícola en México ($RTE = 1.62$), debido en parte a la productividad positiva de la población ocupada en el sector y no tanto a los préstamos bancarios otorgados a éste. Los préstamos futuros para este sector dependerán de:

- El aumento del costo del crédito.
- El cambio climático que impacta negativamente en la disponibilidad de agua y aumento de la temperatura, variables fundamentales para la producción del sector.
- La crisis económica que ralentizará la producción agrícola.
- La disminución en la calificación riesgo país que impactará negativamente sobre la llegada de inversión extranjera y nacional al sector y, en general brinda un mayor dinamismo al flujo circular de la actividad económica del país, al generar empleos para las familias mexicanas y, demanda los productos y servicios que generan los diferentes sectores económicos.

La productividad de la mano de obra agrícola, aunque ha aumentado durante el periodo de análisis, resulta insuficiente para un país que cada año demanda una mayor cantidad de productos agrícolas y por otro lado de 2000 a 2019 registró una caída de 4.93% en la proporción del empleo en este sector, con respecto al porcentaje total de empleos en el país; debido principalmente a la migración de las familias de las zonas rurales a las zonas urbanas, en búsqueda de mejores oportunidades salariales. Son necesarias políticas públicas de educación, capacitación y extensionismo; que permitan garantizar que la mano de obra del sector agrícola que se está preparando actualmente en el país, para el mediano y largo plazo contara con las habilidades y oportunidades necesarias y, suficientes para poder aumentar la eficiencia del sector agrícola nacional.

Es necesario reivindicar la importancia que tiene la mano de obra agrícola en el país, por parte del gobierno y de la sociedad en general; solo así se podrán establecer políticas públicas integrales hacia el sector (ad hocs a la realidad alimentaria nacional e internacional), que permitan elevar realmente su productividad y eficiencia, tan necesarias en este sector proveedor de los alimentos primarios para la sociedad de cualquier país.

Los resultados de este estudio hacen ver la ineficiencia crediticia en el país para con el sector agrícola, su productividad negativa de -0.03 a -0.21 durante el periodo analizado, evidencia la imperiosa necesidad de establecer mejores mecanismos de asignación de financiamiento más ágiles, eficaces y con tasas de interés realmente preferenciales para el sector (sobre todo para las unidades de producción que no son exportadoras), tanto en la banca de desarrollo como en la comercial.

Por último, dos de las hipótesis de investigación fueron aceptadas ya que las elasticidades de salida de la mano de obra (E_{MO}) y de rendimientos a escala (RTE) en el sector agrícola en México fueron positivas y registraron un aumento de 1993 a 2020.

La hipótesis con respecto al monto de créditos domésticos otorgado por bancos al sector agrícola no se aceptó, ya que la elasticidad de salida de la cantidad de crédito (E_{CRE}) fue negativa durante todo el periodo analizado.

6. Bibliografía y Referencias

- [1] Alauddin, M., Headey, D., & Rao, D. S. P. (2005). Explaining Agricultural Productivity Levels and Growth: An International Perspective. Centre for Efficiency and Productivity Analysis Working Paper 02/2005. Brisbane, Australia: University of Queensland, School of Economics.
- [2] Adelman, I., & Morris, C. (1988). Comparative Patterns of Economic Development, 1850–1914. Baltimore, United States: John Hopkins University Press.
- [3] Ball, V. E., Bureau, J. C., Nehring, R., & Somwaru, A. (1997). Agricultural Productivity Revisited, *American Journal of Agricultural Economics* 79 (4): 1045-1063.
- [4] Ball, V. E., & Norton, G. W. (2002). *Agricultural Productivity: Measurement and Sources of Growth*, Springer: Berlin, Germany.
- [5] Ball, V. E., Wang, S. L., Nehring, R., & Mosheim, R. (2016). Productivity and Economic Growth in U.S. Agriculture: A New Look. *Applied Economic Perspectives and Policy* 38(1): 30–49.
- [6] Bairam, E. I. (1997). *Homogenous and nonhomogeneous production functions*. Ashgate-Aldershot, Avebury-Brookfield, USA.
- [7] Banco Mundial. (2021). *Databank-World Development Indicators*: <https://databank.bancomundial.org/data/home>.
- [8] [FAO] Food and Agriculture Organization. (2017). *Productivity and Efficiency Measurement in Agriculture*. United Nations: <http://www.fao.org/3/ca6428en/ca6428en.pdf>.
- [9] Berger, A. N., & Humphery, D. B. (1997). Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. The Wharton Financial Institution Center: 97-05: <http://d1c25a6gwz7q5e.cloudfront.net/papers/67.pdf>.
- [10] Berger, A. N., Hunter, W. C., & Timme, S. G. (1993). The efficiency of financial institutions: A review and preview of research past, present, and future. *Journal of Banking and Finance* 17(2-3): 221–249. [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(93\)90030-H](https://doi.org/10.1016/0378-4266(93)90030-H).

