

# Estimación de rendimientos crecientes en las manufacturas regionales mexicanas utilizando la ley Verdoorn

Isaac Leobardo Sánchez Juárez, Rosa María García Almada

Departamento de Ciencias Sociales  
Universidad Autónoma de Ciudad Juárez  
Ciudad Juárez, Chih., México  
[isaac.sanchez, maria.garcia]@uacj.mx

**Abstract**— This article aims to demonstrate the existence of increasing returns in mexican regional manufacturing industries. For this the Verdoorn law, according to which increases in industrial production translate into improvements in productivity was estimated. At work four different ways (equations) of the law were estimated, using the technique of Ordinary Least Square with regional data for the period 1993-2003, also were used time series to exhibit a Granger causality test between variables involved. The results, partially, confirm the existence of increasing returns and bidirectional causality between production and manufacturing productivity.

**Keyword**—*Verdoorn law, economic growth, manufactures, increasing returns, Mexico.*

**Resumen**— Este artículo tiene como objetivo demostrar la existencia de rendimientos crecientes en las industrias manufactureras regionales mexicanas. Para ello se estimó la ley Verdoorn, según la cual los incrementos en la producción industrial se traducen en mejoras de productividad. En el trabajo se estimaron cuatro diferentes formas (ecuaciones) de la ley, usando la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios con datos regionales para el periodo 1993-2003, también se recurrió a series de tiempo para exhibir una prueba de causalidad de Granger entre las variables involucradas. Los resultados confirman, parcialmente, la existencia de rendimientos crecientes, así como una causalidad bidireccional entre la producción y la productividad manufacturera.

**Palabras claves**— *Ley Verdoorn, crecimiento, manufacturas, rendimientos crecientes, México.*

## I. INTRODUCCIÓN

En un trabajo clave, Verdoorn [31], demostró a través de un sistema de ecuaciones simultáneas la constancia de la elasticidad de la productividad respecto al producto. Algo que a la larga se convertiría en el fundamento de los modelos de causación circular acumulativa del crecimiento, en ellos las aportaciones de Verdoorn constituyen el núcleo que permite explicar las diferencias en las tasas de crecimiento económico.

Originalmente el modelo de Verdoorn fue elaborado para determinar las implicaciones que tenía para la planeación de largo plazo estimar el nivel de productividad laboral. Con este objetivo en mente analizó las estadísticas de varios países, encontrando que existía una relación positiva entre la tasa de crecimiento de la productividad laboral y el volumen de producción industrial, que venía determinado por su elasticidad.

La aportación teórica realizada por Verdoorn fue el resultado de su análisis empírico, a partir del cual encontró que el valor promedio de la elasticidad de la productividad con respecto al producto era aproximadamente de 0.45. Lo que significaba que en el largo plazo, un cambio en el volumen de producción de 10 por ciento se asocia con un incremento promedio en la productividad laboral de 4.5 por ciento. Siendo lo anterior evidencia de rendimientos crecientes a escala en la industria.

El resultado no le pareció sorprendente ya que reconocía que *a priori* se tendría que encontrar una relación de este tipo entre ambas variables. Concluyó que un mayor volumen de producción manufacturera genera una mayor especialización y división del trabajo, y con ello se da un aumento en la productividad, la conexión en su opinión se generaba por el lado de la demanda.

La ley Verdoorn (LV) permite determinar la existencia de rendimientos crecientes en las industrias manufactureras, en virtud de esto, el artículo tiene como objetivo su verificación empírica, usando para ello datos macroeconómicos y regionales de la economía mexicana que son consistentes en el tiempo y fiables. Las estimaciones que se presentan son tanto de sección cruzada como series de tiempo, con lo cual se agrega nuevo conocimiento. La hipótesis sostenida es que existen rendimientos crecientes en las manufacturas regionales mexicanas durante el periodo objeto de estudio.

El documento está dividido en cuatro partes. En la primera se exponen algunas consideraciones teóricas relacionadas con la LV y las formas funcionales que serán estimadas en aras de demostrar la existencia de rendimientos crecientes en las manufacturas regionales mexicanas. La segunda hace una síntesis de los trabajos que han evaluado la pertinencia y relevancia de la LV, dicha revisión de la literatura permite destacar la contribución del trabajo. La tercera se dedica a la exposición de los datos, sus características y fuente. La cuarta corresponde a la presentación de las estimaciones realizadas con lo que se da cumplimiento al objetivo trazado en esta investigación. Al final se realizan algunas conclusiones preliminares y se establece la agenda de investigación.

## II. RENDIMIENTOS CRECIENTES Y LEY VERDOORN EN LAS MANUFACTURAS REGIONALES

La LV indica que  $p_i = f(q_M)$ , donde  $p_i$  es la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo en la manufactura y  $q_M$  es la tasa de crecimiento del producto manufacturero. La teoría detrás de esta relación es que los incrementos en el producto inducirán incrementos en la productividad laboral si la producción manufacturera está sujeta a rendimientos crecientes a escala de naturaleza estática y dinámica. Los rendimientos estáticos se relacionan con las bien conocidas economías técnicas de escala de la producción en masa. Los rendimientos dinámicos son variados, incluyen el proceso de aprender haciendo, acumulación de capital inducida, progreso técnico incorporado y economías que provienen de la expansión conjunta de un grupo de industrias interrelacionadas.

Existen dos maneras básicas de evaluar empíricamente la LV. Una consiste en regresar la tasa de crecimiento de la productividad sobre la tasa de crecimiento del producto manufacturero. La otra es regresar la tasa de crecimiento del empleo ( $e$ ) sobre la tasa de crecimiento del producto manufacturero, dado que la tasa de crecimiento del producto es la suma del crecimiento de la productividad y el crecimiento del empleo. En el primer caso se tiene una especificación lineal de la forma:

$$p_i = q_M - e_M = a + \lambda q_M \quad (1)$$

En el segundo caso se tiene:

$$e_M = q_M - p_i = -a + (1 - \lambda)q_M \quad (2)$$

De la ecuación 1 se puede observar que si no existe mucha variación en el crecimiento del empleo a través de las regiones, entonces  $\lambda = 1$ . Igualmente, si no hay mucha variación en la tasa de crecimiento a través de las regiones, entonces  $(1 - \lambda) = 1$  y  $\lambda = 0$ .

Siguiendo a León-Ledesma [14], se tiene que una debilidad importante de las especificaciones presentadas es que no toman en cuenta la contribución del capital a los rendimientos crecientes. En consecuencia las especificaciones más adecuadas para realizar las estimaciones son:

$$e_M = \pi + \gamma_1 q_M + \phi_2 k_M \quad (3)$$

$$q_M = \theta + \psi e_M + \xi k_M \quad (4)$$

Dado que el grado de rendimientos a escala no se puede obtener directamente, a menos que se mantengan ciertas hipótesis sobre la evolución del *stock* de capital. En el artículo se supone que  $\alpha$  y  $\beta$  son las elasticidades del producto con respecto al trabajo y al capital, y que la tasa de capital a producto es constante, bajo este supuesto el coeficiente de Verdoorn ( $\lambda$ ) proporciona una estimación insesgada de  $(1 - \beta)/\alpha$ . Dicho esto, una vez que se obtiene una medida de la tasa entre  $\alpha$  y  $\beta$  se puede obtener una estimación de  $\alpha + \beta$ . Si  $\alpha + \beta$  es más grande que 1, es posible afirmar que existen rendimientos crecientes.

