

Recibido: Febrero, 2021

Aceptado: Abril, 2021

Jóvenes en la Ciencia Económica

Análisis económico sobre la eficiencia del sector agropecuario mexicano, 1993-2020

Economic Analysis on the efficiency of the Mexican agricultural sector, 1993-2020

Eugenio Guzmán Soria^{1*}

Samuel Rebollar Rebollar²

Juvencio Hernández Martínez³

Aníbal Terrones Cordero⁴

Nicolás Callejas Juárez⁵

Resumen

La eficiencia y productividad agropecuaria están en el centro de muchos de los debates, políticas y medidas relativas al sector agrícola, porque está comprobado que cuando la agricultura se desarrolla, libera

¹ Tecnológico Nacional de México en Celaya, Campus II, Departamento de Ciencias Económico Administrativas. Av. García Cubas 1200, Esquina Ignacio Borunda. Celaya, Guanajuato. CP 38010. eugenio.guzman@itcelaya.edu.mx (*autor para correspondencia).

² Universidad Autónoma del Estado de México, Centro Universitario Temascaltepec. Col. Barrio de Santiago s/n. Temascaltepec, Estado de México. CP 51300. srebollar@uaemex.mx.

³ Universidad Autónoma del Estado de México, Centro Universitario Texcoco. Km. 8.5 Carretera Texcoco-Los Reyes la Paz. Av. Jardín Zumpango s/n. Fracc. El Tejocote, Texcoco, Estado de México. CP 56259. jhernandezma@uaemex.mx.

⁴ Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, Instituto de Ciencias Económico Administrativas, Campus la Concepción, km. 2.5. San Juan Tilcuautla, San Agustín Tlaxiaca, Hidalgo. CP 42160. aterrones68@hotmail.com.

⁵ Universidad Autónoma de Chihuahua, Facultad de Zootecnia y Ecología. Periférico Francisco R. Almada, Km. 1. Chihuahua, Chihuahua. CP 31453. nicolascallejasjuarez@gmail.com.

recursos a otros sectores de la economía jugando un papel clave en el proceso de industrialización y desarrollo. Esta ha sido la base de industrialización exitosa en economías ahora desarrolladas como Estados Unidos, Japón o países de la Unión Europea. Este trabajo tuvo como objetivo estimar la eficiencia del sector agropecuario en México, utilizando una función de producción NHPF doble logarítmica con información anual de 1993 a 2020. Los resultados indican una productividad promedio (elasticidad de salida) del crédito bancario cercaba al cero (0.02), una productividad del trabajo de 1.5 y la eficiencia mejoró con retornos a escala promedios de 1.53. Esto implica una mejora en la eficiencia de escala en el sector agropecuario en México, debido principalmente al aumento de productividad de la fuerza laboral; por el uso de nuevas tecnologías aplicadas en el sector.

Palabras clave: Eficiencia, agropecuario, México, función NHPF.

Clasificación JEL: B23, C13, C22, C51, E50.

Abstract

Agricultural efficiency and productivity are at the center of many of the debates, policies and measures related to the agricultural sector, because it is proven that when agriculture develops, it releases resources to other sectors of the economy, playing a key role in the industrialization process. and development. This has been the basis of successful industrialization in now developed economies such as the United States, Japan or countries of the European Union. This work aimed to estimate the efficiency of the agricultural sector in Mexico, using a double logarithmic NHPF production function with annual information from 1993 to 2020. The results indicate an average productivity (output elasticity) of bank credit was close to zero (0.02), a labor productivity of 1.5 and efficiency improved with average returns to scale of 1.53. This implies an improvement in the efficiency of scale in the agricultural sector in Mexico, mainly due to the increase in productivity of the labor force; by the use of new technologies applied in the sector.

Key Words: Efficiency, agricultural, México, NHPF function.

Introducción

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. Mientras tanto, los países con bajos niveles de crecimiento de la productividad y un fuerte sesgo contra la agricultura a través del comercio y las políticas de precios no tuvieron éxito como industrializadores (Krueger et al., 1991 y Stern, 1989).

La productividad y la eficiencia agropecuaria están en el centro de muchos de los debates, políticas y medidas relativas al sector agrícola. El énfasis puesto 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).

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).

