



Estudios Económicos (México, D.F.)

ISSN: 0188-6916

El Colegio de México, A.C.

Borrayo López, Rafael; Mendoza González, Miguel Ángel; Castañeda Arriaga, J. Manuel
Productividad y eficiencia técnica de la industria manufacturera regional
de México, 1960-2013: un enfoque panel de frontera estocástica
Estudios Económicos (México, D.F.), vol. 34, núm. 1, 2019, Enero-Junio, pp. 25-60
El Colegio de México, A.C.

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59760151002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

**PRODUCTIVIDAD Y EFICIENCIA TÉCNICA DE LA
INDUSTRIA MANUFACTURERA REGIONAL DE
MÉXICO, 1960-2013: UN ENFOQUE PANEL
DE FRONTERA ESTOCÁSTICA**

**PRODUCTIVITY AND TECHNICAL EFFICIENCY
OF THE REGIONAL MANUFACTURING INDUSTRY
OF MÉXICO, 1960-2013: A PANEL APPROACH
OF STOCHASTIC FRONTIER**

Rafael Borrayo López

Miguel Ángel Mendoza González

Universidad Nacional Autónoma de México

J. Manuel Castañeda Arriaga

Universidad Mexiquense del Bicentenario

Resumen: Se analizan las principales fuentes de crecimiento de la productividad total de los factores (PTF) de la industria regional en México mediante un modelo de frontera estocástica e ineficiencia técnica a la Battese y Coelli (1992, 1995), aplicando el método de descomposición de la PTF propuesto por Nishimizu y Page (1982) y Kumbhakar, Denny y Fuss (2000). Los resultados muestran que el cambio tecnológico y el cambio en la eficiencia técnica son las dos principales fuentes que explican las tendencias observadas en las tasas de cambio de la PTF regional de México entre 1960 y 2013.

Abstract: We analyze main sources of total factor productivity (TFP) growth from the regional manufacturing industry of Mexico in the long run, with a stochastic frontier and technical inefficiency models Battese and Coelli (1992, 1995), and apply a decomposition of TFP method as developed by Nishimizu and Page (1982) and Kumbhakar, Denny and Fuss (2000). One finding was that technological change and technical efficiency change are the main sources explaining observed trends in regional TFP of Mexico, between 1960 and 2013.

Clasificación JEL/JEL Classification: C18, C33, D24, O40, O47

Palabras clave/keywords: productividad total de los factores, industria regional de México, eficiencia técnica, frontera de producción estocástica, total factor productivity, technical efficiency, stochastic production frontier, regional industry of Mexico.

Fecha de recepción: 02 VI 2017

Fecha de aceptación: 22 III 2018

Estudios Económicos, vol. 34 núm. 1, enero-junio 2019, páginas 25-60

1. Introducción

El análisis de productividad y sus determinantes es uno de los temas más debatidos en la literatura económica, teórica y aplicada, y de innegable relevancia para la política pública de México y sus regiones. En los últimos cuarenta años la economía mexicana ha crecido a tasas menores a su producto potencial y existe un amplio consenso en atribuir, como causa de esta pobre expansión de la actividad económica, al bajo crecimiento de la productividad de la industria nacional. En una revisión de la literatura sobre la productividad en México, la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL, 2016) destaca que en la mayoría de los estudios el crecimiento de la productividad total de los factores (PTF) fue mayor en el periodo previo a la apertura comercial y negativo posterior al Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN).

En un amplio estudio del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2014) se concluye que la PTF en México creció a una tasa promedio de -0.39% entre 1991 y 2011 y, en un estudio sobre competitividad regional en 15 estados de México, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE, 2009), se hace una caracterización sintética, pero relevante sobre el desempeño de la economía: estabilidad macroeconómica, con lento crecimiento y productividad estancada en niveles de casi cero. Por su relevancia, con la mayor calidad y diversidad de información disponible, en conjunción con el desarrollo de técnicas computacionales más robustas, es recurrente observar la aparición de nuevas metodologías que revisan las mediciones de la productividad agregada y otros aspectos estructurales de una economía y del cambio tecnológico. En esta tradición se han generado abundantes trabajos bajo el enfoque de contabilidad del crecimiento, metodología usada por la OCDE (2009) y el INEGI (2014), en cuyo marco la productividad total de los factores se mide como un término residual, no explicado directamente por el crecimiento de los factores de producción (insumos), pero asociado con el progreso técnico (incorporado y desincorporado).

En dichas investigaciones no se identifica si el crecimiento de la PTF se origina por cambio técnico o por mejoras en la eficiencia. El problema es que, cuando no se toma en cuenta la ineficiencia en la estimación del crecimiento de la productividad, se genera un sesgo de estimación y por tanto no hay una noción de precisión sobre el comportamiento y explicación de las fuentes de la PTF (Grosskopf, 1993). Para eliminar tal sesgo se han desarrollado muchas posibilidades que incorporan en la medición de la PTF el cambio técnico, la eficiencia y la escala; como las metodologías determinísticas tipo análisis

envolvente de datos (DEA, por sus siglas en inglés) y econométricas propias del análisis de frontera estocástica (SFA, por sus siglas en inglés) y semi-paramétrica (Daraio y Simar, 2007).

Aunque existe abundante literatura sobre estudios internacionales que comparan ambos grupos de métodos, la conclusión no es contundente sobre la preferencia estricta de uno sobre el otro, por lo que se vuelve práctica cada vez más frecuente, en estudios de profundidad y con el beneficio de mejorar la identificación y precisión de la PTF (Diewert y Nakamura, 2007; Gatto, Liberto y Petraglia, 2011) la recomendación consiste en emplear ambas metodologías (Murillo-Zamorano y Vega-Cervera, 2001; Murillo-Zamorano, 2004). En tal marco, la ventaja que identificamos de los modelos de frontera estocástica con respecto a los determinísticos, como la DEA, es la flexibilidad para estimar simultáneamente e identificar la relevancia de cada factor productivo en el crecimiento de la PTF y por sus fuentes en los cambios tecnológicos, de eficiencia técnica y de escala.

En esta dirección, en nuestro estudio se utilizan los planteamientos de cambio técnico del modelo de frontera paramétrico de Førsund y Hjalmarsson (1979), la vinculación de los cambios técnicos y la productividad total de los factores derivados de los trabajos pioneros de Nishimizu y Page (1982) y la formalización de la vinculación general del crecimiento de la productividad y sus tres fuentes principales de Kumbhakar, Denny y Fuss (2000). Para analizar la productividad total de los factores de la industria regional de México en el periodo 1960-2013, y probar si los cambios tecnológicos, de eficiencia técnica y de escala son las principales fuentes que determinaron las tendencias de la industria manufacturera regional en los periodos que se han identificado de convergencia (1960-1984) y divergencia regional (1985-2013). El modelo de frontera estocástica de ineficiencia técnica que usamos es a la Battese y Coelli, (1992; 1995), que con un método de estimación simultáneo de máxima verosimilitud descompone la tasa de cambio de la PTF en los cambios antes mencionados.

La presente investigación se complementa con una segunda sección donde se discute sobre la PTF de la industria regional de México; una tercera en la que especifica la metodología de funciones de producción con frontera estocástica en panel; una cuarta donde se presentan los datos y la interpretación de los resultados y para finalizar un apartado para las conclusiones y discusión de los resultados.

2. Revisión de literatura sobre la PTF en la industria regional en México

Con el fin de mostrar el contexto del debate sobre la productividad en México realizamos una revisión de dos grupos de estudios: 1) los que no emplean fronteras de producción estocástica, se enfocan a nivel macroeconómico y no estiman eficiencia y 2) los que analizan la productividad con modelos de fronteras paramétricos y no paramétricos, miden la eficiencia y estiman comportamientos regionales.

Del primer grupo, la mayoría de los estudios tienen como foco la industria nacional y, en algunos casos, el análisis incluye desagregaciones a nivel de rama o clase económica (Brown y Domínguez, 2004; Brown y Domínguez, 2013; Hernández, 2015; Hernández, 2005; López, Esquivel y Monge, 2003; Salgado y Bernal, 2011). En este grupo, también incluimos los estudios que analizan la hipótesis de la convergencia, especialmente concentrados para los años ochenta en adelante, que muestran claramente tendencias diferentes de la productividad con procesos de convergencia y divergencia de la industria regional (Mendoza, 1999).

Con un interés distinto Díaz y Sáenz (2002) explican lo que llaman la paradoja de crecimiento regional de México para el periodo de 1985 a 1998, donde el crecimiento de la PTF de las regiones norte y centro-oeste fue mayor que el promedio nacional y convergen, en contraste con el proceso de divergencia regional en términos de la PTF observado para los estados del sur, por lo que se incrementa la brecha del crecimiento económico y la PTF de las regiones en México. Para Mendoza (1999) el interés se centró en el crecimiento regional de la productividad del trabajo y la PTF de la industria manufacturera entre 1984 y 1993, que no se caracterizó por un proceso de acercamiento productivo al nivel de clase económica de la industria, sino por un incremento en las desigualdades productivas. La región centro y las economías regionales con tendencias de alta aglomeración disminuyeron las desigualdades productivas en un análisis por clases de actividades manufactureras. Sin embargo, estas regiones se caracterizaron por presentar tasas de crecimiento positivas en la productividad del trabajo, negativas en la PTF y aumentos de la relación capital-trabajo.

En el segundo grupo de investigaciones identificamos una muestra que consideramos “representativa” de los esfuerzos para el caso mexicano que se enfocan en el análisis de la PTF y la estimación de la eficiencia técnica, usan modelos no paramétricos (DEA) y/o modelos de frontera de producción (o de costo) estocástica (ver cuadro 1). Trejo-Nieto (2012) estudia la eficiencia económica de las regiones

metropolitanas en 1988 y 2008 y encuentra evidencia sobre las disparidades entre las eficiencias de las urbes. En primer lugar, señala que muchas de las economías metropolitanas son ineficientes y la Ciudad de México es la más eficiente junto con otras como Monterrey. Martínez, Brambila y García (2013) elaboraron un estudio sobre la productividad estatal de México para el periodo de 2005-2010 y encontraron que, si bien la productividad nacional no crece, la mayoría de las entidades son eficientes, sólo Oaxaca y Coahuila presentan problemas de baja productividad.

