

CRECIMIENTO, EMPLEO Y PRODUCTIVIDAD EN LA INDUSTRIA MANUFACTURERA MEXICANA*

Dr. José D. Liquitaya Briceño**

Resumen

En este artículo examinamos si en la industria manufacturera mexicana se verifican los 'hallazgos' de Kaldor y Verdoorn respecto a la relación entre el crecimiento económico, los cambios en la productividad de la mano de obra y el dinamismo del empleo durante el período 2007:01-2013:08. Para tal efecto, luego de reseñar los aspectos teóricos y formales del análisis de Verdoorn y Kaldor, contrastamos la pertinencia de las regularidades empíricas halladas por estos autores con base en la metodología econométrica moderna. En particular, establecemos el orden de integración de las series; realizamos pruebas de no causalidad en el sentido de Granger; el análisis de cointegración; el análisis de regresión en niveles y en tasas de crecimiento y construimos el Modelo de Corrección de Errores (ECM). Por último, evaluamos la capacidad de simulación y de pronóstico del modelo a través de las *pruebas de diagnóstico*.

Palabras clave: retornos crecientes; ley de Verdoorn; ley de Kaldor; industria manufacturera; empleo; crecimiento.

Clasificación JEL: C01; L60; O18; O33.

* El artículo fue recibido el 15 de octubre de 2013 y aceptado el 20 de diciembre de 2013.

** Profesor-investigador y jefe del Área de Teoría Económica, Departamento de Economía, UAM-I.
e-mail: jdlb30@yahoo.com.mx

Abstract

In this article, we examine whether the Mexican manufacturing industry 'findings' of Kaldor and Verdoorn regarding the relationship between economic growth, changes in labor productivity and employment growth are verified over the 2007:01-2013:08 period. To this, after review the Verdoorn and Kaldor's theoretical and formal analysis aspects, we contrast the relevance of empirical regularities found by these authors based on modern econometric methodology. In particular, we establish the integration order of the series; we test non-causality in the Granger sense, cointegration analysis, regression analysis in levels and growth rates and we built the Error Correction Model (ECM). Finally, we evaluate the simulation and forecasting model's ability through diagnostic tests.

Keywords: Increasing returns; Verdoorn law; Kaldor law; manufacturing industry; employment; growth.

JEL Classification: C01; L60; O18; O33.

1. Introducción

B. L. Boulier (1984) relata que en el artículo publicado en 1949 “Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro” (L' Industria, núm.1, pp. 3-10),¹ P. J. Verdoorn examinó la relación entre los cambios en la productividad del trabajo y el crecimiento de la producción industrial con datos de entreguerras (primera y segunda guerra mundial) de quince países más cuatro sectores individuales de igual número de naciones. Tanto en éste como en otro escrito en 1951 encontró una relación lineal estrecha, de largo plazo, entre el crecimiento del producto industrial y la productividad del trabajo, con elasticidades estimadas cercanas al 0.5. La constatación ulterior de esta relación para diversos países,

¹ A decir de Rowthorn (1979) este artículo, no obstante de ser famoso, nunca fue publicado en inglés. Nosotros no pudimos obtenerlo en ningún idioma, por lo que referimos solo de modo indirecto.

efectuadas por Kaldor (1966, 1975), Vaciago (1975) y otros estudios, además de los referidos por Boulier (1984) hizo que fuera denominada *ley de Kaldor-Verdoorn*.

Para Kaldor (1966) el valor de las elasticidades empleo-producto y la relativas al empleo y la productividad estimadas por Verdoorn (1949, 1951) refrendaban la existencia de rendimientos crecientes a escala en el sector manufacturero debido a una mayor división del trabajo y coligió que, generalmente, un aumento en el crecimiento del producto de 1 por ciento conlleva un aumento de la productividad y crecimiento del empleo en medio punto porcentual cada uno. Este autor presentó además una serie de 'leyes' que explicarían las diferencias entre las tasas de crecimiento de los países capitalistas avanzados.²