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 agropecuaria 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 agropecuaria entre regiones en desarrollo (1.9%), más alto que los países asiáticos (1.5%) y las economías en transición (1.1%); aunque es de resaltar que la mayor parte de este crecimiento proviene de la ganadería no rumiante (porcinos y aves de corral), debido a que la tecnología es más transferible de países desarrollados y en desarrollo. 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

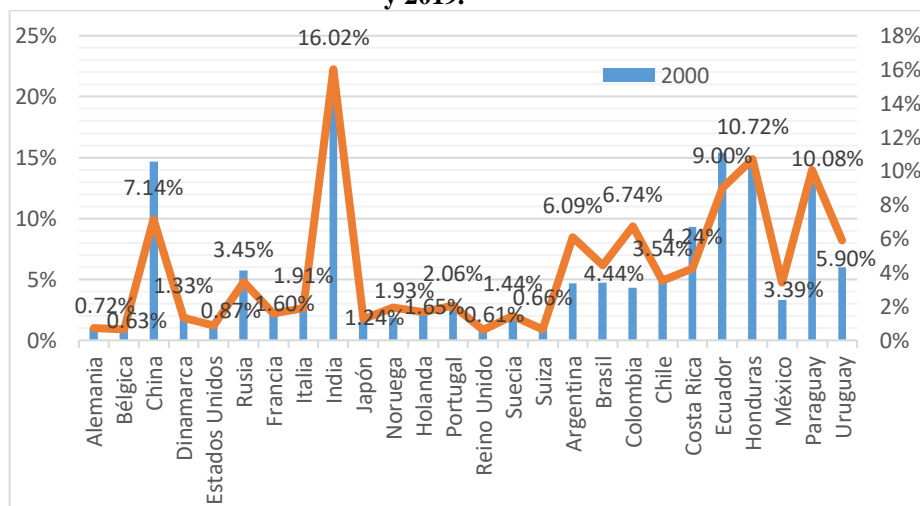
costos como: cultivos genéticamente modificados, labranza cero, o el uso de sistemas de posicionamiento global (GPS) para fertilización y cosecha. Estas nuevas tecnologías fueron en su mayor parte desarrollados en países de altos ingresos, pero con importantes efectos secundarios en los países con economías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

En relación a la ganadería durante el periodo 1961-2001, a nivel mundial registró una tasa de crecimiento promedio de 0.6% para rumiantes (bovinos productores de carne y leche) y de 2.1% para no rumiantes (porcinos y aves de corral); en comparación América Latina y el Caribe la tasa de crecimiento promedio para rumiantes fue inferior (0.1%) y para no rumiantes fue similar (2%) (Ludena, 2007).

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%, China de 14.68 a 7.14%, Estados Unidos de 1.15 a 0.87%, Rusia de 5.75 a 3.45% e India de 21.61 a 16.02%. América Latina y el Caribe pasó de 5.15 a 4.71%, por país Argentina aumentó de 4.68 a 6.09%, Colombia de 4.31 a 6.74%, y México 3.32 a 3.39%, el resto de los países registró una caída (Gráfica 1).

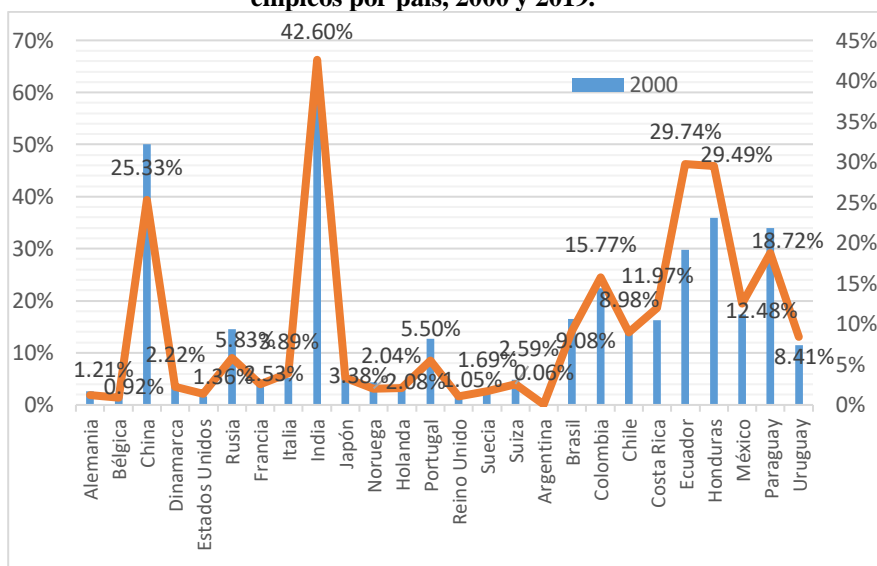
Gráfica 1. Porcentaje del valor agregado de la agricultura por país, 2000 y 2019.



Elaborada con información del Banco Mundial (2021).