De estudios que emplean la metodología de frontera estocástica con una función producción translogarítmica aplicada a la industria regional destaca la investigación de Becerril, Álvarez y Moral (2010), mide la eficiencia técnica regional para una serie no continua (años 1980, 1985, 1993, 1998 y 2003) mediante un modelo de Battese y Coelli (1995) y sus resultados muestran que la eficiencia técnica aumenta ligeramente de 1980 a 1985 y posteriormente se estabiliza; las entidades federativas con menor (mayor) eficiencia al principio del periodo exhiben un crecimiento alto (menor) al final de periodo, por lo que infieren un proceso de convergencia regional en términos de eficiencia. Este resultado contrasta con el crecimiento económico divergente regionalmente que se ha encontrado en el periodo 1985-2003, según Esquivel (1999), Esquivel y Messmacher (2002) y Chiquiar (2005).

En el estudio de Chávez y Fonseca (2012) se aplica un modelo frontera estocástica con eficiencia técnica variante linealmente en el tiempo (Battese y Coelli, 1992) para analizar la evolución de la eficiencia técnica de la industria manufacturera y su importancia en la reducción de las diferencias en la productividad laboral entre los estados, ellos concluyen que la eficiencia técnica se incrementó en el periodo de 1988 a 2008 y se caracterizó por la convergencia regional del tipo sigma y beta, además, sostienen que hubo un mecanismo para la convergencia en la productividad laboral regional de la industria manufacturera. Finalmente, el trabajo reciente de Atayde (2016) analiza la PTF de la industria manufacturera regional y sus fuentes de cambio para el periodo 1998-2013, que aunque discute la metodología de frontera estocástica no la utiliza y solo mide la PTF sin tomar en cuenta la contribución del cambio en la eficiencia técnica.

Cuadro 1
Literatura sobre aplicaciones de modelos DEA/SFA en México con datos de panel

<i>Autores</i>	<i>Muestra de datos (descripción)</i>	<i>Años del estudio</i>	<i>Tipos de función de producción</i>	<i>Tipo de análisis de función de producción</i>	<i>Tipo de aplicación</i>
Aguilar, 2010	DF y tres zonas metropolitanas (25 municipios)	1992, 1993, 1994, 1995, 2005, 2007	Cobb-Douglas	SFA Battese y Coelli 1992	Eficiencia técnica
Aguilar, 2011	Sectores: textil (32 municipios), de confección (23 municipios), calzado (21 municipios), minerales no metálicos (22 municipios) y de muebles (25 municipios).	2006 2007, 2008	Cobb-Douglas	SFA Battese y Coelli 1995	Eficiencia técnica y sus determinantes
Atayde, 2016	Sectores de minería, manufacturas, comercio y servicios	1998, 2003, 2008, 2013	Translog	no estima SFA	PTF, cambios técnicos, especiali- zación y en escala
Bannister y Stolp, 1995	Para cada una de las 7 industrias (división a 2 dígitos a nivel estatal)	1985	NR	DEA (tecnología lineal, dos pasos)	Eficiencia técnica y sus determinantes
Becerril, Álvarez y Moral, 2010	32 entidades federativas	1970, 1980, 1988, 1993, 1998, 2003	Translog	SFA Battese y Coelli 1995	Eficiencia técnica

Cuadro 1
(continuación)

<i>Autores</i>	<i>Muestra de datos (descripción)</i>	<i>Años del estudio</i>	<i>Tipos de función de producción</i>	<i>Tipo de análisis de función de producción</i>	<i>Tipo de aplicación</i>
Braun y Cullmann, 2011	Manufactures a nivel municipal (tamaño de muestra 2038 munic., 82% del total)	1989, 1999, 2004	Translog	SFA, modelo de efectos aleatorios verdaderos; Greene 2005	Eficiencia técnica y sus determinantes
Brown y Domínguez, 2004	6 439 establecimientos, agrupados en 205 clases industriales (Encuesta industrial anual)	1984-2000	NR	DEA	Descomposición productividad (índice de Malmquist)
Chavez y Fonseca, 2012	sector manufacturero, excluye las industrias petroleras a nivel estatal	1988, 1993, 1998, 2003, 2008	Translog	SFA Battese y Coelli 1992	Eficiencia técnica y sus determinantes
Chávez y López, 2013	Sector industrias manufactureras (31-33; excluidas refinación de petróleo y petroquímicos básicos del gas natural y del petróleo refinado), 32 entidades federativas; censos económicos	1999-2009	NR	DEA	Descomposición de la productividad (PTF)

Cuadro 1

(continuación)

<i>Autores</i>	<i>Muestra de datos (descripción)</i>	<i>Años del estudio</i>	<i>Tipos de función de producción</i>	<i>Tipo de análisis de función de producción</i>	<i>Tipo de aplicación</i>
Martínez, Brambila y García, 2013)	32 entidades federativas	2005-2010	NR	DEA	Descomposición productividad (índice de Malmquist)
Sandoval, 2012	datos de panel (no balanceado) a nivel estatal	1998-2010, con datos anuales	Translog	SFA	Eficiencia técnica
Salgado y Bernal, 2011	205 clases de actividad de Encuesta industrial anual, agrupadas, según sistema clasificación: 9 subsectores (CMAP) y 14 grupos (NAICS)	1996-2003	Cobb-Douglas (con K y L; y KLEMS)	SFA	Descomposición de la productividad (PTF, growth accounting)
Valderrama, Neme, y Ríos, 2015	23 industrias manufactureras a nivel estatal	1985-2009 (anuales)	Translog	SFA (Battese y Coelli, 1995)	Eficiencia técnica y sus determinantes

Nota: NR = no requerido. Fuente: elaboración propia.

A diferencia de los estudios considerados en el cuadro 1, nuestra investigación se enfoca en aplicar el modelo de frontera estocástica del tipo Battese y Coelli (1992, 1995) con eficiencia técnica variante en el tiempo (no-lineal) para analizar la descomposición de la PTF en términos de cambios tecnológico, eficiencia técnica y en la escala de la industria manufacturera regional de México, con datos en panel anuales para el periodo 1960-2013. En especial, se vincula la evolución en el tiempo de la PTF y sus componentes (cambios técnicos, en eficiencia y de escala) en los periodos de convergencia (1960-1984) y divergencia regional (1985-2013), que se ha identificado como de rompimiento (Chiquiar, 2005) y que en nuestra investigación se caracteriza mediante una curva en forma de “u” (ver gráfica 5).

3. Metodología de frontera estocástica y especificación del modelo translog (TL)

En la teoría de la producción neoclásica la única conducta posible para una empresa es que la producción se realice dentro de las posibilidades productivas, se asume que las más altas observaciones de la empresa (frontera) operan maximizando el producto dadas ciertas cantidades de insumos. Teóricamente, ninguna observación podría estar por arriba de una función frontera de producción, es decir, estarían por debajo indicando existencia de ineficiencia técnica. Significa que los residuales entre el máximo potencial y producto real observado deberían ser negativos o cero, esta idea se puede expresar formalmente, para un panel de datos, como un modelo de frontera de producción estocástica con la siguiente representación conceptual.

Sea Y_{it} la producción agregada de sector manufacturero de la i -ésima entidad federativa ($i = 1, \dots, N$) en el tiempo t ($t = 1, \dots, T$), determinado por los niveles de insumos usados X_{it} para generación de ese nivel de producto, la función de producción que representa esa relación es $Y_{it} = F(X_{it}, t)$; donde $F(\cdot)$ describe la tecnología de producción y t es una variable de tendencia en el tiempo que es utilizada como una aproximación para el cambio tecnológico neutro. La $F(\cdot)$ puede asumir variables modalidades, no solo las formas funcionales Cobb-Douglas (CD), translogarítmica (TL), elasticidad de sustitución constante u otra; se le puede especificar con otros factores determinantes del nivel de producto mediante la incorporación variables exógenas Z_{it} , en este caso la función de producción sería del tipo $Y_{it} = F(A_{it}, X_{it}, Z_{it}, t)$, donde A_{it} es la PTF y puede, además, depender de las Z , de tal manera que la función anterior se puede

escribir como: $Y_{it} = A_{it}(Z_{it})F(X_{it}, Z_{it}, t)$, que permite capturar el cambio técnico incorporado y desincorporado. Para este estudio ignoramos la incorporación de las variables Z_{it} y utilizamos la forma: $Y_{it} = F(X_{it}, t)$.

Es usual trabajar con la transformación logarítmica de las variables (minúsculas), de tal manera que la especificación econométrica para la frontera de producción está dada por: $y_{it} = f(x_{it}, t; \beta) + \epsilon_{it}$, con β como un vector de coeficientes asociados a las x_{it} por estimar; t es una variable que captura el cambio tecnológico neutro y ϵ_{it} es el término de error aleatorio, el cual está compuesto por dos variables no observables v_{it} y u_{it} , independientes una de otra. La variable v_{it} captura el ruido estadístico debido a errores de medición y variables omitidas entre otros más (especificación), mientras que la u_{it} representa un término de ineficiencia técnica que cambia en el tiempo. El modelo de frontera de producción y el modelo de ineficiencia una vez especificados pueden resolverse simultáneamente (en un paso), por ejemplo, mediante la técnica de máxima verosimilitud, siempre que se asuman ciertos supuestos sobre las distribuciones de v_{it} y u_{it} . Con estos elementos podemos especificar el sistema que se emplea en este estudio para una estructura de datos panel:

$$y_{it} = f(x_{it}, t; \beta) + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$\epsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (2)$$

$$u_{it} = G(t) \cdot u_i \quad (3)$$

Con

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2), \quad u_{it} \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$$

Como podrá observarse, el modelo de ineficiencia (u_{it}) cambia entre las unidades observadas (entidades federativas) y a través del tiempo; se identifica por un componente no estocástico, $G(t)$, y otro componente estocástico, u_i , que puede asumir varias formas, como los modelos (Battese y Coelli, 1992; Kumbhakar, Denny y Fuss, 2000; Kumbhakar, Wang y Horncastle, 2015; Lee y Schmidt, 1993) que usamos para este estudio y que asume un comportamiento del tiempo no-lineal $G(t) = [1 + \exp(\gamma_1 t + \gamma_2 t^2)]^{-1}$. Lo más frecuente en la literatura consiste, inicialmente, en suponer que v_{it} sigue una distribución normal con media igual a cero y varianza constante σ_v^2 ,

$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$; el término de ineficiencia técnica sigue una distribución semi-normal o una normal-truncada positiva con media μ y parámetro de escala constante σ_u^2 , $u_{it} \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$.¹ Con estos supuestos la distribución es plana a la izquierda y empinada a la derecha, y garantiza que sea muy raro que una entidad observada tenga residuales positivos grandes, pero también que no sea raro que tenga residuales negativos grandes.