En el presente artículo nos proponemos examinar si en la industria manufacturera mexicana se verifican los 'hallazgos' de Kaldor y Verdoorn respecto a la relación entre el crecimiento económico, los cambios en la productividad de la mano de obra y el dinamismo del empleo durante el período 2007:01-2013:08. Para tal efecto reseñamos, en la segunda sección, los aspectos teóricos y formales del análisis de Verdoorn, Kaldor y de otros autores que reformularon el modelo y/o realizaron indagaciones empíricas respecto a otras economías y sectores productivos. En la tercera, precisamos los aspectos relativos a la muestra y los datos utilizados y contrastamos, con apoyo de las metodologías econométricas moderna y tradicional, la pertinencia en la industria manufacturera mexicana de las regularidades empíricas halladas por Kaldor y Verdoorn. En particular, establecemos el orden de integración de las series; realizamos pruebas de no causalidad en el sentido de Granger; verificamos si existe o no una relación de

² Estas 'leyes' son i) Mientras más rápido sea la tasa de crecimiento del sector manufacturero, mayor será la tasa de crecimiento del Producto Nacional Bruto; ii) mientras más rápida sea la tasa de crecimiento del producto manufacturero, mayor será la tasa de crecimiento de la productividad laboral en las manufacturas debido a las economías de escala estáticas y dinámicas; y iii) la productividad en el sector no manufacturero aumenta cuando se eleva la tasa de crecimiento del producto manufacturero.

'equilibrio' de largo plazo entre las variables estudiadas; efectuamos los análisis de regresión en niveles y en tasas de crecimiento empleando el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y construimos, mediante el procedimiento de reducción “de lo general a lo específico”, nuestro *modelo econométrico final* (MEF), que incluye el mecanismo de corrección de errores (*mec*). Con éste combinamos la “relación de equilibrio” de largo plazo con la dinámica de corto plazo y estimamos el grado en que los impulsos de las variables explicativas y del elemento inercial afectan a la producción manufacturera. La capacidad de simulación y de pronóstico del modelo es evaluada a través de las denominadas *pruebas de diagnóstico*, con las que establecemos si satisface los requisitos esenciales, entre los que se cuentan su aptitud para reproducir adecuadamente el comportamiento histórico de los datos, si cumple con la condición de exogeneidad, estabilidad estructural de los coeficientes y concordancia de los mismos con el enfoque propuesto, tanto en lo relativo a la magnitud como en el sentido de las relaciones entre las variables. Finalmente, presentamos nuestras conclusiones.

2. Aspectos teóricos y formales del estudio

2.1 Los hechos estilizados

La regularidad empírica establecida por Verdoorn (1949, 1951) se expresa formalmente como:

$$gq = a + b(gy) \quad (1a)$$

Donde gq y gy son la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo y la tasa de crecimiento del producto, respectivamente. Se asume que el parámetro ' a ' captura la tasa de crecimiento autónomo del progreso técnico y ' b ' estima la magnitud de los retornos de escala.

En su conferencia inaugural Kaldor (1966) empleó una variante de dicha *ley* para explicar el desempeño relativamente pobre de la economía británica y en su análisis de corte transversal de 12 economías industrializadas estimó la elasticidad de la productividad del trabajo respecto al producto en 0.5 -similar al estudio de Verdoorn. De su hallazgo, Kaldor dedujo que el crecimiento potencial de la productividad industrial está limitado por la oferta de trabajo, y cuando la industria enfrenta una escasez de mano de obra no puede aprovechar las economías de escala, y esto afecta a la productividad.

La proposición formal del análisis de Kaldor se establece en la ecuación (2a), denominada por Rowthorn (1975a) “Ley de Kaldor.”

$$gq = c + d(gn) \quad (2a)$$

Donde gn es la tasa de crecimiento del empleo. Ya que, por definición, $gn \equiv gy - gq$ (1a) equivale algebraicamente a:

$$gq = a/(1-b) + b/(1-b)gy \quad (2b)$$

Siendo $c = a/(1-b)$; $d = b/(1-b)$. En vista de que la elasticidad de la productividad respecto del empleo -el complemento a uno del coeficiente de Verdoorn- tuvo el mismo valor aproximado, Kaldor adujo que un aumento del 1 por ciento en el crecimiento del producto requería un alza en la tasa de crecimiento del empleo de solo la mitad, derivando el resto de una elevación de la productividad, y sentenció que la elasticidad empleo-producto menor a uno es prueba de que existen retornos crecientes a escala. Ulteriormente este autor refrendó su postura, estableciendo que una condición suficiente para garantizar economías estáticas o dinámicas de escala es la relación estadísticamente significativa entre gn y gy , con un coeficiente de regresión menor que uno (Kaldor, 1975). Si dicho coeficiente fuera

mayor o igual a uno, se rechazaría la hipótesis de rendimientos crecientes a escala, y si gn fuera constante o igual a cero, la correlación entre gq y gy sería perfecta.