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%, China de 50.01 a 25.33%, 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% e India 59.65 a 42.6%. América Latina y el Caribe pasó de 18.88 a 13.52%, por país Argentina de 0.67 a 0.06%, Brasil de 16.49 a 9.08%, Chile de 14.44 a 8.98%, México 17.41 a 12.48% y Paraguay 33.9 a 18.72% (Gráfica 2).

Gráfica 2. Participación de la agricultura con respecto al total de empleos por país, 2000 y 2019.



Elaborada con información del Banco Mundial (2021)

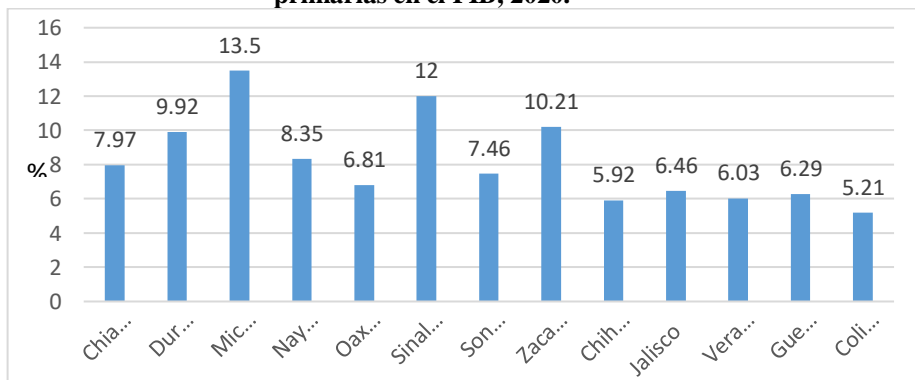
En México en 2019, las actividades primarias representaron 3.36% (592.3 miles de millones de pesos) del PIB real a precios de 2013 y para 2020 aumentó su participación a 3.65%. Durante 2020, los cinco estados con mayor aporte al PIB de las actividades primarias fueron Michoacán (13.5%), Sinaloa (12%), Zacatecas (10.21%), Durango (9.92%), y Chiapas (7.97%) (Tabla 1 y Gráfica 3).

Tabla 1. México: Participación de las actividades primarias en el PIB, 2019-2020.

	PIB		Actividades primarias		2020
	Miles de millones de pesos a precios de 2013				Actividades primarias/PIB
	2019	2020	2019	2020	%
Total nacional	17,668.44	16,266.51	592.323	594.14	3.65
Chiapas	261.697	251.651	19.522	20.055	7.97
Durango	204.061	190.239	19.263	18.866	9.92
Michoacán	424.518	395.562	55.622	53.417	13.5
Nayarit	121.044	107.297	8.679	8.956	8.35
Oaxaca	252.897	238.153	15.255	16.216	6.81
Sinaloa	398.163	370.203	47.074	44.409	12
Sonora	580.759	549.565	40.736	40.989	7.46
Zacatecas	151.906	145.572	12.636	14.856	10.21
Chihuahua	572.967	539.294	33.904	31.948	5.92
Jalisco	1,216.85	1,125.37	71.044	72.695	6.46
Veracruz	801.625	737.04	42.87	44.475	6.03
Guerrero	240.755	216.997	12.636	13.639	6.29
Colima	109.11	101.068	5.061	5.262	5.21

Elaborada con información de INEGI-BIE (2021).

Gráfica 3. México: Porcentaje de participación de las actividades primarias en el PIB, 2020.



Elaborada con información de la tabla 1.

En México, aunque en 2020 el PIB disminuyó 9.2% con respecto al año anterior, las actividades primarias registraron un aumento de 1%, la agricultura 3.38% y, la cría y explotación de animales 2.27%. Las actividades primarias registraron 594.14 miles de millones de pesos a

precios de 2013, lo que representó un 3.65% del PIB real nacional; 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 agropecuario 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 agropecuario mexicano, a través de la medición del impacto que el monto de créditos otorgado por bancos y el número de personal ocupado en el sector agropecuario 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.

Consideraciones teóricas

En muchos aspectos, la medición de la productividad del sector agropecuario refleja la de otros sectores productivos; no obstante, hay varias características del sector que lo hacen significativamente diferente y, por lo tanto, digno de una consideración especial. En la mayoría de los países, la agricultura se compone de un gran número de unidades de producción o pequeñas empresas que a menudo utilizan mano de obra no remunerada proporcionada por el propietario y la familia. Los vínculos entre un aumento de la productividad de la mano de obra y los ingresos familiares del sector agropecuario no son sencillos; las condiciones naturales, como los patrones climáticos o las características del suelo, tienen un efecto mucho mayor en la agricultura que en la mayoría de los otros sectores (FAO, 2017).