Se define también la eficiencia técnica (ET), en general, como el cociente del producto observado entre el potencial o máximo posible, $y_{it}/f(x_{it}, t)$, según Farrell (1957) de forma tal que:

$$ET_{it} = \frac{y_{it}/f(x_{it}, t) = f(x_{it}, t; \beta) \exp(v_{it} - u_{it})}{f(x_{it}, t; \beta) \exp(v_{it}) = \exp(-u_{it})} \quad (4)$$

dado que $y_{it} \leq f(x_{it}, t)$ es consistente, la eficiencia técnica queda acotada: $0 \leq ET \leq 1$.

Para datos transversales Jondrow *et al.* (1982) propusieron estimar la media (o moda) de la distribución condicional de u_i dada ε_i , la cual puede usarse como una estimación puntual de u_i . Battese y Coelli (1988) extendieron los resultados de Jondrow *et al.* (1982) al caso de un modelo con estructura de datos panel, de tal manera, que la eficiencia técnica se puede estimar como $ET_{it} = E[(\exp(-u_{it})|\varepsilon_{it})]$.

El campo de conocimiento de metodologías que estiman una frontera de producción (o costo) y un modelo de ineficiencia estocásticos se ha desarrollado amplia e intensamente desde los trabajos seminales de Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y Meeusen y van Den Broeck (1977).

Con base en Kumbhakar, Wang y Horncastle (2015) se identifican al menos cuatro grandes grupos de modelos: *i*) modelos de ineficiencia invariante en tiempo y específicos de la firma, *ii*) modelos de ineficiencia específicos de la firma y variantes en el tiempo, *iii*) modelos que separan efectos de ineficiencia de los efectos específicos (heterogeneidad) no observados y *iv*) modelos que separan ineficiencia persistente de ineficiencia y la ineficiencia variante en el tiempo de los efectos individuales no observados. El modelo de este estudio pertenece al grupo (*ii*).

¹ Donde $\mu=0$ para una semi-normal positiva y para normal truncada positiva; además, respecto a las distribuciones, Greene (1997) recomienda usar distribución gamma, aunque también es posible trabajar con la exponencial.

3.1. Descomposición de la productividad total de los factores (PTF)

El modelo de Nishimizu y Page (1982) fue empleado en un principio para realizar una descomposición del cambio en la productividad que estuviera relacionada con una medida del cambio en la eficiencia técnica, asumiendo rendimientos técnicos de escala constantes. Posteriormente, Kumbhakar, Denny y Fuss (2000) generalizan la descomposición del cambio en la PTF tomando en consideración los efectos por los cambios técnico, en la ineficiencia técnica y en la escala. Al seguir entonces a Kumbhakar, Denny y Fuss (2000) y sin pérdida de generalidad por eliminar los subíndices i y t para simplificar la notación, se deriva la función de producción original con respecto al tiempo:

$$y = \frac{d \ln f(x, t)}{dt} - \frac{\partial u}{\partial t} \quad (5)$$

La derivada total de $d \ln f(x, t)$ con respecto al tiempo es:

$$\frac{d \ln f(x, t)}{dt} = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} + \sum_j \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial x_j} \frac{\partial x_j}{\partial t} = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} + \sum_j \varepsilon_j x_j \quad (6)$$

El subíndice j permite identificar los diferentes insumos utilizados. Se sustituye (5) en (6) para obtener la siguiente descomposición del crecimiento del producto:

$$y = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} - \frac{\partial u}{\partial t} + \sum_j \varepsilon_j x_j \quad (7)$$

Aquí ε_j define la elasticidad del producto respecto del insumo x_j en la frontera.² Obsérvese que la ecuación (7), libre del supuesto de rendimientos de escala constantes, admite una descomposición del crecimiento de la PTF en tres componentes o fuentes del crecimiento del producto ya mencionados:

² Si en la ecuación (7) se asumen RTS (por sus siglas en inglés) constantes e ineficiencia técnica igual a cero, se convierte en un tradicional marco de contabilidad del crecimiento (a la Solow), en donde ($T\dot{F}P$) es idéntico al cambio técnico.

i. El cambio técnico (CT) medido por $\frac{\partial \ln f(x,t)}{\partial t}$, dados los usos de algunos insumos; si $TC > 0$ (o $TC < 0$) el cambio técnico exógeno desplaza la frontera de producción hacia arriba (o abajo). Con una especificación translog y siguiendo a (Heshmati, 1994), el cambio técnico puede descomponerse en puro y no neutro.

ii. El cambio en la eficiencia técnica, medido por $CET = -\frac{\partial u}{\partial t}$, representa la tasa a la cual un productor ineficiente se mueve hacia la frontera, la eficiencia técnica disminuye en el tiempo si $CET > 0$.

iii. El cambio en el uso de los insumos, dado por $\sum_j \varepsilon_j x_j$; si las cantidades de insumos no cambian en el tiempo entonces se simplifica a $y = CT + ET$.

La descomposición del crecimiento del producto definida por (8) puede sustituirse en la ecuación del residual de Solow ($RS = PTF = y - \sum_j s_j x_j$), en la cual subyace el supuesto de rendimientos de escala constante:

$$PTF = CT + CET + \sum_j (\varepsilon_j - s_j) x_j \quad (8)$$

Donde $s_j = w_j x_j / Y$ es la fracción de y usada para pagar el insumo- j , o la participación del insumo- j en los costos de producción totales. Con un poco de álgebra, si usamos la medida de rendimientos de escala $RTS = \frac{\partial \ln y}{\partial \ln x_j} = \sum_j \frac{\partial f(\cdot)}{\partial \ln x_j} = \sum_j f_j(\cdot) x_j / f(\cdot) \equiv \sum_j \varepsilon_j$, con ε_j como las elasticidades insumos definidas en la frontera de producción $f(x, t)$, se define $\lambda_j = f_j x_j / \sum_k f_k x_k = \varepsilon_j / \sum_k \varepsilon_k = \varepsilon_j / RTS$, donde f_j como el producto marginal del insumo x_j , entonces la ecuación (8) puede reescribirse como sigue:

$$PTF = CT + CET + (RTS - 1) \sum_j \lambda_j x_j + \sum_j (\lambda_j - s_j) x_j \quad (9)$$

Sin variaciones en el tiempo de la tecnología (cambio técnico) y la eficiencia técnica, las contribuciones al crecimiento de la productividad del primero y segundo términos a la derecha de la ecuación (9) son insignificantes (cero); en tanto el tercero y cuarto términos representan las contribuciones por efectos de escala ($(RTS - 1) \sum_j \lambda_j x_j$) y efectos de precios ($\sum_j (\lambda_j - s_j) x_j$), respectivamente.

La contribución de los efectos de escala al cambio en la PTF depende de la tecnología y la acumulación del factor (acumulable). En el caso de RTS constante ($RTS = 1$) se cancela el tercer término de la ecuación (9). Pero si $RTS \neq 1$, una porción del cambio en la PTF puede potencialmente ser atribuible a cambios en la escala de producción. Por ejemplo, en el caso de RTS creciente, un aumento en la cantidad de insumos contribuye positivamente a un cambio en la PTF, en el caso contrario, una reducción en la cantidad de insumos causará un cambio menor en la PTF; es válido también el razonamiento cuando los RTS son decrecientes. El componente de efecto por precios refleja la contribución a los cambios en la PTF debido a cambios en la eficiencia técnica. De hecho, el cuarto término de la ecuación (9) captura ya sea las desviaciones de los precios insumos de los valores de sus productos marginales respectivos ($w_j \neq pf_j$) o las desviaciones de la tasa marginal de sustitución técnica de los cocientes de precios insumos ($f_j/f_k \neq w_j/w_k$). Para dos insumos K y L , debido a que $\lambda_K + \lambda_L = 1$, las distancias $(\lambda_K - s_K)$ y $(\lambda_L - s_L)$ son simétricas y tienen signos opuestos. Por ende, una reasignación de un factor que aumenta la intensidad de trabajo y reduce la de capital conduce a un cambio en la eficiencia técnica. Sólo cuando no hay diferencias o efectos de escala la medida de cambio en productividad es idéntica al cambio técnico.

3.2. Especificación del modelo translogarítmico (TL) en panel

Para obtener los estimados de ET_{it} primero se requiere especificar la forma funcional $f(x_{it}, t; \beta)$ para la función de producción. La forma funcional más flexible en la literatura es la TL, originalmente desarrollada por Christensen, Jorgenson y Lau (1973), y es usual su empleo por varias razones: permite una aproximación local de segundo orden a formas funcionales arbitrarias, ofrece así cierta generalidad; las formas elasticidad sustitución constante y la Cobb-Douglas son casos especiales; permite tratar los rendimientos de escala no-constantes, así como el cambio técnico tanto neutro como por aumento de los factores; finalmente, permite que varíen las elasticidades parciales de sustitución entre insumos y la elasticidad de escala con las proporciones del producto y los insumos.³

³ En otras palabras, la función de producción TL permite relajar los supuestos de: i) ambiente competitivo y sustitución perfecta de algunos factores insumo, ii) las relaciones de producción lineales, mediante la incorporación de términos

La especificación TL de la frontera estocástica básica extendida para incluir los términos del tiempo y sus interacciones con dos factores de producción básicos: capital y trabajo (k_{it} y l_{it}), es la siguiente:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \frac{\beta_{11}}{2} k_{it}^2 + \frac{\beta_{22}}{2} l_{it}^2 + \beta_{12} k_{it} l_{it} + \quad (10)$$

$$\beta_3 t + \frac{\beta_{33}}{2} t^2 + \beta_{31} t k_{it} + \beta_{32} t l_{it} - u_{it} + v_{it}$$

Una vez estimado el modelo y, por lo tanto, conocidos los coeficientes y los niveles de la ineficiencia técnica (u_{it}) se pueden calcular los tres componentes de la ecuación (9). El cambio en la eficiencia técnica, medido por $CET = -\frac{\partial u}{\partial t}$, es directo por diferencias.