Para Kaldor (1975) el crecimiento de la productividad en el sector industrial es más que proporcional al crecimiento de la producción porque las economías de escala garantizan ese dinamismo, principalmente en los países y en las regiones más desarrolladas.³ Vaciago (1975), por su parte, aduce que la relación entre el crecimiento del producto industrial y la productividad del trabajo es positiva, pero menos conexas que la descrita por Kaldor, ya que las economías de escala generadas por la industria de un país o región no son ilimitadas; además, si las actividades industriales se concentran excesivamente, suben los salarios por presión de los sindicatos, existe escasez de mano de obra calificada, o aumentan los costos no salariales, la productividad podría decrecer.

Para examinar la relación entre las tasas de crecimiento del empleo y del producto, Kaldor (1966) emplea un método indirecto: corre la regresión $gq = a + bgy$ y luego usa la identidad $gn \equiv gy - gq$ con la que deriva:

$$gn = -a + (1 - b) gy \quad (3a)$$

Tiene más sentido el expresar la tasa de crecimiento del empleo en función de la tasa de crecimiento del producto porque ambas variables son directamente observables; en cambio, la productividad del trabajo es un concepto que se

³ La afirmación de Kaldor de que existen sustanciales retornos de escala en el sector industrial se sustenta en dos aspectos: 1) la característica inherente a las economías modernas, donde la productividad industrial crece más acuatadamente y arrastra a los demás sectores, cuyo desempeño es menos dinámico; 2) que el mismo crecimiento industrial induzca el aumento de la productividad del trabajo y, por ende, el proceso de crecimiento acumulativo, aumentando la competitividad y/o la aglomeración de las actividades industriales.

obtiene como cociente entre el producto y el empleo, por lo que el primero está presente en ambos lados de la ecuación (1a). Sin embargo, Rowthorn (1975b) cuestiona este procedimiento y trasunta la idea de que Kaldor debió aplicar directamente la regresión entre gn y gy a partir de (4a).

$$gn = f + h(gy) \quad (4a)$$

En realidad, el procedimiento de Kaldor para obtener con (3a) las estimaciones de la constante y del coeficiente de regresión es adecuado. Si modificamos (1a), (3a) y (4a) expresándolos como funciones de regresión muestral (FRM) que incluyen los vectores de residuales⁴ tenemos:

$$gq_t = \hat{a} + \hat{b}(gy_t) + \hat{\varepsilon}_{1t} \quad (1b)$$

$$gn_t = -\hat{a} + (1 - \hat{b})gy_t - \hat{\varepsilon}_{1t} \quad (3b)$$

$$gn_t = \hat{f} + \hat{h}(gy_t) + \hat{\varepsilon}_{2t} \quad (4b)$$

El 'sombrero' de los coeficientes y de los residuales significa que estiman a los respectivos coeficientes y términos de error de la función de regresión poblacional (FRP). Se constata que, de (1b) se arriba a (3b), y que los procedimientos indirecto (1b→3b) y directo (4b) arrojan las mismas estimaciones: $\hat{f} = -\hat{a}$; $\hat{h} = (1 - \hat{b})$ ⁵. Sin embargo, los residuales de (1b) tienen una correlación negativa perfecta con los residuales de 3b y 4b (siendo $\hat{\varepsilon}_{2t} = -\hat{\varepsilon}_{1t}$). En la siguiente sección confirmaremos empíricamente lo aquí señalado.

⁴ Los residuos son la diferencia entre el valor de cada observación de la variable dependiente de un valor muestral y el valor estimado; esto es, el valor que le correspondería hipotéticamente a esa observación mediante el modelo construido empleando MCO.