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 & 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 Färe 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.

En América Latina y el Caribe, la mayor parte del análisis de la productividad total de los factores en la agricultura en los últimos veinte años se ha producido en el contexto de estudios multinacionales (Weibe et al., 2000; Trueblood y Coggins, 2003; Nin et al., 2003; Bravo y Lederman, 2004; Coelli y Rao, 2005 y Ludena et al., 2007). Estos estudios ofrecen una visión amplia del crecimiento de la productividad agrícola y resultados actuales para algunos países de América Latina.

A nivel de país, se han realizado varios estudios que analizan la productividad agrícola utilizando la productividad total de los factores con especial atención a países concretos. Los países analizados en estos estudios incluyen Argentina (Lema y Parellada, 2000; Lema y Brescia, 2001), Brasil (Gasques y Conceição, 2001; Pereira et al., 2002; Gasques et al., 2008; Rada et al., 2009), Chile (Olavarría et al., 2004), Colombia (Romano, 1993), México (Fernández-Cornejo y Shumway, 1997) y Uruguay (Arancet y Calvete, 2003). Otros estudios se han centrado en grupos de países como la región andina (Pfeiffer, 2003; Ludena et al., 2005) y países de América del Sur (Bharati y Fulginiti, 2007).

Los trabajos que vale la pena destacar de manera particular son:

Zhang et al. (2017), estimaron una función de producción de frontera estocástica para evaluar la eficiencia técnica de la producción agrícola en la región conocida como Cinturón Negro en Alabama, Estados Unidos (EE.UU.). Esta región es un área social y geográfica donde la población tiene un alto porcentaje de afroamericanos. Si bien se considera una región con menor productividad agrícola y menor eficiencia técnica, sus hallazgos empíricos mostraron que la eficiencia técnica en el Cinturón Negro no es sustancialmente diferente de la región adyacente. Sin embargo, los puntajes de eficiencia más bajos en las dos regiones sugieren un fuerte aumento potencial en la producción agrícola. Entre las fuerzas impulsoras detrás de la eficiencia técnica, los pagos del gobierno son el factor principal que podría estar asociado con el efecto riqueza y la capitalización de los pagos del gobierno, particularmente en la región del Cinturón Negro.

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. Los hallazgos fueron consistentes con que el crecimiento de la productividad, domina a el crecimiento de los insumos como fuente de crecimiento económico en el sector agrícola de EE.UU.

Morrison et al. (2004) señalan que la transformación estructural de la agricultura en las últimas décadas ha suscitado graves preocupaciones sobre el futuro de las granjas familiares. Por lo que examinaron el rendimiento económico de las granjas de EE.UU., para explorar el potencial de las granjas más pequeñas para competir con fincas más grandes y, en última instancia, para sobrevivir en este entorno que cambia rápidamente. Utilizando métodos de frontera determinista y estocástica y, datos de encuestas para medir y evaluar los factores subyacentes a las economías de escala (SEC) y la eficiencia (SEF) de

las granjas del cinturón de maíz para 1996-2001. Los resultados sugieren que las granjas familiares a la vez que trabajan bajo economías de escala son técnicamente ineficientes. El significativo potencial de explotación de escala y una mayor eficiencia técnica, parecen estar impulsando una tendencia hacia el aumento del tamaño de la finca y la disminución de la competitividad de la pequeña granja familiar.

Derivado del marco teórico las hipótesis de investigación fueron: H1: cuanto mayor sea el monto de créditos domésticos otorgado por bancos al sector agropecuario mayor será la producción que generan al país (PIB), H2: cuanto mayor sea la población ocupada en el sector agropecuario mayor será la producción que generan al país (PIB) y, H3: la eficiencia del sector agropecuario mejoró en rendimientos a escala durante el periodo de 1993-2020.

Materiales y métodos

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) e Intrilligator (1978); 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 & 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; Laumas y Mohabbat, 1980; Sinai y Stokes, 1981 y Finnerty, 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. Ramcharan (2001, 2011, 2012, 2017) ha aplicado esta metodología para analizar la eficiencia productiva en diferentes industrias y sectores de Puerto Rico, India y Estados Unidos.

Formulación teórica del modelo

El modelo se especificó como:

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

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 escrita como

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

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 de la ecuación (2).