Sin información adicional para medir confiablemente la tecnología, el tiempo se emplea como aproximación o indicativo de una tecnología general (no específica) empleada, el cambio técnico (CT) medido por $\frac{\partial u}{\partial t}$, se calcula mediante:

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial t} = \beta_3 + \beta_{33} t + \beta_{31} k_{it} + \beta_{32} l_{it} \quad (11)$$

Según Heshmati (1994) se interpreta una parte como el cambio técnico puro, que depende sólo del tiempo: $(\beta_3 + \beta_{33} t)$, y la otra parte como cambio técnico no neutro, que es alterado por cambios en los insumos en el tiempo: $(\beta_{31} k_{it} + \beta_{32} l_{it})$. El cambio en el uso de los insumos o el efecto de los rendimientos de escala que requiere del cálculo de las elasticidades producto con respecto al capital y al trabajo:

$$\varepsilon_{K_{it}} = \frac{\partial y_{it}}{\partial k_{it}} = \beta_1 + \beta_{11} k_{it} + \beta_{12} l_{it} + \beta_{31} t \quad (12)$$

$$\varepsilon_{L_{it}} = \frac{\partial y_{it}}{\partial l_{it}} = \beta_2 + \beta_{22} l_{it} + \beta_{12} k_{it} + \beta_{32} t \quad (13)$$

cuadráticos y de interacción y iii) con ella es posible analizar los efectos de sustitución y complementariedad, lo que permite un análisis más amplio sobre efectos diversos (efectos del cambio técnico no neutro y exógeno o neutro a la Hick).

Así, los rendimientos de escala se calculan mediante $RTS_{it} = \varepsilon_{K_{it}} + \varepsilon_{L_{it}}$. Dado que $\lambda_j = \varepsilon_j / \sum_k \varepsilon_k = \varepsilon_j / RTS$, se pueden calcular el tercero y cuarto términos de la ecuación (9), que representan las contribuciones al crecimiento de la PTF de los efectos de escala $((RTS - 1) \sum_j \lambda_j x_j)$ y los efectos de precios $(\sum_j (\lambda_j - s_j) x_j)$, respectivamente. Ante la ausencia de datos para s_j , este último término se desprecia según argumentación de Álvarez (2007), por lo que la descomposición se vuelve una aproximación o es inexacta.

4. Datos e interpretación de los resultados

4.1. Datos

La base de datos que se utilizó en esta investigación la conforma el producto interno bruto (PIB) anual de la industria manufacturera por entidad federativa, para la serie anual del período 1960-2008 a precios de 1993, fue construida a partir de los censos económicos y series macroeconómicas por Germán-Soto (2013). Para actualizar la serie hasta 2013 utilizamos el método de Chow y Lin (1971) con una especificación geométrica para interpolar distribuciones de participación con base en las series anuales del PIB industrial regional a precios de 2003 y de 2008 de INEGI. Los activos del capital a precios de 1993 fueron compilados y estimados para la industria minera, manufactura y electricidad, gas y agua por entidad federativa, para el período 1960-2008, por Germán-Soto (2008) y actualizadas por el mismo autor para el período 1960-2013, para finalizar la serie del empleo industrial (minera, manufactura y electricidad, gas y agua) fue construida originalmente por Germán-Soto (2006) para el período 1960-2008, actualizada hasta 2013, igualmente, según Chow y Lin (1971) con datos de los censos económicos de 2008 y 2013 del INEGI.

En el cuadro 2 se presentan las tasas de crecimiento promedio del PIB, activos de capital y el empleo de la industria en el período 1960-2013 y el incremento en la participación de cada indicador entre 1960 y 2013. En el caso de la dinámica del PIB industrial los cinco estados más destacados son: Aguascalientes, Quintana Roo, Sonora, Chiapas y Tabasco; pero también es importante hacer notar que la industria de 27 entidades mantuvo tasas de crecimiento mayores a la nacional. En el grupo de entidades con una industria con bajo crecimiento se encuentran: Baja California Sur, Veracruz, Campeche, Sinaloa y la

Ciudad de México. En el caso de la inversión en activos de capital, entre las cinco principales entidades con mayores crecimientos destacan la industria de entidades petroleras Tabasco, Campeche y Chiapas, que pueden estar vinculadas con la refinación del petróleo, Aguascalientes por la manufactura y Quintana Roo por los grandes requerimientos de infraestructura en energía eléctrica. Entre las entidades con menor crecimiento en los activos de capital se identifican: Estado de México, Chihuahua, Sinaloa, Yucatán y la Ciudad de México. Por su parte, el mayor crecimiento del empleo se observó en: Aguascalientes, Quintana Roo, Querétaro, Tabasco y Baja California. Mientras que mantuvieron tasas de crecimiento por debajo del nacional: Estado de México, Puebla, Nayarit, Zacatecas, Yucatán, Veracruz, Sinaloa y la Ciudad de México.

Cuadro 2
*Dinámica del PIB, activos y empleo industrial
por entidad federativa, 1960-2013*

	<i>Tasas de crecimiento promedio 1960-2013</i>			<i>Diferencia de participación en el nacional entre 1960-2013</i>		
	<i>PIB</i>	<i>Activos de capital</i>	<i>Empleo</i>	<i>PIB</i>	<i>Activos de capital</i>	<i>Empleo</i>
Aguascalientes	12.0	14.6	9.9	2.1	1.3	1.2
Baja California	5.6	6.9	7.1	1.0	0.6	4.9
Baja California Sur	3.6	8.6	4.0	-0.1	0.3	0.0
Campeche	3.0	12.1	4.4	-0.2	2.8	0.2
Coahuila	6.6	7.7	4.8	3.7	2.8	2.3
Colima	5.9	9.3	4.4	0.1	0.5	0.1
Chiapas	10.2	11.4	6.4	0.4	0.7	0.7
Chihuahua	5.9	5.6	5.5	0.7	-1.1	4.0
Ciudad de México	2.1	3.8	1.1	-31.3	-21.1	-27.6
Durango	5.9	5.9	4.1	0.6	-0.3	0.2
Guanajuato	6.4	7.4	5.9	3.6	1.0	4.2
Guerrero	5.0	9.8	5.0	0.1	1.9	0.5
Hidalgo	8.3	7.8	5.0	1.3	1.8	0.7

Cuadro 2
(*continuación*)

	<i>Tasas de crecimiento promedio 1960-2013</i>			<i>Diferencia de participación en el nacional entre 1960-2013</i>		
	<i>PIB</i>	<i>Activos de capital</i>	<i>Empleo</i>	<i>PIB</i>	<i>Activos de capital</i>	<i>Empleo</i>
Jalisco	5.7	6.3	4.8	1.9	0.3	2.6
Estado de México	5.7	5.8	3.7	6.0	-2.5	-0.6
Michoacán	5.5	6.7	4.5	0.5	-0.1	0.6
Morelos	8.3	6.3	4.7	1.0	0.0	0.4
Nayarit	5.1	9.1	3.6	0.0	0.5	-0.1
Nuevo León	5.3	5.8	3.8	2.5	-2.4	-0.1
Oaxaca	6.5	8.3	5.4	0.7	0.5	0.8
Puebla	6.6	6.3	3.6	3.8	0.2	-0.4
Querétaro	8.6	9.5	8.1	2.6	2.1	2.7
Quintana Roo	11.3	12.4	9.6	0.2	0.2	0.3
San Luis Potosí	6.5	7.6	4.1	1.7	0.7	0.3
Sinaloa	2.8	5.3	3.0	-1.2	-0.6	-0.7
Sonora	10.2	6.9	5.2	1.3	0.4	1.8
Tabasco	8.9	19.1	7.7	0.4	6.4	0.7
Tamaulipas	5.2	7.3	5.9	0.8	1.0	2.7
Tlaxcala	6.6	7.0	5.0	0.5	0.2	0.5
Veracruz	3.1	7.0	3.0	-4.5	2.2	-1.8
Yucatán	4.6	5.0	3.1	0.0	-0.7	-0.8
Zacatecas	5.4	7.3	3.3	-0.1	0.4	-0.3
Nacional	4.5	6.3	3.8			

Fuente: Elaborado con base en nuestra actualización de las series de Germán-Soto (2006, 2008, 2013).

La dinámica de la industria manufacturera regional en el periodo de 1960-2013 permite mostrar que el crecimiento económico de la industria nacional de 4.5% en promedio, se mantuvo con el aumento acelerado de los activos de capital (6.3%) y un menor crecimiento en

la generación del empleo (3.8%). Al mismo tiempo la industria manufacturera regional con las mayores tasas de crecimiento económico está vinculada con grandes inversiones en los activos de capital y crecimiento moderados en el empleo. Sin embargo, los cálculos de simples correlaciones entre la tasa de crecimiento del PIB de la industria con los aumentos en activos de capital (0.52) y del empleo (0.79) por entidad federativa, sugiere que la producción manufacturera regional fue más sensible al factor empleo que a los activos de capital, desde el punto de vista de la productividad factorial.

El otro aspecto que se puede destacar en el cuadro 2 son los cambios en la importancia de la industria manufacturera regional en la dinámica de la industria nacional, medida por la diferencia de las participaciones entre 1960 y 2013. Lo que más resalta es la gran pérdida de la importancia de la industria manufacturera de la Ciudad de México en producción, activos de capital y el empleo, pérdidas de 31.3, 21.1 y 27.6 por ciento, respectivamente. En contraste destaca el incremento en la participación del PIB la industria manufacturera del Estado de México, Puebla, Coahuila, Guanajuato, Querétaro, Nuevo León y Aguascalientes, principalmente. Aunque es importante notar que en los casos del aumento de la importancia del PIB en el Estado de México y Nuevo León no se vincula con la mayor acumulación de activos de capital y la generación de empleo en la industria nacional. Por otro lado, la industria manufacturera de las entidades que perdieron importancia en la generación del PIB nacional, junto con la Ciudad de México, se encuentran Yucatán, Nayarit, Baja California Sur, Zacatecas, Campeche, Sinaloa y Veracruz. En la mayoría la pérdida de importancia de la producción estatal en el PIB de la industria manufacturera nacional se acompaña con una pérdida de importancia de los activos de capital y/o del empleo, pero destaca, por lo atípico, el caso de Campeche donde la pérdida de importancia de su industria estuvo acompañada por un aumento de importancia de los activos de capital y del empleo.