⁵ Si reemplazamos gn_t , por su identidad $gy_t - gq_t$, en (3b) la FRM resultante es: $gq_t = \hat{a} + \hat{b}(gy_t) - \hat{\varepsilon}_{2t}$

2.2 La “Ley” y su relación con la demanda, el empleo y el salario

Las ecuaciones (1a) y (4a) remiten a dos cuestiones: 1) ¿cómo podría influir la productividad en la demanda y, por esa vía, en la producción?; 2) ¿cuál es el nexo que tiene ésta con el empleo y con los salarios? Respecto al primer punto, hay consenso en que, a nivel de una empresa, el crecimiento de la productividad por encima del nivel medio significa menores costos relativos y, por ende, precios relativos más bajos, por lo que aumenta la demanda del producto en cuestión.⁶ A nivel macroeconómico, Rowthorn (1975a) argumenta que una mayor productividad del trabajo incide en precios más bajos lo que, aunado a la calidad de los bienes, da pábulo a exportaciones más competitivas y mayores. Esto hace que la producción industrial se eleve, tanto de las empresas orientadas al mercado externo como de las que están relacionadas con ellas (vía suministros de productos intermedios, por ejemplo); pero también permiten financiar las importaciones (principalmente de maquinaria y equipo) necesarias para un mayor crecimiento de la producción interna. Sin embargo, cuando hay un exceso de oferta de mano de obra, disminuye el poder de negociación de la clase trabajadora y el aumento de la productividad se traduce en menores costos -no en salarios reales mayores- por lo que aumentan los beneficios de las empresas. Esto les permite elevar su compra de maquinaria y equipo, haciendo que se expanda la demanda.⁷ Finalmente, una mayor productividad de la industria puede estimular la demanda interna de bienes industriales al tornarse éstos relativamente más baratos o debido a nuevos productos introducidos. Cuando el capital físico se vuelve más barato en relación al trabajo, se tiende a adoptar técnicas más automatizadas.

⁶ Kaldor (1966) observó que la correlación entre precios y productividad no es elevada, lo que desvirtuaría este argumento.

⁷ Recuerde el lector que, en el período corriente, la inversión es un componente de la demanda agregada. En México se contabiliza dentro del Gasto Interno Bruto (GIB).

Respecto al punto 2, si bien por el mecanismo expuesto una mayor productividad aumenta la producción industrial, nada asegura que el empleo industrial siga *pari passu* con ese movimiento debido a que: i) una mayor productividad industrial se traduce en un mayor nivel de ingreso per cápita, lo que, dependiendo de la elasticidad ingreso, podría significar un cambio de la demanda hacia los servicios, en desmedro de los productos manufacturados; ii) muchos servicios son complementarios a las actividades industriales y la demanda por los mismos aumenta casi paralelamente a la demanda por bienes industriales. Si en esos servicios el aumento de la productividad ocurre con desfase respecto a la industrial, una elevación de la misma significaría una declinación del empleo industrial relativa a la ocupación en tales servicios, pudiendo suscitarse, en ciertas condiciones, una declinación absoluta del empleo industrial.

Kaldor (1975) sostiene que el trabajo absorbido en el curso de la industrialización no disminuye la producción en el resto de la economía debido a la existencia de excedente de trabajo en otros sectores (como la agricultura). Su visión invoca estudios que asocian el crecimiento de la productividad de la economía a la tasa de crecimiento de la producción industrial y a una disminución del empleo no industrial, y que el crecimiento de la producción industrial determina, en gran parte, el crecimiento económico y representa un uso más eficaz de los recursos.

En las diatribas respecto a las causas del crecimiento económico parece prevalecer la idea keynesiana de que este se explica por el dinamismo de la demanda (el crecimiento de los mercados), que es exógena para el sector industrial, y no por la visión clásica, que atribuye dicho proceso al crecimiento de los factores de producción de trabajo y capital, junto con algún progreso técnico en el curso del tiempo. Una respuesta en uno u otro sentido generaría distintas especificaciones para la también denominada “*ley de Kaldor-Verdoorn*”.