La elasticidad de salida del monto de crédito (E_{CRE}) y del personal ocupado (E_{MO}) es:

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

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

Los retornos a escala se expresan como RTE:

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

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: (i) no se impone ninguna restricción a las series de datos, (ii) es flexible la especificación, (iii) estima las propiedades de producción, por ejemplo, elasticidades de salida y retorno a escala con diferente factor proporcional, y (iv) en sus parámetros el modelo es lineal y puede ser estimado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). El procesamiento de los datos y la estimación del modelo fue empleado el programa 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: (i) *PIB*, es el Producto Interno Bruto mexicano generado por el sector agropecuario (millones

de pesos a precios de 2013), (ii) *CRE*, es el monto de créditos domésticos otorgado por bancos al sector agropecuario (millones de pesos a precios de 2013), y (iii) *MO*, es la población ocupada en el sector agropecuario (millones).

Resultados. Análisis estadístico

Estadísticas descriptivas

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	1,752,287.00	227,574.10	6.45244
Mediana	1,751,593.00	203,432.90	6.564731
Máximo	2,225,319.00	471,322.70	6.82648
Mínimo	1,367,527.00	82,068.82	5.743936
Desv.Est.	266,136.40	120,613.00	0.315762
Asimetría	0.23	0.83	-0.580793
Curtosis	1.95	2.74	2.181183
Jarque-Bera	1.52	3.32	2.356368
Valor p	0.47	0.19	0.307837
Suma	49,064,045.00	6,372,076.00	180.6683
Observaciones	28	28	28

Prueba de raíz unitaria

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 variables PIB y CRE, 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 (i) un intercepto, (ii) un intercepto y una tendencia determinista (lineal), y (iii) ninguna. Para la variable MO, la hipótesis nula no se rechaza solo para el primer caso.

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	-1.304	-5.799	0.0001	Rechazar Ho
		Intercepto y tendencia	-1.293	-5.662	0.0005	Rechazar Ho
		Ninguno	-0.91	-4.296	0.0001	Rechazar Ho
lnCRE	1er. diferencia	Intercepto	-0.341	-2.326	0.0296	Rechazar Ho
		Intercepto y tendencia	-0.419	-2.481	0.0217	Rechazar Ho
		Ninguno	-0.327	-2.339	0.0214	Rechazar Ho
lnMO	1er. diferencia	Intercepto	-0.352	-2.026	0.054	No rechazar Ho
		Intercepto y tendencia	-0.387	-2.169	0.0407	Rechazar Ho
		Ninguno	-0.351	-2.188	0.0301	Rechazar Ho

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

Prueba de cointegración

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 (lnPIB, lnCRE y lnMO) 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.

Tabla 4. Prueba de cointegración Johansen, asumiendo tendencia: no determinística, series: lnMO lnPIB lnCRE.

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	0.461062	22.44341	24.27596	0.0836
A lo sumo 1	0.204185	6.371404	12.3209	0.3922
A lo sumo 2	0.016527	0.433299	4.129906	0.5738
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 *	0.461062	16.07201	17.7973	0.0891
A lo sumo 1	0.204185	5.938105	11.2248	0.3568
A lo sumo 2	0.016527	0.433299	4.129906	0.5738
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

Regresión estadística

Los resultados de la regresión de la ecuación. (2) (con valores t entre paréntesis) son:

$$\ln PIB_t = 106.169 - 7.758 \ln CRE_t - 49.446 \ln MO_t + 4.176 (\ln CRE * \ln MO)_t$$

(- 4.751)* (- 4.685)* (4.812)*

$$R^2 = 0.971, R^2 \text{ ajustada} = 0.963, R^2 \text{ pred.} = 0.944, DW = 2.405^{**},$$

$F = 99.136^{***}$, ($*p < 0.05$, $**p < 0.01$, $***p < 0.001$).

Los tres coeficientes, basados en los valores t , son estadísticamente significativos al nivel del 5%; los coeficientes de CRE y MO son negativos. Cabe destacar que la significancia estadística del coeficiente β_3 justifica la relevancia de la función NHPF. Una R^2 pred. de 0.944 indica un alto poder predictivo del modelo. El estadístico Durbin Watson (DW) indica que no hay evidencia de autocorrelación positiva. Dado que $R^2 < DW$, no hay razón para sospechar que los resultados estimados son espurios (Granger y Newbold, 1974), lo que respalda los resultados obtenidos en la prueba de raíz unitaria y la prueba de cointegración.

Análisis económico y discusión

La productividad y eficiencia del sector agropecuario en México, 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 1.12 a 4.97 (con un valor medio de 1.53), 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 estimadas: E_{CRE} , E_{MO} y RTE.