Siguiendo a McCombie y de Ridder [17], se tiene que la ecuación 3 es la especificación de Kaldor [12] con el capital incluido y la especificación 4 es la de Rowthorn [28] con el capital incluido. De la ecuación 3 se tiene que  $\alpha + \beta = (1 - \phi)/\gamma$ . Y de la ecuación 4  $\alpha + \beta = \xi + \psi$ , de este modo se cuenta con una medida directa de los rendimientos crecientes a escala.

Para Bairam [2] los resultados de estudios empíricos realizados con estimaciones de la ecuación 3, la variable  $k_M$  en general no es significativa y sale con el signo equivocado, en la ecuación 4,  $k_M$ , siempre tiene el signo correcto y es estadísticamente significativa. El resultado en 3 se asume a un error de especificación, ya que si el crecimiento está restringido por la demanda,  $k_M$ , es una variable endógena y no debe incluirse como regresor. Si el crecimiento del *stock* de capital es endógeno, debido a que se determina principalmente por el crecimiento del producto, entonces una mejor especificación de la ley vendría dada por:

$$ift = \delta_1 + \sigma_1 q_M \quad (5)$$

ó

$$q_M = \delta_2 + \sigma_2 ift \quad (6)$$

Donde *ift* es la tasa de crecimiento de los insumos factoriales totales, medida como  $ift = \vartheta e_M + (1 - \vartheta)k$ ,  $\vartheta$  es un ponderador de la participación del empleo en el PIB regional manufacturero o bien se puede ver a  $\vartheta$  y  $(1 - \vartheta)$  como las contribuciones del empleo y del capital al valor agregado de la manufactura. La ecuación 5 es la versión de Kaldor, mientras que la 6 es la de Rowthorn. El grado de rendimientos crecientes a escala vendría dado por  $\alpha + \beta = 1/\sigma_1$  en la especificación de Kaldor y  $\alpha + \beta = \sigma_2$  en la especificación de Rowthorn [14]. Para mayores referencias teóricas sobre la ley Verdoorn véase el trabajo de Sánchez [29].

### III. EVIDENCIA INTERNACIONAL DE LA LEY VERDOORN Y RENDIMIENTOS CRECIENTES

Desde la aparición del trabajo seminal de Verdoorn en 1949 y en especial a partir de la exposición de Kaldor en 1966, la literatura existente sobre la ley ha sido numerosa, especialmente en el contexto internacional, no así en el nacional donde existen relativamente pocas investigaciones.

Para McCombie y de Ridder [16], la LV permite capturar los rendimientos crecientes en la manufactura. Confirman su validez usando datos regionales de la economía norteamericana en una muestra de 49 y 20 estados de 1947 a 1963, usaron también datos de sección cruzada para una muestra 12 países de la OCDE de 1950 a 1970. Básicamente regresaron la tasa de crecimiento del empleo sobre la del producto manufacturero y la tasa de crecimiento del producto sobre la tasa de crecimiento del empleo manufacturero, usando mínimos cuadrados ordinarios y variables instrumentales. Debe destacarse que su análisis de series de tiempo no les permitió distinguir entre la ley de Okun y la LV.

En ese mismo año Chatterji y Wickens [5], confirmaron la LV al encontrar coeficientes menores a la unidad, usaron un modelo en el que la productividad laboral manufacturera se presentaba como variable endógena y el crecimiento del empleo manufacturero como exógeno, extendido por el crecimiento del capital y el cambio en las horas trabajadas. Su muestra incluyó 6 países de la OCDE (Canadá, Alemania, Italia, Japón, Reino Unido y Estados Unidos) de 1960 a 1980, usaron un modelo dinámico generalizado con series de tiempo. Sus resultados les indicaron que el crecimiento del producto y la productividad se caracterizan por ser procesos interrelacionados. El primero es un proceso donde el crecimiento del empleo está determinado por el crecimiento del producto y el salario real, y el segundo es un proceso donde el crecimiento de la productividad está determinado por la acumulación de capital y el crecimiento del empleo.

Utilizando datos de 12 países de 1950 a 1980, para estimar la validez de la LV, Michl [19] encontró que la función de progreso técnico aumentada (que incluye la tasa de crecimiento de capital a trabajo) explica de mejor manera las variaciones en las tasas de crecimiento de la productividad que la LV simple. Sus estimaciones confirman la existencia de sustanciales rendimientos crecientes a escala.

Para mediados de los años ochenta la literatura existente sobre la ley era amplia, sin embargo el debate continuaba y de hecho no ha terminado hasta nuestros días, ya que en los últimos años continúan apareciendo investigaciones realizadas en diferentes partes del mundo, con diferentes métodos estadísticos y diferentes muestras. McCombie [18] agregó un elemento nuevo a su interpretación de la ley, al calcular el efecto que la tasa de crecimiento del producto manufacturero tenía sobre la tasa de crecimiento de la productividad total factorial en 9 países industrializados de 1955 a 1979. Usando mínimos cuadrados en tres etapas, mínimos cuadrados ordinarios y un modelo de ecuaciones simultáneas (que incluía una función de oferta de trabajo y la LV con la tasa de crecimiento del *stock* de capital), encontró un coeficiente de Verdoorn significativo para el periodo 1955 a 1965, pero no para el periodo 1965-1979. Cuando usó la productividad total factorial como el regresando, el coeficiente de Verdoorn fue significativo para ambos periodos indicando la presencia de sustanciales rendimientos crecientes.

La existencia o no de rendimientos crecientes en las manufacturas es de fundamental importancia para entender el proceso de crecimiento económico, es por ello que Fingleton y McCombie [8] consideraron el rol que estos pueden jugar en la explicación empírica de las disparidades en las tasas de crecimiento en las regiones de la Unión Europea. Realizaron estimaciones de la LV utilizando datos para 178 regiones europeas de 1979 a 1989. La ley incluyó una variable de productividad espacialmente rezagada y fue estimada por el método de máxima verosimilitud. Estimaron la contribución de la difusión espacial de cambio técnico y además la relación entre la ley estática y dinámica. Los resultados sugieren la existencia de rendimientos crecientes a escala que si se comparan con las estimaciones del modelo de convergencia neoclásico de Barro y Sala-i-Martin indicarían convergencia.

El *test* de cointegración de Johansen fue utilizado por Harris y Lau [10], con datos de 16 industrias regionales del Reino Unido de 1968 a 1991, para estimar rendimientos crecientes a escala. Incluyeron una medida del capital, ya que en su opinión esto permite superar los problemas de simultaneidad asociados con la estimación de una ecuación simple de la ley. Encontraron que la norma en las industrias regionales es la existencia de rendimientos crecientes.

Usando series de tiempo de la economía holandesa, Fase y Winder [7], encontraron que la LV solo es válida bajo ciertos supuestos y usando una función de elasticidad de sustitución constante y derivando una relación de estado estacionario alternativa, de acuerdo con la cual la productividad laboral depende del producto y del salario real. Tanto para las manufacturas como para los servicios, la productividad laboral, el producto y los salarios reales se mostraron cointegrados. Sin embargo, el tamaño de los errores estándar de los parámetros estimados de estado estacionario hace pensar que la evidencia no es concluyente.