- [11] Diewert, W. E. (1980). Capital and the Theory of Productivity Measurement. *The American Economic Review* 70(2): 260-267.
- [12] Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, New Jersey, USA.
- [13] Falck, Z. J., Falconi, C., Sampaio, A. M. J., Sollerio, R. J. L., Trigo, E., & Verástegui, J. (2009). *La Biotecnología Agropecuaria en América Latina: Una Visión Cuantitativa*. International Food Policy Research Institute (IFPRI). Documento de Discusión 00860SP. Washington, DC, USA.
- [14] Färe, R., Grosskopf, S., Lovell, C. A. K., & Pasurka, C. (1989). Multilateral Productivity Comparisons when some Outputs are Undesirable: A Nonparametric Approach. *Review of Economics and Statistics* 71(1): 90-98.
- [15] Fernández-Cornejo, J., & Shumway, C. R. (1997). Research and Productivity in Mexican Agriculture. *American Journal of Agricultural Economics* 79(3): 738-753. <https://doi.org/10.2307/1244416>.
- [16] Fried, H. O., Knox Lovell, C. A., & Schmidt, S. S. (2008). *The measurement of productive efficiency and productivity growth*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195183528.001.0001>.
- [17] Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of co-integrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48 (3): 213-228.
- [18] Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2(2): 111-120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7).
- [19] Grosskopf, S. (1993). Efficiency and productivity. In Fried, H.O., Lovell, K.C.A., & Schmidt, S.S. (eds). *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. Oxford University Press. London, England.
- [20] Guzmán, S. E., de la Garza, C. M. T., García, S. J. A, Hernández, M. J., & Rebollar, R. S. (2020). Análisis de la productividad y eficiencia de la MIPYMES en México. *Globalización, Competitividad y Gobernabilidad*. 14(2): 69-83. <https://doi.org/10.3232/GCG.2020.V14.N2.03>.
- [21] Gujarati, D. N., & Porter, C. D. (2010). *Econometría*. McGraw-Hill Interamericana, México.

- [22] Hasan, M. A., & Mahmud, S. F. (1993). Is money an omitted variable in the production function? Some further results. *Empirical Economics* 18(3): 431–445.
- [23] [IHS Global Inc]. (2019). EViews 10. Campus Drive. Irvine, California, United States.
- [24] [INEGI-BIE] Instituto Nacional de Estadística y Geografía- Banco de Información Económica. [internet]. (2021). Estadísticas de Cuentas Nacionales de México: <http://en.www.inegi.org.mx/app/indicadores/?tm=0>.
- [25] Johansen, S. (1988), Statistical analysis of co-integrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (2-3): 231–254.
- [26] Khan, A. H., & Ahmad, M. (1984). Real money balances in the production function of a developing country. *Review of Economics and Statistics* 67(2): 336–340.
- [27] Krueger, A., Valdes, A., & Schiff, M. (1991). *Political Economy of Agricultural Pricing Policy: Latin America*. Johns Hopkins University Press. Baltimore, USA.
- [28] Ludena, C. E. (2010). *Agricultural Productivity Growth, Efficiency Change and Technical Progress in Latin America and the Caribbean*. Inter-American Development Bank. WORKING PAPER SERIES No. IDB-WP-186DB. <https://core.ac.uk/reader/6249419>.
- [29] Morrison, P. C., Nehring, R., Banker, D., & Somwaru, A. (2004). Scale Economies and Efficiency in U.S. Agriculture: Are Traditional Farms History? *Journal of Productivity Analysis* 22(3): 185–205. <https://doi.org/10.1007/s11123-004-7573-1>.
- [30] Maddala, G. S., & Kim, I. M. (1998). *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge University Press. UK.
- [31] Laumas, P. S., & Mohabbat, K. A. (1980). Money and the production function: A case study of France. *Weltwirtschaftliches Archiv* 116(4): 685–696. <https://doi.org/10.1007/BF02696544>.
- [32] Ramcharran, H. (2001). Productivity, returns to scale and the elasticity of factor substitution in the USA apparel industry. *International Journal of Production Economics* 73(3): 285–291. [https://doi.org/10.1016/S0925-5273\(01\)00100-1](https://doi.org/10.1016/S0925-5273(01)00100-1).

- [33] Nishimizu, M., & Page, J. (1982). Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965-78. *The Economic Journal* 92(368): 920–936.
- [34] Ramcharran, H. (2011). The pharmaceutical industry of Puerto Rico: Ramifications of global competition. *Journal of Policy Modeling* 33(3): 395–406. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2010.11.003>.
- [35] Ramcharran, H. (2012). Estimating the production efficiency of US foreign direct investment. *Managerial and Decision Economics* 33(4): 273–281. <https://doi.org/10.1002/mde.2547>.
- [36] Ramcharran, H. (2017). Bank lending to small business in India: Analyzing productivity and efficiency. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 65(C): 16–24. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.06.003>.
- [37] Sinai, A., & Stokes, H. H. (1981). Money and production function: A reply to Boyes and Kavanaugh. *Review of Economics and Statistics* 63(2): 313–318.
- [38] Solow, R. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics* 39(3): 312-329.
- [39] Sotelsek-Salem, D. F., & Laborda-Castillo, L. (2019). Desarrollo y productividad agrícola en América Latina: el problema de la medición. *Agricultura, Sociedad y Desarrollo* 16(1): 61-83.
- [40] Vinod, H. D. (1972). Non-homogeneous production functions and applications to telecommunications. *Bell Journal of Economics and Management Science* 3(2): 531–543. <https://doi.org/10.2307/3003036>.
- [41] Zhang, D., Xie, J., & Affuso, E. (2017). An Efficiency and Productivity Analysis of the Agricultural Sector in Alabama. *International Journal of Applied Economics*. 14(2): 19-36.