Año	E_{CRE}	E_{MO}	RTE
1993	-0.46	1.57	1.12
1994	-0.36	1.57	1.21
1995	-0.26	1.63	1.36
1996	-0.16	1.73	1.57
1997	0.03	1.87	1.89
1998	0.1	1.88	1.98
1999	0.14	1.99	2.13
2000	0.21	0.9	1.11
2001	0.23	-0.34	-0.11
2002	0.24	-1.49	-1.25
2003	0.1	-2.19	-2.09
2004	-0.03	-2.13	-2.15
2005	-0.13	-2.11	-2.24
2006	-0.19	-1.85	-2.03
2007	-0.24	-1.07	-1.31
2008	-0.2	0.42	0.22
2009	-0.13	1.22	1.1
2010	-0.03	1.5	1.47
2011	-0.01	1.55	1.54
2012	0.14	2.2	2.33
2013	0.16	2.68	2.84
2014	0.22	2.83	3.05
2015	0.21	3.34	3.55
2016	0.19	4.36	4.55
2017	0.25	4.99	5.24
2018	0.26	5.09	5.36
2019	0.25	5.11	5.36
2020	0.11	4.86	4.97

Fuente: Elaboración propia.

De 1961 a 2007, Argentina, Chile, Colombia, México y Venezuela sus tasas de crecimiento de la productividad agrícola fueron iguales o superiores al 2% (0.47 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 (1.53). 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 del 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 en relación con la elasticidad de salida del trabajo (E_{MO}) a excepción de 2001 (-0.34) a 2007 (-1.07) fue positiva durante el resto del período analizado, 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 agropecuario. Uno de los hallazgos importantes de este estudio, para el periodo de tiempo analizado es que, la elasticidad de salida del crédito

bancario (E_{CRE}) a excepción de 2004 (-0.03) a 2011 (-0.01) fue positiva pero cercana a cero (con un valor promedio de 0.02), a diferencia de las elasticidades positivas promedio estimadas para E_{MO} (1.50) y RTE (1.53).

En comparación de los resultados anteriores Ball et al. (2016), encontró para el sector agrícola estadounidense de 1948 a 2013, que el crecimiento 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, en 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 (muy 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; 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).

La ganadería a nivel mundial de 1961 a 2001, registró una tasa de crecimiento promedio de 0.6% para rumiantes (bovinos productores de carne y leche) y de 2.1% para no rumiantes (porcinos y aves de corral); en China fue de 2.8% para rumiantes y 3.4% para no rumiantes. En comparación, América Latina y el Caribe presentó una tasa de crecimiento promedio para rumiantes inferior a la mundial (0.1%) y similar para no rumiantes (2%). Por último, en los países industrializados las tasas fueron 0.7% para rumiantes y 1.2% para no rumiantes, mientras que para las economías en transición fueron 0.3% para rumiantes y 1.1% para no rumiantes (Ludena, 2007).

Conclusiones

Los resultados de la NHPF estimada, indican una mejora en la eficiencia de escala del sector agropecuario en México ($RTE=1.53$), 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: (i) el aumento del costo del crédito, (ii) la crisis económica que ralentizará la producción agropecuaria, (iii) el cambio climático que impacta negativamente en la disponibilidad de agua y aumento de la temperatura, variables fundamental para la producción del sector, y (iv) 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 agropecuaria, aunque ha aumentado durante el periodo de análisis, resulta insuficiente para un país que cada año demanda una mayor cantidad de productos agropecuario 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 agropecuario que se está preparando actualmente en el país, para el corto y mediano plazo, contará con las habilidades y oportunidades necesarias y, suficientes para poder para poder aumentar la eficiencia del sector agropecuario nacional.

Es necesario reivindicar la importancia que tiene la mano de obra agropecuaria 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 la 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 agropecuario, su productividad negativa de -0.46 a 0.11 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 pero si generadoras de empleo o autoempleo en las zonas rurales del país), tanto en la banca de desarrollo como en la comercial.

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

Bibliografía

- 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. University of Queensland, School of Economics. Brisbane, Australia.
- Adelman, I., & C. Morris. (1988). *Comparative Patterns of Economic Development, 1850–1914*. John Hopkins University Press. Baltimore, United States.
- Arancet, C., & Calvete, S. (2003). *Evolución, Determinantes y Contribución de la Productividad Total de Factores al Crecimiento del Producto Agropecuario Uruguayo*. Montevideo, Uruguay: Universidad de la República, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Trabajo de Investigación Monográfico para la obtención del Título de Licenciado en Economía.
- Ball, V.E., Bureau, J-C., Nehring, R., & Somwaru, A. (1997). Agricultural Productivity Revisited. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(4), 1045-1063.
- Ball, V. E., & Norton G.W. (2002). *Agricultural Productivity: Measurement and Sources of Growth*, Springer: Berlin. Germany.