Utilizando la LV como marco para la determinación de rendimientos crecientes en las regiones españolas para el periodo 1962-1991, León-Ledesma [14], encontró evidencia de rendimientos crecientes para el sector manufacturero y de servicios. Además, a partir de estimar la ley en su forma estática y dinámica, no encontró apoyo para la hipótesis según la cual una función de producción Cobb-Douglas es la relación técnica subyacente a la ley. Utilizó el método de panel de datos con efectos fijos y aleatorios.

Preocupado por el tema de la convergencia regional, Fingleton [9], utilizó la LV como marco de análisis para crear un modelo estructural de 60 países. Entre otros resultados encontró que el crecimiento de la productividad agregada depende del crecimiento del producto agregado, la acumulación de capital y el nivel inicial de tecnología doméstica respecto al país líder, pero a su vez el crecimiento del producto agregado depende del crecimiento de la productividad agregada estableciendo una relación causal de dos vías entre las dos variables. La tasa de crecimiento del producto agregado, además depende del nivel de tecnología regional, posiblemente porque un bajo nivel de tecnología en países vecinos está asociado con una rápida tasa de crecimiento de la población y el producto pero con una muy pequeña tasa de crecimiento de la productividad, esto estimula las exportaciones y de aquí el crecimiento del producto doméstico.

En su intento por examinar las tendencias del crecimiento regional y la convergencia con respecto a las regiones de Grecia, Paschaloudis y Alexiadis [25] establecieron la validez de la LV; adicional a esto evaluaron la convergencia regional en el marco del modelo de Barro y Sala-i-Martin. Con datos para 13 regiones en Grecia de 1974 a 1998 y aplicando las técnicas de mínimos cuadrados ordinarios, panel de datos con efectos fijos y aleatorios, encontraron que las regiones de Grecia convergen a una tasa en extremo lenta. Ésta situación puede atribuirse a diferencias en la especialización regional. Aún más, tanto el sector de los servicios como las manufacturas están sujetos a rendimientos crecientes. Por lo tanto, para ellos el sector de los servicios no debe ser visto como pasivo, sino más bien como líder de la economía Griega.

A través de un modelo de corrección de errores y *test* de causalidad de Granger Lemos *et al.* [13] demuestran que la productividad, sobre todo después del proceso de apertura en Brasil, se incrementa como resultado de incrementos en el producto industrial. De 1985 a 1997 reportan evidencia de la LV.

Al igual que algunos de los trabajos mencionados antes, Mora [21], intenta contrastar la teoría ortodoxa de crecimiento neoclásica con la teoría heterodoxa del crecimiento de base post-keynesiana. Afirma que los análisis de crecimiento del tipo neoclásico deberían diferenciar las economías al considerar la presencia de parámetros estructurales distintos para diversos grupos de regiones. La estimación de la LV y su condicionamiento con respecto a niveles iniciales de ciertos parámetros (capital público, capital humano, *gap* tecnológico) le permite confirmar la idea de que las provincias españolas pertenecen a diversos clubes de convergencia. Para su estimación usó datos de 1955 a 1995, a los que aplicó la técnica de mínimos cuadrados y un modelo de regresión con umbral, también descartó la presencia de autocorrelación espacial. Su investigación confirma un coeficiente de Verdoorn cercano a 0.5, indicando con ello la presencia de rendimientos crecientes.

El caso Chino es bastante interesante ya que lejos de guiarse por el mercado y los principios de apertura y liberalización plena, su economía se mueve entre un Estado fuerte y planificador y un mercado emergente. La premisa es que como miembro de la Organización Mundial de Comercio las prácticas de comercio internacional chino son consistentes con el principio de especialización basado en la ventaja comparativa. Sin embargo, las reformas comerciales que se iniciaron desde la Revolución Cultural (1976) han hecho de la inversión directa uno de los principales vehículos para la promoción de exportaciones manufactureras intensivas en capital. Rima [27] argumenta que estas reformas reflejan iniciativas de política que son más consistentes con la LV y el principio de “desahogo de excedentes” de Adam Smith que con el criterio de eficiencia basado en la teoría Heckscher-Ohlin-Samuelson-Vanek del

comercio internacional. Aunque no presenta evidencia estadística para sus afirmaciones, sus argumentos son bastante convincentes.

Jeon [11] aportó evidencia estadística para las afirmaciones de Rima [27], con datos de las 31 regiones administrativas de la economía China para el periodo 1979-2004, usó técnicas de series de tiempo y panel de datos, demostrando el cumplimiento de la LV.

Las fuentes del crecimiento en la economía China se pueden entender perfectamente con un marco teórico de crecimiento heterodoxo. El éxito relativo de esta economía obedece a su tremenda vocación industrial, un resultado que se observa más allá de las estadísticas, al revisar el origen de muchas de las mercancías que a diario se consumen en el mundo. La industria manufacturera ha sido clave para el desarrollo de China durante el proceso de reforma, dado que ésta presenta notables rendimientos crecientes a escala, el coeficiente de Verdoorn fue del orden de 0.1774.

Oliveira *et al.* [24] analizaron la evidencia empírica en torno a los efectos de los rendimientos crecientes a escala y la difusión internacional de la tecnología sobre la industria manufacturera brasileña. Usando un modelo de vectores autoregresivos estimaron los coeficientes asociados a la relación entre el crecimiento del producto industrial, la productividad laboral, las exportaciones y el diferencial tecnológico entre los Estados Unidos y Brasil. Las observaciones utilizadas fueron trimestrales de 1976 a 2000. Encontraron rendimientos crecientes en la industria manufacturera brasileña, pero con algunas limitaciones estructurales.

Angeriz *et al.* [1], utilizando información de las regiones europeas para el periodo 1986-2002 calcularon la ley tanto por el lado de la demanda (se usa como regresor el crecimiento del producto manufacturero y como regresando la productividad total factorial), como por el lado de la oferta (se usa como regresor la productividad total factorial y como regresando el crecimiento de los insumos factoriales totales). En el caso de la primera forma se demuestra la existencia de rendimientos crecientes, mientras que utilizando la segunda no se puede rechazar la existencia de rendimientos constantes. En particular, la estimación de la especificación de la LV por el lado de la demanda en su forma estática arroja rendimientos constantes, mientras que la estimación dinámica sugiere rendimientos crecientes.

Pereira-Dominguez [26], evaluó la LV con datos de Portugal y sus regiones para el periodo 1986-1999, estimó la versión de Kaldor y la de Rowthorn, encontrando evidencia de rendimientos crecientes en la industria, pero también en el sector de los servicios. Millemaci y Ofria [20], evaluaron la LV en su forma dinámica para una muestra de países desarrollados, usando datos de 1970 a 2006. El método utilizado fue el de variables-instrumentales a partir del cual encontraron que la ley es válida para las manufacturas y que el coeficiente estimado es estable a lo largo del periodo.