4.2. *Estimación de la función producción con frontera estocástica y análisis de resultados*

En esta parte se presentan los resultados de la estimación de la función de frontera de producción estocástica y, simultáneamente, del modelo de eficiencia técnica para la industria de las 32 entidades federativas del periodo 1960-2013; con esto es posible entonces descomponer la productividad total de los factores (PTF) en los cambios técnico, en

eficiencia y de escala. Es relevante mencionar dos supuestos de este enfoque para todas las regiones: *i*) comparten la misma estructura tecnológica de producción, que se identifica por las diferentes elasticidades de los factores y la heterogeneidad de las economías regionales, que se capturan con la estimación de constantes individuales y temporales diferentes, *ii*) no se consideran factores explicativos o determinantes de la eficiencia técnica, medidos mediante variables cuyos valores expresan la especificidad de los estados y la heterogeneidad de las condiciones ambientales o institucionales.

4.2.1. Resultados de la estimación de la función de producción

La función de producción que se estimó fue una TL, cuya flexibilidad permite que varíen las elasticidades parciales de sustitución entre insumos, estimar las tendencias en los rendimientos de escala y el cambio técnico, tanto puro como no-neutro. El algoritmo que se utilizó para poder estimar la función de producción TL, que es no-lineal, fue la de estimar una especificación tipo CD y utilizar sus coeficientes para inicializar un proceso iterativo donde se encuentren los mejores estimadores de máxima verosimilitud (Battese y Coelli, 1992, 1995). En el cuadro 3 se presentan los resultados de la estimación, como se observa se obtuvieron parámetros con los signos adecuados y, en su mayoría, son significativos estadísticamente (diferente de cero). En la evaluación del conjunto de la función de producción TL el valor del estadístico de Wald de $\chi^2=18015.46$ y su probabilidad asociada muestran que se rechaza la hipótesis nula, que establece de manera conjunta que todos los coeficientes de las variables explicativas son cero.

Como los coeficientes estimados de la función de producción TL no pueden interpretarse directamente como elasticidades, por la presencia de términos cuadráticos e interacciones dentro de la forma funcional, estas elasticidades totales del producto con respecto a cada uno de los factores de producción (insumos) se calculan según las ecuaciones (8) y (9); como se calculan en cada punto de los datos pueden usarse para realizar análisis sobre la asignación de recursos y soporte para la política pública por región y en el tiempo.⁴

⁴ Es muy importante mencionar que la función TL no satisface globalmente dos condiciones de regularidad: monotocidad y cuasi-concavidad. Para la primera la TL debería cumplir con la positividad de los productos marginales con respecto a cada factor insumo, en logaritmos (elasticidades *input*). Como se calculan las

Cuadro 3
*Resultados de estimación de función producción
translog con frontera estocástica en panel, con efectos
fijos en constantes y tiempo variantes, 1960-2013*

<i>Y Función de frontera estocástica</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>z</i>	<i>P > z</i>	<i>[95% intervalo de confianza]</i>	
<i>k</i>	0.61	0.13	4.69	0.00	0.36	0.87
<i>l</i>	0.20	0.20	0.97	0.33	-0.20	0.60
<i>l</i> ²	-0.01	0.03	-0.33	0.74	-0.08	0.06
<i>k</i> ²	-0.08	0.01	-5.54	0.00	-0.11	-0.05
<i>l</i> * <i>k</i>	0.05	0.02	2.46	0.01	0.01	0.08
<i>t</i>	0.04	0.01	4.80	0.00	0.03	0.06
<i>t</i> * <i>t</i>	0.00	0.00	2.61	0.01	0.00	0.00
<i>t</i> * <i>l</i>	0.00	0.00	3.66	0.00	0.00	0.01
<i>t</i> * <i>k</i>	-0.01	0.00	-6.01	0.00	-0.01	0.00
_cons	6.14	0.59	10.48	0.00	4.99	7.28
μ						
iniStat	-0.40	0.17	-2.39	0.02	-0.73	-0.07
_cons	0.08	0.23	0.32	0.75	-0.38	0.54
γ						
<i>t</i>	0.09	0.02	5.83	0.00	0.06	0.12
<i>t</i> ²	-0.01	0.00	-8.59	0.00	-0.01	0.00
usigmas						
_cons	-2.13	0.36	-5.99	0.00	-2.82	-1.43

elasticidades para cada punto de los datos y verificar si se cumple esta condición, se recupera el criterio de un alto valor para la frecuencia de casos con elasticidades marginales de (k) positivas para el cálculo de promedio por estado que fue de (20/32=) 0.625 (Khayyat, 2015) y las elasticidades marginales de (l) fueron positivas para todos los estados. El cálculo para cada año de ambas elasticidades es siempre positivo. Para la segunda, la cuasi-concavidad sobre los factores *input* puede verificarse asegurando que la matriz hessiana sea semi-definida negativa para la prueba de curvatura. Para este estudio no se realiza dicha prueba.

Cuadro 3
(continuación)

<i>Y Función de frontera estocástica</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>z</i>	<i>P > z</i>	<i>[95% intervalo de confianza]</i>	
vsigmas						
_cons	-2.86	0.03	-83.06	0.00	-2.92	-2.79
Núm. de obs.	1 728					
Wald χ^2 (9)	18 015.46					
Prob > χ^2	0					

Fuente: Elaboración propia con la aplicación de la programación en *Stata* de Kumbhakar, Wang y Horncastle (2015). Las variables y , k y l están en logaritmos naturales.

Para confirmar que se está eligiendo una especificación aceptable y se identifica correctamente la tecnología se construyeron un conjunto de pruebas de hipótesis. La primera de ellas es para comprobar que los resultados de la función TL son mejores que los de la CD, para ello la hipótesis H1 establece que los parámetros de la parte cuadrática y de las interacciones entre los insumos y el tiempo sean estadísticamente significativos:

H1 Prueba: $\beta_{ul} = \beta_{kk} = \beta_{lk} = \beta_{tt} = \beta_{tl} = \beta_{tk} = 0$; (TL vs CD)

Como se observa en el cuadro (3) la mayoría de los parámetros son significativos, por lo que se rechaza la hipótesis nula y la función TL es mejor al modelo restringido (CD).

La segunda prueba de hipótesis se utiliza para revisar la existencia del cambio técnico e involucra a todos los parámetros relacionados con la variable tiempo (t) y la combinación con los otros insumos:

H2 Prueba: $\beta_t = \beta_{tt} = \beta_{tl} = \beta_{tk} = 0$; no existe cambio técnico.

En este caso, debido a que todos los parámetros relacionados son significativos se acepta la existencia de cambio técnico.

La tercera prueba de hipótesis es para identificar la existencia de cambio técnico neutro:

H3 Prueba: $\beta_{tl} = \beta_{tk} = 0$, existe cambio técnico neutro a la Hicks.

Pero, debido a que todos los parámetros involucrados son estadísticamente significativos y diferentes, se concluye que el cambio técnico es no neutro a la Hicks. Finalmente, la última prueba consiste en probar si los rendimientos son constantes y, en contraste, una alternativa (decrecientes o crecientes):

H4 Prueba: $RTS = 1$ (constantes)

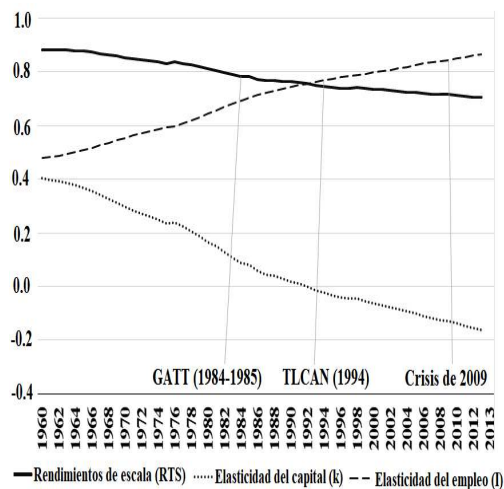
La suma de los parámetros de las elasticidades capital y empleo muestra que los rendimientos promedio son decrecientes. Con la función TL se obtuvieron los RTS para cada entidad federativa y la media representa la tecnología para toda la industria. En tal sentido, la media de los RTS por entidad federativa es de 0.787 (con desviación estándar de 0.002) lo cual indica que los rendimientos de la industria manufacturera nacional son decrecientes. La evolución en el tiempo de estos parámetros se muestra en la gráfica 1, los resultados indican una tendencia negativa de los rendimientos decrecientes de la industria nacional de 1960 a 2013; los rendimientos promedios de 0.88 en 1960 se redujeron a 0.70 en 2013, que significa una caída de 20.1% en los rendimientos de escala. La explicación de la tendencia negativa de los rendimientos que se muestra en dicha gráfica se debe a la reducción acelerada de la elasticidad producto del capital, combinado con una tendencia creciente de la elasticidad producto del empleo, lo cual muestra que la industria manufacturera nacional fue más intensiva en el uso del factor trabajo (Brown y Domínguez, 2013; Hernández, 2005). En los estudios identificados sobre la productividad y eficiencia regional para México, con estimaciones mediante funciones de producción TL se ha encontrado el predominio de la elasticidad empleo, una elasticidad del capital muy pequeña (Becerril, Álvarez y Moral, 2010; Atayde, 2016) que, en algunos casos, puede ser hasta negativa (Chávez y Fonseca, 2012) y las dos elasticidades tienden a ser equivalentes cuando se incluyen aspectos como el capital humano (Valderrama, Neme y Rios, 2015). Es claro que, con una tecnología de producción con rendimientos decrecientes y el predominio del empleo, el planteamiento de igualdad de elasticidades de los dos insumos no se cumple y, por tanto, se vuelve relevante la tendencia del cambio técnico, no neutro a la Hicks, en la explicación del comportamiento de la PTF de la industria manufacturera regional de México.