- 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.
- Bairam, E. I. (1997). *Homogenous and nonhomogeneous production functions*. Ashgate-Aldershot, Avebury-Brookfield, USA.
- Banco Mundial. (2021). *Databank-World Development Indicators*. Disponible en: <https://databank.bancomundial.org/data/home> (Consultado 17 agosto 2021).
- 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. Disponible en: <http://d1c25a6gwz7q5e.cloudfront.net/papers/67.pdf> (Consultado 17 noviembre 2020).
- 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. Doi: [https://doi.org/10.1016/0378-4266\(93\)90030-H](https://doi.org/10.1016/0378-4266(93)90030-H)
- Bharati, P., & Fulginiti, L. (2007). *Institutions and Agricultural Productivity in Mercosur*. In: E.C. Teixeira and M.J. Braga, editors. *Institutions and Economic Development*. Vicosia, Brazil: Os Editores.
- Bravo, O. C., & Lederman, D. (2004). Agricultural Productivity and Its Determinants: Revisiting International Experiences. *Estudios de Economía*, 31(2), 133-163.
- Coelli, T. J., & Rao, D. S. P. (2005). Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980-2000. *Agricultural Economics*, 32(1), 115-134.
- Diewert, W. E. (1980). Capital and the Theory of Productivity Measurement. *The American Economic Review*, 70(2), 260-267.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, New Jersey, United States.
- 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, United States.
- FAO (Food and Agriculture Organization). (2017). *Productivity and Efficiency Measurement in Agriculture*. United Nations. Disponible en: <http://www.fao.org/3/ca6428en/ca6428en.pdf> (Consultado 15 agosto 2020).

- 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.
- Fernández-Cornejo, J., & Shumway, C.R. (1997). Research and Productivity in Mexican Agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(3): 738-753.
- Finnerty, J. D. (1980). Real money balances and the firm's production function: Note. *Journal of Money, Credit and Banking*, 12(4), 666-671.
- Fried, H. O., Knox Lowell, C. A., & Schmidt, S. S. (2008). *The measurement of productive efficiency and productivity growth*. Oxford university Press. Doi: <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195183528.001.0001>
- Gasques, J.G., Bastos, E.T., & Bacchi, M.R.P. (2008). *Produtividade e Fontes de Crescimento da Agricultura Brasileira*. In: J. de Negri and L. Kubota, editors. Políticas de Incentivo á Inovação Tecnológica. Brasília, Brazil: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponible en: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/inovacaotecnologica/capitulo11.pdf> (Consultado 5 diciembre 2019).
- Gasques, J.G., & Conceição, J.C. (2001). *Transformações Estruturais da Agricultura e Produtividade Total dos Fatores*. In: J.G. Gasques and J.C. Conceição, editors. Transformações da Agricultura e Políticas Públicas. Brasília, Brazil: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of co-integrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 213-228.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120. Doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- 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, Egbland.
- Gujarati, D. N., & Porter, C. D. (2010). *Econometría*. McGraw-Hill Interamericana, México.
- 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. Doi: <https://doi.org/10.3232/GCG.2020.V14.N2.03>

- 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.
- IHS Global Inc. (2019). *EViews 10*. Campus Drive. Irvine, California, United States.
- INEGI-BIE (Instituto Nacional de Estadística y Geografía- Banco de Información Económica). (2021). *Estadísticas de Cuentas Nacionales de México*. Disponible en: <http://en.www.inegi.org.mx/app/indicadores/?tm=0> (Consultado 8 abril 2021).
- Intriligator, M. (1978). *Econometric models, techniques, and applications*. Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of co-integrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- 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.
- Krueger, A., Valdes A., & Schiff, M. (1991). *Political Economy of Agricultural Pricing Policy: Latin America*. Baltimore, Johns Hopkins University Press, United States.
- Laumas, P. S., & Mohabbat, K. A. (1980). [Money and the production function: A case study of France. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 116\(4\), 685–696.](#) Doi: <https://doi.org/10.1007/BF02696544>
- Lema, D., & Brescia, V. 2(001). *Medición del Cambio Tecnológico la Productividad y la Eficiencia en el Sector Agropecuario*. Presentation at “La Modelización en el Sector Agropecuario”, June 19-20. Buenos Aires, Argentina.
- Lema, D., & Parellada, G. (2000). *Productivity and Competitive Advantage of the Argentinean Agriculture*. Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria, Instituto de Economía y Sociología. Buenos Aires, Argentina.
- 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. Disponible en: <https://core.ac.uk/reader/6249419> (Consultado 5 Mayo 2020).
- Ludena, C.E., Hertel, T.W., Preckel, P.V., Foster, K., & Nin, A. (2007). Productivity Growth and Convergence in Crop, Ruminant and Non-Ruminant Production: Measurement and Forecasts. *Agricultural*