Para el caso de México, Ocegueda [22] confirmó la existencia de rendimientos crecientes en las manufacturas usando datos estatales. En otro trabajo, Ocegueda [23], estimó la LV con datos del estado de Baja California de 1980 al 2001; usó una ecuación en la que la productividad total factorial funciona como regresando y la tasa de crecimiento del producto manufacturero como regresor. Aplicó mínimos cuadrados ordinarios y un modelo de efectos fijos para considerar la posibilidad de diferencias individuales entre los sectores económicos analizados. Encontró un coeficiente de Verdoorn de 0.66 para las manufacturas del estado de Baja California, de 0.56 para las actividades comerciales y de 0.29 para las de servicios, los resultados implican la existencia de rendimientos crecientes a escala. Debe destacarse que sus resultados indican que no es en las actividades manufactureras en donde se manifiestan con mayor énfasis esta clase de fuerzas.

Calderón y Martínez [3] analizan desde la perspectiva de la LV el impacto de la apertura y liberalización económica sobre las industrias manufactureras regionales en México. Utilizan mínimos cuadrados ordinarios para datos de nueve regiones en México de 1960 a 1980, de 1985 a 1993 y de 1993 a 1998. Sus resultados indican rendimientos crecientes tanto para la estimación de la tasa de crecimiento

de la productividad como regresando y el crecimiento del producto manufacturero como regresor como para la del crecimiento del producto como regresando y el empleo como regresor. Al condicionar por los salarios de eficiencia y un indicador de especialización industrial regional se encontraron coeficientes de Verdoorn significativos para el periodo 1993-1998 y 1960-1970 siendo mayor en el primero, lo que indicó el favorable impacto de la apertura sobre el empleo y la productividad. Los salarios de eficiencia resultaron positivos pero con signo contrario al esperado.

En otro trabajo, Calderón [4], comprobó la existencia de rendimientos crecientes a escala en las industrias manufactureras regionales de México para el periodo 1999-2004, con la técnica de mínimos cuadrados ordinarios, utilizando tanto la especificación de Kaldor de la LV como la de Rowthorn. Según sus resultados las industrias manufactureras de las mesoregiones Centro y Centro/Oeste sigue siendo dominantes a pesar de la apertura económica, el resto de regiones está sujeta a la dinámica de estas dos. La región con los rendimientos más bajos fue la Noroeste.

Finalmente, en el caso mexicano se tiene la investigación de Sánchez [30], la cual aporta evidencia de rendimientos crecientes en las manufacturas mexicanas usando para ello datos del periodo 1993-2003, a los que aplicó las técnicas de mínimos cuadrados ordinarios y panel de datos (tanto efectos fijos como aleatorios). En aquel trabajo se estimaron las ecuaciones 1 a 4 presentadas líneas arriba, en este sentido, el presente capítulo resulta en una ampliación de aquel, al sumar dos nuevas ecuaciones para estimar la LV, agregar el análisis de series de tiempo y considerar siete regiones del país (las regiones utilizadas en el estudio fueron:

- 1) Centro: Distrito Federal, México, Puebla, Hidalgo, Morelos y Tlaxcala;
- 2) Centro norte: Guanajuato, Querétaro, San Luis Potosí, Durango, Aguascalientes y Zacatecas;
- 3) Frontera norte: Nuevo León, Chihuahua, Baja California, Coahuila, Tamaulipas y Sonora;
- 4) Pacífico: Baja California Sur, Sinaloa y Nayarit;
- 5) Sur: Oaxaca, Guerrero y Chiapas;
- 6) Occidente: Jalisco, Michoacán y Colima; y
- 7) Golfo: Veracruz, Tabasco, Yucatán, Campeche y Quintana Roo).

#### IV. DATOS, FUENTE Y MÉTODO PARA LAS ESTIMACIONES

Para la estimación de la ecuación 1 se usaron datos de sección cruzada de treinta y dos entidades federativas (agrupadas en las siete regiones indicadas) y nueve ramas de actividad manufacturera para el periodo 1993-2003. Se usaron las tasas de crecimiento de la productividad laboral y las del crecimiento del valor agregado manufacturero, en valores reales de 1993; toda la información se obtuvo de los Censos Industriales que publica el INEGI.

La ecuación 1 también se estimó usando series de tiempo mensuales provenientes de la Encuesta Industrial Mensual para el periodo enero de 1994 a diciembre del 2008. Las variables utilizadas fueron los logaritmos de la productividad laboral (medida como número de bienes generados por horas hombre ocupadas) y del valor de la producción en toda la industria manufacturera, ambas en valores reales del 2003.

La estimación de la ecuación 2 se verificó con datos de sección cruzada de treinta y dos entidades federativas (agrupadas en siete regiones) y nueve ramas de actividad manufacturera para el periodo 1993-2003. Se usaron las tasas de crecimiento del empleo y del valor agregado manufacturero, estas últimas en valores reales de 1993; toda la información se obtuvo de los Censos Industriales. Los

resultados de estimar las ecuaciones 3 y 4 para el periodo 1993-2003 con datos por entidad federativa se presentan en Sánchez [30].

Para las ecuaciones 5 y 6 se usaron datos de sección cruzada para treinta y dos entidades federativas (agrupadas en siete regiones) y nueve ramas de la manufactura para el periodo 1993-2003, con datos provenientes de los Censos Industriales, deflactados tomando como año base 1993. Las variables consideradas fueron la tasa de crecimiento del valor agregado manufacturero y la tasa de crecimiento de los insumos factoriales totales (compuesta por la suma de la participación del empleo y la formación bruta de capital en el valor agregado total).

La Figura 1 explica el proceso que se utilizó para la comprobación de la hipótesis. En primer lugar, partiendo de la teoría expuesta, en nuestro caso la LV, se estimaron las ecuaciones indicadas, posteriormente se evaluaron y cuando fueron adecuadas se finalizó al algoritmo confirmando tentativamente la hipótesis, caso contrario si el modelo no fue adecuado, se reporta y se rechaza parcialmente la hipótesis sugerida dando término al proyecto econométrico.