En la gráfica 2 se presentan los resultados de la estimación de las elasticidades producto del capital (barra gris clara) y empleo (barra

gris obscura) y de los rendimientos de escala (suma de las dos barras) por entidad federativa, promedio del periodo 1960-2013. Los rendimientos de escala por entidad federativa son todos decrecientes y entre los mayores rendimientos de escala (0.81) hasta los más pequeños 0.73 existe una diferencia de 10 por ciento. Entre las cinco entidades con rendimientos de escala más altos se encuentran: Guanajuato, Sonora, Chihuahua, Baja California y Aguascalientes, todas ellas con presencia importante de actividades industriales. En el otro extremo están las entidades con los menores rendimientos de escala que son: Hidalgo, Colima y tres entidades con industria petrolera (Veracruz, Tabasco y Campeche). Del análisis de los rendimientos de escala con las elasticidades producto del capital y empleo destacan dos aspectos contrastantes: 1) el primero es que tanto las entidades con perfil petrolero, como las de mayor relevancia económica en el país (Ciudad de México, el Estado de México y Nuevo León), se caracterizan por rendimientos de escala con altas elasticidades producto del empleo y pequeñas elasticidades producto del capital, entre 0.03 y cero. Mientras los rendimientos de escala con las elasticidades de capital más altas están presentes en un gran número de entidades con perfil turístico como son: Quintana Roo, Baja California Sur, Nayarit y Colima.

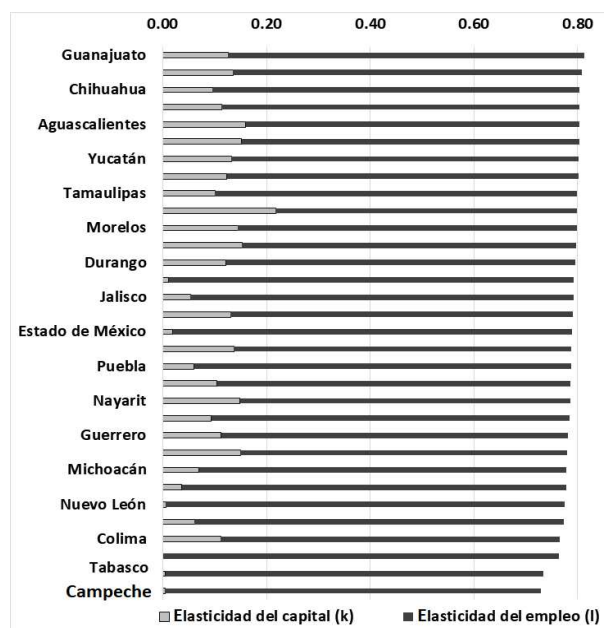
Gráfica 1

Rendimiento de escala, elasticidades producto del capital y empleo de la industria para el periodo 1960-2013, promedio regional



Fuente: Elaboración propia con base en la estimación del modelo TF.

Gráfica 2
*Industria manufacturera por entidad federativa
 federativa, promedio del periodo 1960-2013*



Fuente: Elaboración propia con base en la estimación del modelo TL.

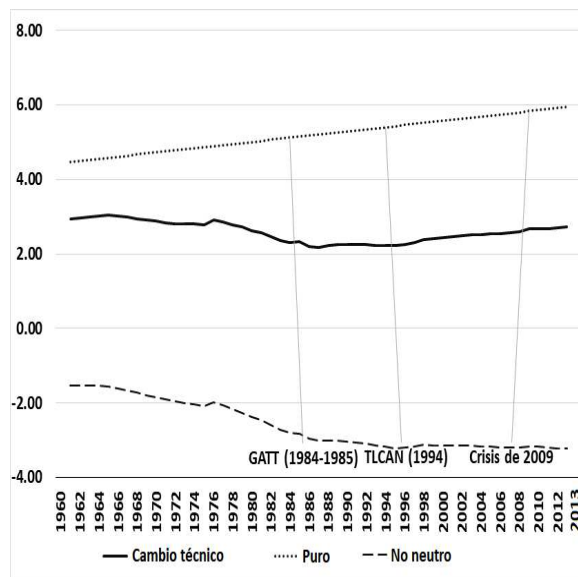
4.2.2. Tendencia y estructura del cambio técnico

El resultado de la medición del cambio técnico de la industria nacional, es decir, la elasticidad del producto con respecto al tiempo evaluado en el promedio por cada entidad federativa, muestra que la tasa de cambio técnico de la industria nacional fue de 2.6% para el periodo 1960-2013. La tasa de cambio técnico no fue constante en el periodo de análisis, se observa una tendencia decreciente en el periodo de 1960 a 1985 y otra creciente de 1986 a 2013. En especial, el resultado de cambio técnico creciente en el periodo 1986-2013 ha sido identificado en la mayoría de los estudios sobre la PTF de la industria manufacturera (Brown y Domínguez, 2004; Brown y Domínguez, 2013; Hernández, 2015; Hernández, 2005; Díaz y Sáenz, 2002). Pero, sin embargo, las tasas de cambio técnico no fueron muy diferentes entre los periodos: 2.9% en 1960, 2.2% en 1985 y 2.7% en 2013 (ver gráfica 3). Los resultados de la tasa de cambio técnico y

su descomposición en las tasas de cambios técnico puro y no-neutro en el sentido de Hicks, indican que la tasa de cambio técnico de la industria manufacturera nacional se explica, principalmente, por el predominio del cambio técnico puro creciente, que por la tendencia negativa de la tasa de cambio técnico no neutro. El cambio técnico puro aumentó 5.2% mientras que la tasa de cambio técnico no neutro fue negativa (-2.6%) en promedio del periodo. El comportamiento de la tasa de cambio técnico no neutro se entiende sobre el resultado de una elasticidad del empleo relativamente mayor a la del capital, que las elasticidades de los insumos multiplicadas con la variable tiempo fueron estadísticamente diferentes de cero y, sobre todo, a que en especial la elasticidad capital multiplicada por el tiempo presentó un signo negativo (ver cuadro 3).

Gráfica 3

Tasa de cambio técnico, puro y no-neutro en la industria manufacturera para el periodo 1960-2013, promedio por entidad federativa



Fuente: Elaboración propia con base en la estimación del modelo TL.

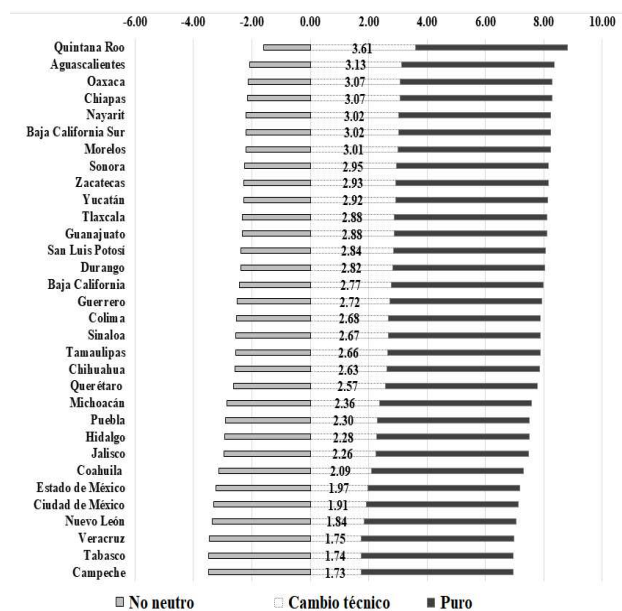
Nota: Las tasas de cambio son en porcentaje.

Con el modelo TL con frontera estocástica de panel que estimamos se supone que las entidades federativas se enfrentan a la misma

tasa de cambio técnico puro y a diferentes tasas de cambio técnico no neutro, por lo que este último es el único mecanismo para explicar la variación de las tasas de cambio técnico diferentes entre las entidades federativas. En los estudios de Chávez y Fonseca (2012) y Becerril, Álvarez y Moral (2010) esto no es así debido a que en los modelos translog que estimaron la variable tiempo no interactúa con los insumos capital y empleo.

En la gráfica 4 se observa que la tasa de cambio técnico para cada entidad federativa promedio del periodo resulta de la suma de la tasa de cambio técnico puro (barra gris oscuro), que es de 5.2% para todas las regiones, y la tasa de cambio no neutro individual que es negativa para todas las entidades federativas en un rango entre -3.5 hasta -1.6 por ciento.

Gráfica 4
Tasa de cambio técnico, puro y no-neutro en la industria por entidad federativa, promedio periodo 1960-2013



Fuente: Elaboración propia con base en la estimación del modelo TL.

Nota: Las tasas de cambio son en porcentaje.

Las regiones con tasas de cambio técnico más altas en el periodo 1960-2013 son las que se caracterizaron por tasas de cambio técnico

no neutro más bajas como: Quintana Roo, Aguascalientes, Oaxaca, Chiapas y Nayarit. En tanto que las regiones con tasas de cambio técnico menores presentaron las tasas de cambio técnico no neutro mayores en términos absolutos, que son las entidades petroleras (Veracruz, Tabasco y Campeche) y las más importantes en la generación de la producción nacional (Estado de México, Ciudad de México y Nuevo León).