Economics, 37(1), 1-17. Doi: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2007.00218.x>

- Ludena, C.E., Hertel, T.W., Preckel, P.V., & Nin, A. (2005). Cambios Tecnológicos y Productividad en el Sector Agropecuario: Un Análisis de la Comunidad Andina. *Cuestiones Económicas*, 21(1), 61-84. Disponible en: <https://estudioseconomicos.bce.fin.ec/index.php/RevistaCE/article/view/141> (Consultado 10 Julio 2020).
- Maddala, G. S., & Kim, I. M. (1998). *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge University Press.
- 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. Doi: <https://doi.org/10.1007/s11123-004-7573-1>
- Nin, A, Arndt, C., & Preckel, P.V. (2003). Is Agricultural Productivity in Developing Countries Really Shrinking? New Evidence Using a Modified Nonparametric Approach. *Journal of Development Economics*, 71(2), 395-415. Doi: [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(03\)00034-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(03)00034-8)
- 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.
- Olavarría, J.A., Bravo-Ureta, B.E., & Cocchi, H. (2004). Productividad Total de los Factores en la Agricultura Chilena: 1961-1996. *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 4(8), 121- 132.
- Pereira, M. F., Tusi da Silveira, J. S., Lanzer, E. A., & Samohyl, R.W. (2002). Productivity Growth and Technological Progress in the Brazilian Agricultural Sector. *Pesquisa Operacional*, 22(2), 133-146. Doi: <http://dx.doi.org/10.1590/S0101-74382002000200003>
- Pfeiffer, L.M. (2003). Agricultural Productivity Growth in the Andean Community. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(5), 1335–1341.
- Rada, N. E., Buccola, S. T., & Fuglie, K. O. (2009). Brazil's Rising Agricultural Productivity and World Competitiveness. Agricultural and Applied Economics Association 2009 AAEA and ACCI Joint Annual Meeting, July 26-29. Milwaukee, United States.
- 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. Doi: [https://doi.org/10.1016/S0925-5273\(01\)00100-1](https://doi.org/10.1016/S0925-5273(01)00100-1)
- Ramcharran, H. (2011). The pharmaceutical industry of Puerto Rico: Ramifications of global competition. *Journal of Policy Modeling*, 33(3), 395-406. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2010.11.003>
- Ramcharran, H. (2012). Estimating the production efficiency of US foreign direct investment. *Managerial and Decision Economics*, 33(4), 273-281. Doi: <https://doi.org/10.1002/mde.2547>
- 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. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.06.003>
- Romano, L. O. (1993). Productividad Agropecuaria: Evolución, Estado Actual y Tendencias Futuras. Boletín Técnico: 7-27. Instituto Colombiano Agropecuario, División Planeación Estratégica. Bogotá, Colombia.
- Sinai, A., & Stokes, H. H. (1981). Money and production function: A reply to Boyes and Kavanaaugh. *Review of Economics and Statistics*, 63(2), 313-318.
- Solow, R. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-329.
- Stern, N. (1989). The Economics of Development: A Survey. *Economic Journal*, 99(397), 597- 685.
- Trigo, E., Cap, E., Malach, V., & Villareal, F. (2009). The Case of Zero-Tillage Technology in Argentina. International Food Policy Research Institute (IFPRI). Discussion Paper 00915. Washington, DC, United States.
- Trueblood, M. A., & Coggins, J. (2003). Intercountry Agricultural Efficiency and Productivity: A Malmquist Index Approach. World Bank. Mimeographed document. Washington, DC, United States.
- Vinod, H. D. (1972). Non-homogeneous production functions and applications to telecommunications. *Bell Journal of Economics and Management Science*, 3(2), 531-543. Doi: <https://doi.org/10.2307/3003036>
- Weibe, K., Soule, M., Narrod, C., & Breneman, V. (2000). Resource Quality and Agricultural Production: A Multicountry Comparison. US Department of Agriculture, Economic Research Service. Mimeographed document. Washington, DC, United States.
- 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.