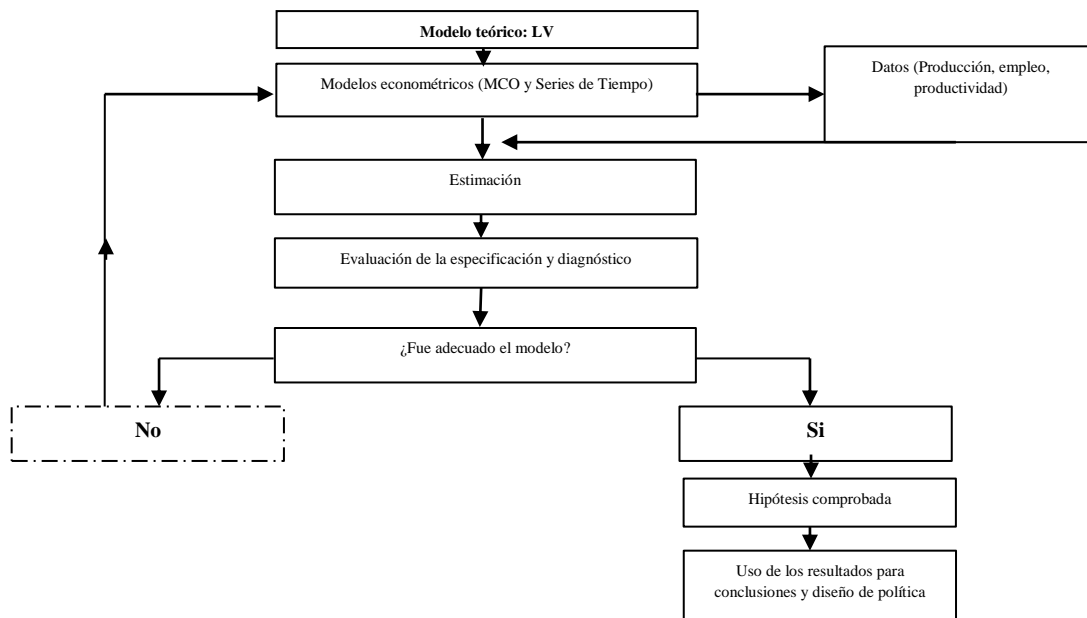


Fig. 1. Estrategia analítica. Elaborado a partir de Maddala [15].

## V. RENDIMIENTOS CRECIENTES, MANUFACTURAS Y LEY VERDOORN EN MÉXICO

La estimación de la LV ofrece evidencia de la existencia o no de rendimientos crecientes a escala en la industria manufacturera y con ello es posible determinar la existencia o no de procesos de causación circular acumulativa virtuosa en las regiones o a nivel agregado.

Su cumplimiento significa que la productividad se determina de manera endógena por el ritmo de acumulación, además de confirmarse el incremento del empleo como consecuencia del incremento en la producción. Desde esta perspectiva el ritmo de expansión del mercado es lo que incrementa la productividad, el supuesto esencial es la existencia de rendimientos crecientes a escala, derivados de las interacciones de los factores estáticos y dinámicos asociados con los incrementos de la escala de producción industrial.



Tabla I. Ley Verdoorn: Mínimos cuadrados ordinarios, ecuación 1, 1993-2003.

	Centro	Centro norte	Frontera	Pacífico	Sur	Occidente	Golfo
<b>Variable independiente/Dependiente</b>	<i>p</i>	<i>p</i>	<i>p</i>	<i>p</i>	<i>p</i>	<i>p</i>	<i>P</i>
<i>Constante</i>	-0.213* (-2.99)	0.174 (1.58)	0.265* (2.99)	-0.014 (-0.19)	-0.587* (-2.52)	-0.241* (-2.25)	0.151 (1.10)
<i>q<sub>M</sub></i>	0.709* (22.0)	0.131* (4.96)	0.026* (2.45)	0.164* (3.68)	1.140* (5.23)	0.622* (2.36)	0.173* (4.07)
<i>N</i>	54	54	54	27	27	27	45
<i>R<sup>2</sup>ajustado</i>	0.94	0.41	0.04	0.40	0.80	0.67	0.39
<i>F estadístico</i>	873.9	38.81	3.71	18.59	107.59	56.06	30.05
<i>D.W.</i>	1.71	1.69	1.82	1.99	1.38	1.64	1.73
<i>Prueba JB normalidad<sup>+</sup></i>	63.66 (0.000)	38.83 (0.000)	34.62 (0.000)	4.23 (0.120)	3.44 (0.178)	70.45 (0.000)	42.75 (0.000)
<i>Prueba White heterocedasticidad</i>	12.54 (0.000)	5.20 (0.008)	0.42 (0.653)	10.6 (0.000)	8.58 (0.001)	146.65 (0.000)	3.82 (0.029)
<i>Prueba Ramsey forma funcional</i>	16.18 (0.000)	11.95 (0.001)	6.18 (0.016)	6.28 (0.019)	55.69 (0.000)	0.461 (0.505)	1.21 (0.277)
Rendimientos ( $\alpha + \beta$ )	1.54	1.07	1.01	1.08	2.32	1.45	1.09
<i>Test de Wald RCE <math>\chi^2</math> (1)</i> <i>(p-value)</i>	8.94 (0.004)	2.50 (0.119)	8.96 (0.004)	0.03 (0.849)	6.36 (0.018)	5.09 (0.033)	1.22 (0.274)

Wald RCE es la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala. Prueba *t* entre paréntesis \* Coeficiente estadísticamente significativo al 5% + Probabilidad entre paréntesis, la hipótesis nula es que se tiene normalidad, homocedasticidad y buena forma funcional. Errores estándar & covarianza consistentes con heterocedasticidad de White.

Al realizar las estimaciones de la ecuación 1 con mínimos cuadrados ordinarios para el periodo de estudio, lo primero que se encontró es que el coeficiente asociado a la producción manufacturera es estadísticamente significativo para todas las regiones y tiene el signo positivo esperado (ver Tabla 1). El ajuste de las estimaciones fue particularmente bueno en las regiones Centro, Sur y Occidente. La prueba de normalidad fue superada en las regiones Pacífico y Sur. La prueba de heterocedasticidad fue favorable para la región Frontera. En cuanto a correcta forma funcional, solamente las regiones occidente y Golfo la superaron. En un primer momento se hallaron rendimientos crecientes en todas las regiones, particularmente en el Centro, Sur y Occidente; no obstante, al realizar la prueba de Wald, únicamente en las regiones Centro, Frontera, Sur y Occidente puede afirmarse sus industrias manufactureras presentan rendimientos crecientes.

Con las series de tiempo de la productividad laboral manufacturera y el PIB manufacturero (ecuación 1) también se realizaron pruebas de estacionariedad, para después verificar la existencia de una relación a largo plazo entre las series y la dirección de causalidad. En las tablas 2 y 3 se presentan las pruebas de raíces unitarias realizadas, para ambas series se demostró que presentan raíz unitaria en niveles y estacionariedad en diferencias, por lo que ambas son integradas de primer orden. El número de rezagos se escogió de forma automática usando el Criterio de Información de Akaike (CIA).

Tabla II. Prueba de raíces unitarias para la productividad laboral manufacturera 1994.1-2008.12

Hipótesis nula:	Log de Pro tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto y tendencia		
Rezagos:	13 con 13 como máximo, CIA		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		<b>-1.823</b>	<b>0.689</b>
Valores críticos:	Nivel 1%	-4.014	
	Nivel 5%	-3.437	
	Nivel 10%	-3.142	
Hipótesis nula:	Log de Pro tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	12 con 13 como máximo, CIA		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		<b>0.430</b>	<b>0.983</b>
Valores críticos:	Nivel 1%	-3.469	
	Nivel 5%	-2.878	
	Nivel 10%	-2.576	
Hipótesis nula:	D (log Productividad) tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	11 con 13 como máximo, CIA		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		<b>-4.472</b>	<b>0.000</b>
Valores críticos:	Nivel 1%	-3.469	
	Nivel 5%	-2.878	
	Nivel 10%	-2.576	

Tabla III. Prueba de raíces unitarias para el PIB manufacturero 1994.1-2008.12

Hipótesis nula:	Log del PIB man tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto y tendencia		
Rezagos:	13 con 13 como máximo, CIA		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		<b>-1.899</b>	<b>0.650</b>
Valores críticos:	Nivel 1%	-4.014	
	Nivel 5%	-3.437	
	Nivel 10%	-3.142	
Hipótesis nula:	Log del PIB man tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	13 con 13 como máximo, CIA		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		<b>-0.437</b>	<b>0.898</b>
Valores críticos:	Nivel 1%	-3.469	
	Nivel 5%	-2.878	
	Nivel 10%	-2.576	
Hipótesis nula:	D (log PIB man) tiene raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	12 con 13 como máximo, CIA		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		<b>-4.655</b>	<b>0.000</b>
Valores críticos:	Nivel 1%	-3.469	
	Nivel 5%	-2.878	
	Nivel 10%	-2.576	

Dado que para las dos variables consideradas se presenta raíz unitaria en los niveles y estacionariedad en primeras diferencias, es teóricamente posible realizar el test de cointegración. La relación de largo plazo entre el logaritmo de la productividad manufacturera y el PIB manufacturero puede ser detectada por el método de cointegración de Engle y Granger [6].