4.2.3. Productividad total de los factores y sus fuentes

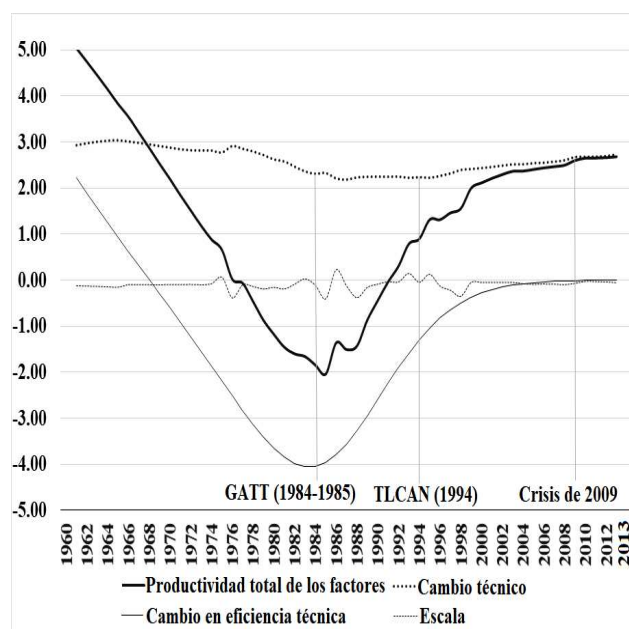
En general, se estima una tasa de cambio de largo plazo de la PTF de la industria manufacturera nacional de 1.3%, en promedio, para el periodo de la muestra (1960-2013). Globalmente, como medida de capacidad de generación de valor agregado en comparación con la dinámica de crecimiento población,⁵ se califica este desempeño económico de muy pobre. En la gráfica 5 se presentan las tendencias de la tasa de cambio de la PTF y de sus tres componentes ya mencionados. Como se puede observar existen dos grandes tendencias en la evolución de la PTF: 1) tasas decrecientes para el periodo de 1960 a 1984 de este indicador, cuyo rango va de 5.0% al inicio hasta su punto más bajo de -2.0% en 1984, y que concuerda con la etapa de convergencia económica regional en PIB por habitante hasta la entrada de México al Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT), que se ha identificado en la literatura especializada (Juan-Ramón y Rivera, 1996; Esquivel, 1999; Carrillo, 2001; Mendoza, 2012) y 2) para el periodo de 1985 en adelante, identificado como de divergencia económica (Rodríguez y Sánchez, 2002; Esquivel y Messmacher, 2002; Díaz, 2003; Aguayo, 2004; Rodríguez-Oreggia, 2005; Chiquiar, 2005; González-Rivas, 2007), las tasas de cambio de la PTF son crecientes (2.8% en 2013), pero a partir del año 2000 tienden asintóticamente a la curva del cambio tecnológico (“techo”).

Algunos de estos estudios han investigado el TLCAN y el proceso de divergencia, pero no han encontrado resultados contundentes que vinculen los patrones de apertura comercial a la explicación del crecimiento económico con divergencia regional de 1985 en adelante (ver gráfica 5).

⁵ Aunque la tendencia fue decreciente en todo el periodo, se parte de una alta tasa de crecimiento anual de la población al inicio de 3.15% (en 1960) y que alcanza un nivel de 1.36% en 2013 (datos del INEGI).

Gráfica 5

Tasa del cambio de la productividad total de los factores y sus componentes en la industria para el periodo 1960-2013, promedio por entidad federativa

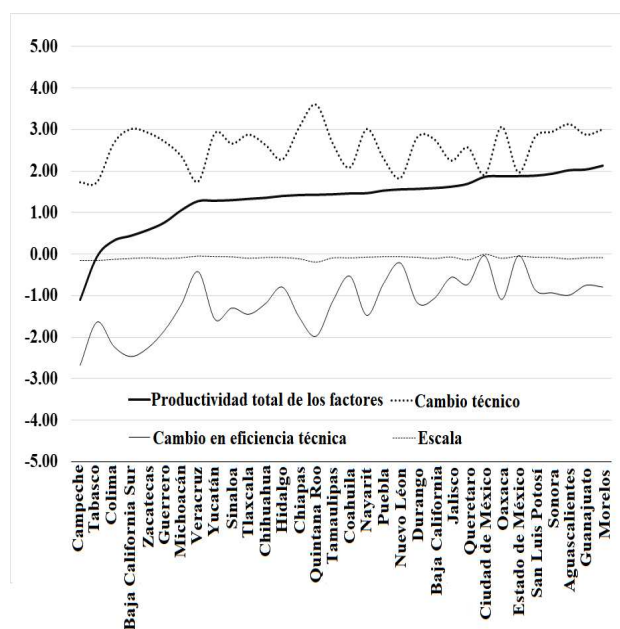


Fuente: Elaboración propia con base en la estimación del modelo TL.

Nota: Las tasas de cambio son en porcentaje.

Como era de esperarse, la expresión regional de este desempeño del cambio en la PTF ha sido desigual y heterogénea, aunque exhiben algunos aspectos estructurales similares. Estos indicadores ordenados (menor a mayor) de acuerdo con las tasas de cambios de la PTF, promedio para cada estado (gráfica 6), muestra la consistencia de la asociación entre estados dinámicos económicamente (altas tasas de crecimiento del PIB, cuadro 1) y altos promedios de crecimiento de la PTF, que se corresponden con entidades de perfil industrial y exportador tales como: Estado de México, San Luis Potosí, Sonora, Aguascalientes, Guanajuato y Morelos; y viceversa, bajas tasas de crecimiento del PTF y bajas tasas de crecimiento de la PTF.

Gráfica 6
Tasa del cambio de la productividad total de los factores y sus componentes en la industria por entidad federativa, promedio periodo 1960-2013



Fuente: Elaboración propia con base en la estimación del modelo TL.

Nota: Las tasas de cambio son en porcentaje.

5. Conclusiones, alcances y retos de investigación

En este trabajo se analizaron las principales fuentes de explicación de la productividad total de los factores (PTF) de la industria manufacturera regional de México para el periodo 1960-2013, mediante un modelo de frontera estocástica e ineficiencia técnica a la Battese y Coelli, (1992, 1995), con cambios en la eficiencia con función no lineal y aplicando el método de descomposición de la tasa de cambio de la PTF propuesto por Nishimizu y Page (1982) y Kumbhakar, Denny y Fuss. (2000). Con los resultados de la aplicación de la metodología comprobamos que, los cambios tecnológicos y en eficiencia técnica, son las dos principales fuentes de explicación de la tendencia no-lineal de los cambios en la PTF de la industria manufacturera regional de México en el periodo 1960-2013. Se identificaron, además, dos grandes

tendencias en la evolución de la PTF: 1) tasas decrecientes para el periodo de 1960 a 1984, cuyo rango va de 5.0% al inicio hasta su punto más bajo de -2.0% en 1984, y que coincide con la etapa de convergencia económica regional (Esquivel, 1999; Esquivel y Messmacher, 2002) y 2) para el periodo 1985-2013, identificado como de divergencia económica (Chiquiar, 2005), con cambios de la PTF crecientes, pero positivas a partir de los años noventa y, en particular, del año 2000 en adelante tiende asintóticamente a la curva del cambio tecnológico (“techo” de 2.8% en 2013).

La evolución en el tiempo de la PTF de la industria manufacturera nacional y sus componentes de cambios tecnológicos, eficiencia y en escala se pueden resumir en: *i*) la tasa de cambio de la eficiencia de escala es prácticamente estable en un nivel cercano a cero durante el periodo; *ii*) la curva de cambio técnico total (neutro y no-neutro) es ligeramente decreciente pero con niveles siempre positivos, es el componente que más aporta a la determinación del nivel de la tasa de cambio de la PTF y *iii*) la curva de la tasa de cambio en la eficiencia técnica es cuasi-paralela a la curva del cambio en la PTF, pero tendencialmente se comporta asintóticamente a la curva de eficiencia de escala, a partir del año 2000 de manera similar a como lo hace la PTF, pero ésta curva a la de cambio técnico. Por lo tanto, hay una “brecha” entre las curvas de cambio técnico y cambio en la eficiencia que se interpreta, estructuralmente, como el potencial para el crecimiento de la PTF de la industria regional.

Al asumir que la descomposición de la tasa de cambio de la PTF (Nishimizu y Page, 1982; Kumbhakar; Denny y Fuss, 2000) tiene cierto poder explicativo con la identificación de las fuentes del crecimiento de la PTF, los resultados anteriormente sugerían acciones de política pública que complementen las decisiones privadas con el objetivo de “romper” el estancamiento del crecimiento de la PTF, aparentemente estacionario a final del periodo. Los resultados de nuestra investigación sugieren que los esfuerzos se concentren en la posibilidad de mejorar la eficiencia de la industria manufacturera regional, con la cual se pueden reducir las desigualdades. Para ello, es importante identificar los posibles instrumentos de programas y políticas que incidan no solamente en la eficiencia sino también simultáneamente en el cambio técnico y en la escala.

En cuanto a los alcances de nuestra investigación, identificamos que la metodología de frontera estocástica de los modelos (Battese y Coelli, 1992; 1995) con efectos comunes en constante y con ineficiencia variante no-lineal con respecto al tiempo que aplicamos a la industria manufacturera de 1960-2013, tiene la ventaja de incorporar

la heterogeneidad en los cambios técnicos, eficiencia y de escala, y, por ello, se pudo identificar cada uno de estos componentes para las 32 entidades federativas, aunque tiene la desventaja de no incorporar heterogeneidad por las condiciones iniciales, que se pueden captar por constantes individuales estimadas por los métodos de efectos fijos y aleatorios. Para (Greene, 2005) el problema en los modelos de ineficiencia que varía en el tiempo a la (Battese y Coelli, 1992; 1995), es que se corre el riesgo de confundir toda la heterogeneidad como ineficiencia y la u_i puede estar capturando heterogeneidad en lugar de la ineficiencia. En consecuencia, para nosotros será un nuevo reto de investigación utilizar la metodología de frontera estocástica en panel con efectos fijos o aleatorios propuesta por (Greene, 2005), para incluir factores explicativos de la ineficiencia como el capital humano, inversión extranjera, capacidad instalada, fases de los ciclos económicos regionales, etc. (Mastromarco y Ghosh, 2009) y supuestos de endogeneidad de algunos de los insumos con métodos de estimación de máxima verosimilitud o de momentos, con Karakaplan y Kutlu (2017) y Karakaplan (2017).

Agradecimientos

Agradecemos los comentarios y recomendaciones de los árbitros. Esta investigación fue financiada por los proyectos PAPIIT IN309014: “Análisis de productividad y eficiencia del sector público a escala municipal (SPM) en México: un análisis de fronteras de producción” y PAPIIT IN304017: “Vinculación socioeconómica de las industrias creativas y culturales con el sistema urbano de México”; mara@unam.mx, mendozag@unam.mx, jmanuelca@gmail.com.