Tabla IV. Ecuación de cointegración

Variable dependiente:	Log Productividad			
Método:	Mínimos cuadrados ordinarios			
Muestra:	1994.1-2008.12			
Observaciones:	180			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	<b>-2.9052</b>	0.3789	<b>-7.6683</b>	0.0000
Log PIB manufacturero	<b>1.0539</b>	0.0463	<b>22.832</b>	0.0000
R <sup>2</sup> ajustada	0.7440	<i>F estadístico</i>	521.33	

Los resultados de estimar la ecuación de cointegración se muestran estadísticamente significativos y la bondad de ajuste resultó aceptable, lo que se puede ver en el Tabla 4. El producto manufacturero parece tener una relación de largo plazo con la productividad manufacturera.

El segundo paso del procedimiento de cointegración de Engle y Granger [6] consiste en realizar pruebas de raíces unitarias con los residuos de la ecuación de cointegración. Los resultados confirman la hipótesis de estacionariedad en los residuos o lo que es lo mismo se rechaza la hipótesis de raíz unitaria. Por ello se concluye que existe cointegración entre la series.

Tabla V. Prueba de cointegración

Hipótesis nula:	Residuos con raíz unitaria		
Exógenas:	Intercepto		
Rezagos:	4		
		Estadístico t	Probabilidad
Test estadístico Dickey-Fuller Aumentado		<b>-6.159</b>	<b>0.0000</b>
Valores críticos:	Nivel 1%	-3.468	
	Nivel 5%	-2.878	
	Nivel 10%	-2.576	

Conociendo que las series están cointegradas, el siguiente paso consiste en realizar un modelo de corrección del error con los residuos generados en la regresión de cointegración con rezago, que debe pasar todas las pruebas de correcta especificación, de modo que permita realizar el test de causalidad de Granger. En la Tabla 6 se presenta dicho modelo.

Tabla VI. Modelo de corrección del error

Variable dependiente:	D(Productividad)			
Método:	Mínimos cuadrados ordinarios			
Muestra:	1994.2-2008.12			
Observaciones:	179			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
C	0.0009	0.0009	0.9415	0.3477
D(PIB industrial)	0.2973	0.0324	9.1739	0.0000
Residuos (-1)	<b>-0.1062</b>	0.0326	<b>-3.2541</b>	0.0014
R <sup>2</sup> ajustada	0.2227	<i>F estadístico</i>	26.50	

El modelo de corrección del error pasa todas las pruebas de correcta especificación y con ello se demuestra la cointegración de la series. Una vez hecho lo anterior, se realizó el test de causalidad de Granger para verificar la relación de causalidad entre las dos variables. El resultado es que existe entre ambas series una retroalimentación o causalidad bidireccional, es decir la productividad causa al producto manufacturero y éste causa a la productividad, un hallazgo que compatible con la LV.

Tabla VII. Test de causalidad de Granger entre el PIB manufacturero y la productividad

Rezagos:	19		
Muestra:	1994.1-2008.12		
Observaciones:	161		
Hipótesis nula:		Estadístico F	Probabilidad
PIB man no es causa Granger de la Productividad		<b>2.1839</b>	0.0057
Productividad no es causa Granger del PIB man		<b>2.1491</b>	0.0067

Los resultados de estimar con mínimos cuadrados ordinarios las ecuaciones 2, 5 y 6 se presentan en las Tablas 8, 9 y 10. En el caso de la ecuación 2 para todas las regiones se encontró un coeficiente de la variable independiente positivo y estadísticamente significativo, lo que favorece la hipótesis de investigación, también se observa que en todas las regiones existen rendimientos crecientes; no obstante, salvo las regiones Sur y Occidente, todas las estimaciones tienen algún problema en su especificación. Y al realizar la prueba de Wald, únicamente la región Occidente parece presentar rendimientos crecientes.

Tabla VIII. Ley Verdoorn: Mínimos cuadrados ordinarios, ecuación 2, 1993-2003

	Centro	Centro norte	Frontera	Pacífico	Sur	Occidente	Golfo
<b>Variable independiente/Dependiente</b>	$e_M$	$e_M$	$e_M$	$e_M$	$e_M$	$e_M$	$e_M$
<i>Constante</i>	0.034 (1.60)	0.092 (1.81)	-0.019 (-0.627)	0.050 (1.42)	0.052 (1.08)	0.075* (2.39)	0.018 (0.56)
$q_M$	0.459* (7.54)	0.400* (3.13)	0.754* (12.78)	0.629* (13.72)	0.456* (4.62)	0.361* (6.75)	0.599* (16.56)
$n$	54	54	54	27	27	27	45
$R^2$ ajustado	0.70	0.37	0.71	0.87	0.48	0.62	0.73
$F$ estadístico	126.46	33.30	136.35	175.44	25.03	44.31	120.63
$D.W.$	1.87	2.22	2.09	2.11	1.74	1.25	1.50
<i>Prueba JB normalidad*</i>	6.15 (0.046)	81.80 (0.000)	14.01 (0.000)	11.93 (0.002)	2.60 (0.271)	2.49 (0.287)	4.54 (0.103)
<i>Prueba White heterocedasticidad</i>	3.13 (0.052)	16.38 (0.000)	0.117 (0.889)	0.514 (0.604)	0.611 (0.550)	1.31 (0.287)	3.26 (0.048)
<i>Prueba Ramsey forma funcional</i>	0.193 (0.662)	9.33 (0.003)	0.192 (0.662)	4.27 (0.049)	0.139 (0.712)	2.43 (0.132)	0.362 (0.550)
Rendimientos ( $\alpha + \beta$ )	1.37	1.42	1.14	1.22	1.37	1.46	1.25
<i>Test de Wald RCE <math>\chi^2(1)</math></i> <i>(p-value)</i>	2.66 (0.108)	3.59 (0.063)	0.38 (0.537)	2.12 (0.157)	1.25 (0.274)	6.16 (0.020)	0.32 (0.569)

Wald RCE es la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala. Prueba  $t$  entre paréntesis \* Coeficiente estadísticamente significativo al 5% + Probabilidad entre paréntesis, la hipótesis nula es que se tiene normalidad, homocedasticidad y buena forma funcional. Errores estándar & covarianza consistentes con heterocedasticidad de White.

De la estimación de la ecuación 5 se encontró que los signos eran los esperados y resultaron estadísticamente significativos. Solamente tres regiones presentaron una correcta especificación: Centro, Pacífico y Occidente. Las regiones Centro norte, Frontera y Sur presentaron rendimientos crecientes en primera instancia, al realizar la prueba de Wald se confirmó para las dos primeras, no así para la tercera. La región Centro parece ser la única en la que se presentan rendimientos crecientes y cumple con todos los supuestos del modelo econométrico, además de presentar una adecuada bondad de ajuste.

Tabla IX. Ley Verdoorn: Mínimos cuadrados ordinarios, ecuación 5, 1993-2003

	Centro	Centro norte	Frontera	Pacífico	Sur	Occidente	Golfo
<b>Variable independiente/Dependiente</b>	<i>ift</i>	<i>ift</i>	<i>ift</i>	<i>ift</i>	<i>ift</i>	<i>ift</i>	<i>ift</i>
<i>Constante</i>	-0.192* (-2.45)	-0.147* (-2.06)	-0.142 (-1.89)	0.345 (1.19)	0.001 (0.01)	-0.261* (-3.04)	0.114 (0.47)
<i>q<sub>M</sub></i>	1.04* (9.47)	0.880* (3.87)	0.648* (2.15)	1.01* (2.44)	0.42* (2.75)	1.61* (18.31)	1.25* (4.64)
<i>N</i>	54	54	54	27	27	27	45
<i>R<sup>2</sup>ajustado</i>	0.52	0.32	0.15	0.26	0.08	0.87	0.30
<i>F estadístico</i>	60.62	26.70	10.73	10.44	3.35	179.39	20.28
<i>D.W.</i>	2.23	1.94	2.26	2.31	2.14	2.16	1.99
<i>Prueba JB normalidad<sup>+</sup></i>	0.253 (0.880)	0.386 (0.824)	0.883 (0.642)	189.7 (0.000)	0.383 (0.825)	0.948 (0.622)	728 (0.000)
<i>Prueba White heterocedasticidad</i>	0.117 (0.889)	11.12 (0.000)	0.941 (0.000)	4.17 (0.027)	1.04 (0.367)	1.33 (0.282)	1.00 (0.375)
<i>Prueba Ramsey forma funcional</i>	1.38 (0.244)	2.42 (0.125)	0.414 (0.522)	5.31 (0.030)	0.468 (0.500)	0.289 (0.595)	1.13 (0.292)
<i>Rendimientos (α + β)</i>	0.96	1.13	1.54	0.99	2.38	0.62	0.80
<i>Test de Wald RCE χ<sup>2</sup>(1)</i> <i>(p-value)</i>	8.59 (0.005)	5.59 (0.021)	4.70 (0.034)	0.60 (0.443)	0.00 (0.991)	14.71 (0.000)	0.17 (0.678)

Wald RCE es la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala. Prueba *t* entre paréntesis \* Coeficiente estadísticamente significativo al 5% + Probabilidad entre paréntesis, la hipótesis nula es que se tiene normalidad, homocedasticidad y buena forma funcional. Errores estándar & covarianza consistentes con heterocedasticidad de White.

Finalmente, las estimaciones de la ecuación 6 no fueron adecuadas, ya que para las regiones Pacíficos, Sur y Golfo el coeficiente asociado a la variable independiente no fue estadísticamente significativo. Además el cálculo de los rendimientos no fue el esperado para ninguna región, aun y cuando la prueba de Wald indica lo contrario. En estricto sentido, con esta ecuación, la existencia de rendimientos crecientes únicamente se verifica en la región Centro norte, la cual presenta el signo adecuado y es estadísticamente significativo en la variable independiente, la bondad de ajuste es buena y cumple con todos los supuestos del modelo.

A partir de los resultados, se puede concluir que en efecto existe una relación entre la producción manufacturera y la productividad laboral en dicho sector, el sentido de la misma es positivo. Lo que sugiere evidencia de rendimientos crecientes a escala en dichas actividades o bien evidencia de la LV para las regiones de México. Desafortunadamente, con la técnica y la información utilizada, en muy poco casos se pudo establecer la existencia de rendimientos crecientes de forma contundente para las diferentes regiones. En base a los hallazgos no se puede descartar la hipótesis, pero tampoco verificarla con certeza.

Tabla X. Ley Verdoorn: Mínimos cuadrados ordinarios, ecuación 6, 1993-2003

	Centro	Centro norte	Frontera	Pacífico	Sur	Occidente	Golfo
<b>Variable independiente\Dependiente</b>	$q_M$	$q_M$	$q_M$	$q_M$	$q_M$	$q_M$	$q_M$
<i>Constante</i>	0.156* (2.74)	0.212* (4.01)	0.200* (3.74)	0.024 (0.425)	0.279* (3.03)	0.168* (3.85)	0.172* (3.48)
<i>ift</i>	0.513* (4.08)	0.385* (5.07)	0.264* (2.28)	0.290 (1.17)	0.279 (1.80)	0.543* (9.86)	0.256 (1.56)
<i>n</i>	54	54	54	27	27	27	45
<i>R<sup>2</sup>ajustado</i>	0.52	0.32	0.15	0.26	0.08	0.87	0.30
<i>F estadístico</i>	60.62	26.70	10.73	10.44	3.35	179.39	20.28
<i>D.W.</i>	1.88	1.58	1.59	1.94	2.42	1.90	1.82
<i>Prueba JB normalidad<sup>+</sup></i>	0.907 (0.635)	0.923 (0.630)	12.62 (0.001)	46.74 (0.000)	13.42 (0.000)	0.028 (0.985)	63.02 (0.000)
<i>Prueba White heterocedasticidad</i>	22.46 (0.000)	1.71 (0.189)	4.74 (0.012)	155.3 (0.000)	0.188 (0.829)	3.47 (0.047)	296.54 (0.000)
<i>Prueba Ramsey forma funcional</i>	15.68 (0.000)	0.390 (0.534)	8.00 (0.006)	0.094 (0.761)	0.402 (0.532)	9.32 (0.005)	11.09 (0.001)
<i>Rendimientos (<math>\alpha + \beta</math>)</i>	.51	.38	.26	.29	.27	.54	.25
<i>Test de Wald RCE <math>\chi^2(1)</math></i>	220.16	222.0	224.36	296.89	61.10	362.45	280.63
<i>(p-value)</i>	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Wald RCE es la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala. Prueba *t* entre paréntesis \* Coeficiente estadísticamente significativo al 5% + Probabilidad entre paréntesis, la hipótesis nula es que se tiene normalidad, homocedasticidad y buena forma funcional. Errores estándar & covarianza consistentes con heterocedasticidad de White.

## VI. CONCLUSIONES

La LV indica que la productividad laboral es una función positiva de la producción manufacturera. La teoría detrás de esta relación es que los incrementos en el producto inducirán incrementos en la productividad laboral si la producción manufacturera está sujeta a rendimientos crecientes a escala de naturaleza estática y dinámica.