Referencias

- Aguayo Téllez, E. 2004. Divergencia regional en México, 1990-2000, *Ensayos*, XXIII(2): 29-42.
- Aguilar, G. 2010. Capacidad tributaria y finanzas públicas metropolitanas en México, *Estudios Demográficos y Urbanos*, 25(1): 103-132.
- . 2011. Eficiencia industrial en las regiones de México, *EconoQuantum*, 7(2): 93-113.

- Aigner, D., C. Lovell y P. Schmidt. 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of Economics*, 6: 21-37.
- Álvarez, A. 2007. Decomposing regional productivity growth using an aggregate production frontier, *The Annals of Regional Science*, 41: 431-441.
- Atayde, R.A. 2016. Análisis del crecimiento de la productividad total de los factores de los estados de México, 1988-2013, ponencia en 21 Encuentro nacional sobre desarrollo regional en México, Asociación Mexicana de Ciencias para el Desarrollo Regional, Mérida (mimeo).
- Bannister, G. y C. Stolp. 1995. Regional concentration and efficiency in Mexican manufacturing, *European Journal of Operational Research*, 80(3): 672-690.
- Battese, G. y T. Coelli. 1988. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data, *Journal of Econometrics*, 38: 387-399.
- Battese, G.E. y T. Coelli. 1992. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India, *Journal of Productivity Analysis*, 3: 153-169.
- . 1995. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data, *Empirical Economics*, 20: 325-332.
- Becerril Torres, O., I. Álvarez y L. Moral. 2010. Eficiencia técnica de las entidades federativas de México, *Sociedad y Territorio*, X(33): 485-511.
- Braun, F. y A. Cullmann. 2011. Regional differences of production and efficiency of Mexican manufacturing: An application of nested and stochastic frontier panel models, *The Journal of Developing Areas*, 45: 291-311.
- Brown, F. y L. Domínguez. 2004. Evolución de la productividad en la industria mexicana: una aplicación con el método Malmquist, *Investigación Económica*, 63(249): 75-100.
- . 2013. La productividad, reto de la industria mexicana, *Comercio Exterior*, 63(3): 12-23.
- Carrillo, M. 2001. La teoría neoclásica de la convergencia y la realidad del desarrollo regional en México, *Problemas del Desarrollo*, 32(127): 107-134.
- CEPAL. 2016. *Productividad y brechas estructurales en México*, subregión México, LC/MEX/L.1211: 1-72.
- Chávez, J. y F. Fonseca. 2012. Eficiencia técnica y estructural de la industria manufacturera en México: un enfoque regional, Banco de México, Documentos de investigación, núm. 2012-03.
- Chávez, J. y L. López. 2013. Un enfoque no paramétrico para la descomposición de la productividad del trabajo en la industria manufacturera regional, Banco de México, Documentos de investigación, núm. 2013-08, .
- Chiquiar, D. 2005. Why Mexico's regional income convergence broke down, *Journal of Development Economics*, 77: 257-275.
- Chow, G. y A. Lin. 1971. Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series, *The Review of Economics and Statistics*, 53(4): 372-375.
- Christensen, L., D. Jorgenson y L. Lau. 1973. Transcendental logarithmic production frontiers, *Review of Economics and Statistics*, 55: 28-45.
- Daraio, C. y L. Simar. 2007. *Advanced Robust and Nonparametric Methods in Efficiency Analysis. Methodology and Applications*, Springer, Nueva York.

- Díaz Bautista, A. y J. Sáenz. 2002. Productividad total factorial y el crecimiento económico de México, *Economía y Desarrollo*, 1(1): 105-180.
- Díaz Bautista, A. 2003. Apertura comercial y crecimiento regional, *Comercio Exterior*, 53(11): 995-1000.
- Diewert W.E. y A.O. Nakamura. 2007. Productivity measures and sustainable prosperity, *Seoul Journal of Economics*, spring issue: 93-128.
- Esquivel, G. y M. Messmacher. 2002. Sources of regional (non) convergence in Mexico (mimeo).
- Esquivel, G. 1999. Convergencia regional en México, 1940-1995, *El Trimestre Económico*, LXVI (264): 725-761.
- Farrell, M.J. 1957. The measurement of productive efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3): 253-281.
- Førsund, F.R. y L. Hjalmarsson. 1979. Generalised Farrell measures of efficiency: An application to milk processing in Swedish dairy plants, *Economic Journal*, 89: 294-315.
- Gatto, M.D., A.D. Liberto y C. Petraglia. 2011. Measuring productivity, *Journal of Economic Surveys*, 25(5): 952-1008.
- Germán-Soto, V. 2006. Crecimiento económico y convergencia regional en México, Universitat de Barcelona, tesis doctoral.
- . 2008. El stock de capital industrial medido a través de la relación inversión-empleo: estimaciones para los estados mexicanos, *Ensayos*, 27(1): 53-80.
- . 2013. *Metodología para generar información regional. Aplicación a la industria mexicana*, Plaza y Valdés, México, 1a. edición.
- González-Rivas, M. 2007. The effects of trade openness on regional inequality in Mexico, *The Annals of Regional Science*, 41(3): 545-561.
- Greene, W. 1997. *Econometric Analysis*, Nueva York, Prentice-Hall internacional, 3a. edición.
- . 2005. Fixed and random effects in stochastic frontier models, *Journal of Productivity Analysis*, 23(1): 7-32.
- Grosskopf, S. 1993. Efficiency and productivity, en H. Fried, C. Lovell y S. Schmidt (comps.), *Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press, pp. 160-194.
- Hernández Laos, E. 2005. La productividad en México. Origen y distribución, 1960-2002, *Economía UNAM*, 2(5): 7-22.
- . 2015. El crecimiento económico y la productividad en México, 1980-2011, *Economía Informa*, 391: 96-102.
- Heshmati, A. 1994. Estimating random effects production function models with selectivity bias: An application to Swedish crop producers, *Agricultural Economics*, 11(2-3): 171-189.
- INEGI. 2014. *SCNM: productividad total de los factores, modelo KLEMS*, México.
- Jondrow, J., C. Lovell, I. Materov y P. Schmidt. 1982. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model, *Journal of Econometrics*, 19(2/3): 233-238.
- Juan-Ramón, H. y L. Rivera-Batiz. 1996. Regional growth in México, 1970-1993, Working paper series (WP/96/92), International Monetary Fund.
- Karakaplan, M.U. 2017. Estimating endogenous stochastic frontier models in Stata, *Stata Journal*, 17: 39-55.

- y L. Kutlu. 2017. Handling endogeneity in stochastic frontier analysis, *Economics Bulletin*, 37(2): 889-901.
- Khayyat, N.T. 2015. *Energy Demand in Industry: What Factors Are Important?*, Springer, Netherlands.
- Kumbhakar, S., M. Denny y M. Fuss. 2000. Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient, *Econometric Reviews*, 19(4): 425-460.
- Kumbhakar, S., K. Wang y A. Horncastle. 2015. *A practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis using Stata*, Cambridge University Press.
- Lee, Y. y P. Schmidt. 1993. A production frontier model with flexible temporal variation in technical efficiency, en K.L.H. Fried y S. Schmidt (comps.), *The Measurement of Productive Efficiency*, University Press, Oxford, pp. 237-255.
- López-Córdova, E., G. Esquivel y A. Monge-Naranjo. 2003. NAFTA and manufacturing productivity in Mexico, *Economía UNAM*, 4(1): 55-98.
- Martínez Damián, M.A., J.J. Brambila y R. García. 2013. Índice de Malmquist y productividad estatal en México, *Agricultura, Sociedad y Desarrollo*, 10: 359-369.
- Mastromarco, C. y S. Ghosh. 2009. Foreign capital, human capital, and efficiency: A stochastic frontier analysis for developing countries, *World Development*, 37(2): 489-502.
- Meeusen, W. y Julien van Den Broeck. 1977. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error, *International Economic Review*, 18(2): 435-444.
- Mendoza, M. 1999. ¿Convergencia o divergencia regional en la productividad manufacturera de México?, en F.B. Grossman (comp.), *Productividad: desafío de la industria mexicana*, México, UNAM, pp. 79-100.
- Mendoza, M. 2012. Dinámica económica regional de largo plazo en México: 1940-2010, en M.Á. Mendoza, L. Quintana y N. Asuad (comps.), *Análisis espacial y regional: crecimiento, concentración económica, desarrollo y espacio*, Plaza y Valdés/UNAM, México.
- Murillo-Zamorano, L.R. y J.A. Vega. 2001. The use of parametric and non-parametric frontier methods to measure the productive efficiency in the industrial sector: A comparative study, *International Journal of Production Economics*, 69: 265-275.
- Murillo-Zamorano, L.R. 2004. Economic efficiency and frontier techniques, *Journal of Economic Surveys*, 18(1): 33-77.
- Nishimizu, N. y J. Page. 1982. Total factor productivity growth, technological progress and technical efficiency change: Dimensions of productivity change in Yugoslavia, *Economic Journal*, 92: 920-936.
- OCDE, 2009. *Estudios de la OCDE de innovación regional de 15 estados mexicanos*, OECD Publishing.
- Rodríguez-Oreggia, E. 2005. Regional disparities and determinants of growth in Mexico, *The Annals of Regional Science*, 39: 207-220.
- Rodríguez, A. y J. Sánchez. 2002. The impact of trade liberalization on regional disparities in Mexico, *Growth and Change*, 33: 72-90.
- Salgado, H. y L. Bernal. 2011. Multifactor productivity and its determinants: An empirical analysis for mexican manufacturing, *Journal of Productivity Analysis*, 36(3): 293-308.

- Sandoval, L., 2012. Frontera estocástica de la ineficiencia en el gasto público de México, 1998-2010, *ECORFAN Revista de Investigación*, 3(6): 1-30.
- Trejo-Nieto, A. 2012. *Economic Efficiency of the Mexican Metropolitan Regions Between 1998 and 2008: European Regional Science Association, 21-25th August 2012, Bratislava, Slovakia*, European Regional Science Association.
- Valderrama, A.L., O. Neme y H. Ríos. 2015. Eficiencia técnica en la industria manufacturera en México, *Investigación Económica*, LXXIV(294): 73-100.