Precisamente el objetivo de este artículo ha sido el verificar la existencia de rendimientos crecientes a escala en las industrias manufactureras regionales mexicanas en el periodo 1993-2003. Para esto, primero se revisó la evidencia internacional, encontrando varios trabajos que han aportado elementos en esta dirección.

En la investigación presentada se ha confirmado la existencia débil de rendimientos crecientes. Con la ecuación 1 se confirma en las regiones Centro, Frontera, Sur y Occidente. Con la misma ecuación se ha verificado que existe integración entre las series de productividad y producto manufacturero y que se tiene causalidad estadística bidireccional. A partir de la ecuación 2 se sabe que el empleo se incrementa como resultado de aumentos en la producción manufacturera y que existen rendimientos crecientes en la región Occidente. Usando la ecuación 5 los rendimientos crecientes se verifican en las regiones Centro, Centro norte y Frontera, mientras que usando la ecuación 6 únicamente en la región Centro norte.

La investigación realizada tiene algunas limitaciones, las cuales marcan la agenda de investigación. De particular importancia es aumentar la muestra temporal, ya que actualmente se encuentran disponibles los datos para un periodo más reciente. También es necesario ajustar los métodos econométricos aplicados, lo que se infiere de las pruebas realizadas a las estimaciones con datos de corte transversal.

Con la información y los métodos aplicados en esta investigación se puede afirmar que los incrementos en la producción manufacturera están relacionados positivamente con la productividad y el empleo, lo que puede impulsar dinámicas virtuosas de crecimiento, en este sentido se ha encontrado evidencia favorable para el impulso de políticas industriales en México.

## REFERENCIAS

- [1] Angeriz, Alvaro, John McCombie y Mark Roberts. 2008. New estimates of returns to scale and spatial spillovers for the EU regional manufactures, 1982-2002. *International Science Regional Review* 31(1): 62-87.
- [2] Bairam, Erkin. 1987. The Verdoorn law, returns to scale and industrial growth: a review of the literature. *Australian Economic Papers* 26(48): 20-42.
- [3] Calderón, Cuauhtémoc y Gerardo Martínez. 2005. La ley de Verdoorn y la industria manufacturera regional en México en la era del TLCAN. *Frontera Norte* 17(34): 103-137.
- [4] Calderón, Cuauhtémoc. 2008. Crecimiento y rendimientos crecientes a escala en la industria manufacturera regional Mexicana. En Trinidad Martínez (coord.). *Desarrollo regional en México*. México: Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco, 45-75.
- [5] Chatterji, M. y Michael Wickens. 1983. Verdoorn's law and Kaldor's law: a revisionist interpretation. *Journal of Post Keynesian Economics* 5(3): 397-414.
- [6] Engle, Robert y Clive Granger. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55(2): 251-276.
- [7] Fase, M. y C. Winder. 1999. Baumol's law and Verdoorn's regularity. *De Economist* 147(3): 277-291.
- [8] Fingleton, Bernard y John McCombie. 1998. Increasing returns and economic growth: some evidence from the European Union regions. *Oxford Economic Papers* 50(1): 89-105.
- [9] Fingleton, Bernard. 2000. Convergence: international comparisons based on a simultaneous equation model with regional effects. *International Review of Applied Economics* 14(3): 285-305.
- [10] Harris, Richard y Eunice Lau. 1998. Verdoorn law and increasing returns to scale in the UK regions, 1968-1991: some new estimates based on the cointegration approach. *Oxford Economic Papers* 50(2): 201-219.
- [11] Jeon, Yongbok. 2006. Manufacturing, increasing returns and economic development in China, 1979-2004: a Kaldorian approach. University of Utah, Department of Economics, en [http://www.econ.utah.edu/activities/papers/2006\\_08.pdf](http://www.econ.utah.edu/activities/papers/2006_08.pdf), consultado el 23 de marzo del 2014.
- [12] Kaldor, Nicholas. 1966. *Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom: an inaugural lecture*. Londres: Cambridge University Press.
- [13] Lemos, Mauro, Claudio Gondim y Antonio Lisboa. 2002. Evidências empíricas da lei de Kaldor-Verdoorn para a industria de transformação do Brasil. *Revista Brasileira de Economia* 56(3): 457-482.
- [14] León-Ledesma, Miguel. 2000. Economic growth and Verdoorn's law in the Spanish regions, 1962-1991. *International Review of Applied Economics* 14(1): 55-69.
- [15] Maddala, G. 2001. *Introduction to econometrics*. Nueva York: John Wiley & Sons.
- [16] McCombie, John y John de Ridder. 1983. Increasing returns, productivity, and output growth: the case of the United States. *Journal of Post Keynesian Economics* 5(3): 373-388.
- [17] McCombie, John y John de Ridder. 1984. The Verdoorn law controversy: some new empirical evidence using US state data. *Oxford Economic Papers* 36(2): 268-284.
- [18] McCombie, John. 1986. On some interpretations of the relationship between productivity and output growth. *Applied Economics* 18(11): 1215-1225.
- [19] Michl, Thomas. 1985. International comparisons of productivity growth: Verdoorn's law revisited. *Journal of Post Keynesian Economics* 7(4): 479-492.
- [20] Millemaci, Emanuele y Ferdinando Ofria. 2014. Kaldor-Verdoorn's law and increasing returns to scale. A comparison across developed countries. *Journal of Economic Studies* 41(1): 140-162.
- [21] Mora, Toni. 2003. ¿Es posible suponer rendimientos a escala homogéneos para las provincias española?. *Investigaciones Regionales* 3: 65-80.
- [22] Ocegueda, Juan. 2003. Análisis Kaldoriano del crecimiento económico de los estados de México, 1980-2000. *Comercio Exterior* 53(11): 1024-1034.

- [23] Ocegueda, Juan. 2005. Comercio y crecimiento económico en Baja California. *Investigación Económica* 64(251): 111-139.
- [24] Oliveira, Francisco, Federico Jaime JR y Mauro Lemos. 2006. Increasing returns to scale and international diffusion of technology: an empirical study for Brazil (1976-2000). *World Development* 34(1): 75-88.
- [25] Paschaloudis, D. y S. Alexiadis, 2001. Kaldorian approach to the economic growth of Greek regions. *Seoul Journal of Economics* 14(4): 449-470.
- [26] Pereira-Dominguez, Vitor. 2011. The verdoorn law in the portuguese regions: a panel data analysis. *International Journal of Academic Research* 3(5): 255-261.
- [27] Rima, Ingrid. 2004. China's trade reform: Verdoorn's law married to Adam Smith's 'vent for surplus' principle. *Journal of Post Keynesian Economics* 26(4): 729-744.
- [28] Rowthorn, Robert. 1975. What remains of Kaldor Law?. *Economic Journal* 85(337): 10-19.
- [29] Sánchez, Isaac. 2010. *Estancamiento económico e industrias manufactureras regionales en México, 1993-2010: explicación y propuestas*. Tesis de doctorado. Tijuana: El Colegio de la Frontera Norte.
- [30] Sánchez, Isaac. 2011. Estancamiento económico en México, manufacturas y rendimientos crecientes: un enfoque kaldoriano. *Investigación Económica* 70(277): 87-126.
- [31] Verdoorn, Petrus. 1949. Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro. *L'Industria* 1: 3-10.