Para Rowthorn (1975a), es lícito establecer, o la variación de la productividad del

trabajo, o la variación de la producción, en función de la tasa de variación del empleo cuando la oferta de trabajo está 'estrictamente limitada'. En ese contexto, el empleo industrial crecería a la tasa (o cerca de la tasa) máxima permitida por una oferta de trabajo exógenamente dada. Kaldor (1966) se refiere también de modo literal a ambas relaciones funcionales, por lo que Rowthorn (1975a) lo llama (al parecer con desdén) el 'argumento invertido' (de Kaldor). Formalmente se expresa como:

$$gq = \tau_1 + \varphi_1(gn) \quad (5)$$

o

$$gy = \tau_2 + \varphi_2(gn) \quad (6)$$

Pero la clasificación de las variables en endógenas o exógenas entraña una seria dificultad: no es fácil establecer si la ley de Verdoorn puede ser explicada a través de la demanda o de la restricción de recursos.⁸ A esto se añade el problema de la simultaneidad presente en las ecuaciones (1a) y (4a). Los intentos de solución con base en el método de variables instrumentales no parecen ser adecuados.⁹

2.3 La “Ley” de Kaldor-Verdoorn y la función de Producción

En las especificaciones (1) y (4) se soslaya la contribución del capital a los retornos crecientes de escala, lo que constituye una deficiencia importante. La ley de Kaldor-Verdoorn no dimana explícitamente de un modelo tecnológico,

⁸ Kaldor (1970) argumenta que es la ausencia de demanda por exportaciones la que inhibe el crecimiento y no la oferta de trabajo; menos aún en un ámbito de elevada movilidad laboral.

⁹ Este método provee estimaciones consistentes de los parámetros cuando las variables explicativas se encuentran contemporáneamente correlacionadas con los términos de error. Pero la literatura técnica nos advierte (por ej. Kennedy, 1997) que, encontrar "instrumentos" altamente correlacionados con los regresores, pero no correlacionados con el error es una labor azarosa y frustrante. Ante tal panorama a veces se emplean los datos rezagados de las variables explicativas, que están altamente correlacionados con sus respectivos valores de un período adelante pero no asociados contemporáneamente con el vector de perturbación. Aun así, es muy probable que arrojen estimaciones no significativas de los coeficientes.

aunque Kaldor (1966) indica que hay una versión de función de progreso técnico implícita en su formulación. Los estudios concernientes a esta ley lo relacionan con una especificación tradicional de Cobb-Douglas y asocian las ecuaciones (1) y (4) a una función de producción donde el trabajo y el capital son los únicos insumos.

$$Y = A_0 e^{gt} K^\alpha N^\beta \quad (7)$$

En (7) g es la tasa de crecimiento exógeno de la productividad total de los factores, A_0 , α y β definen la naturaleza y tamaño de los retornos a escala existentes. Aplicando logaritmos se obtiene (8):

$$\ln Y = \ln A_0 + gt + \alpha \ln K + \beta \ln N \quad (8)$$

Derivando (8) respecto al tiempo:

$$g_Y = g + \alpha (g_K) + \beta (g_N) \quad (9)$$

Vista (9) como ecuación, resulta sencillo despejar g_N para arribar a (10):

$$g_N = \beta^{-1} [g_Y - g - \alpha(g_K)] = -\gamma + \delta (g_Y) - \eta (g_K) \quad (10)$$

Siendo $\gamma = g/\beta$; $\delta = 1/\beta$ y $\eta = \alpha/\beta$. La ecuación (9) sería la reformulación de Rowthorn (1975a) y la (10) la ley de Verdoorn extendida. Empero, despejar (10) a partir de (9) es erróneo porque se suscita el “problema de la regresión inversa.” Como Licitaya (2011) lo demuestra, no es pertinente despejar g_N a partir de (9) porque conlleva un sesgo creciente en las estimaciones, haciendo que se tornen cada vez más inverosímiles a medida que el coeficiente de determinación se acerca a cero (en la sección 3 explicamos este punto).

No obstante, sería posible invocar la especificación (6) de Rowthorn para estimar coeficientes insesgados de los retornos con base en algunos supuestos simplificadores. En efecto, se puede reconciliar la ecuación 9 con la 6 de tres maneras:

1. Si en el largo plazo, la relación capital-producto es relativamente estable, como observa Kaldor en el caso de los países industrializados, se puede hacer $K/Y = \text{constante}$, por lo que $g_k = g_y$. Luego de sustituir en (10):

$$gy = g + \mu(gn); \quad \mu = \alpha + \beta \quad (11)$$

2. Si se asume que el acervo de capital crece autónomamente en el tiempo a una tasa constante, v , por lo que $K = K_0 e^{vt}$, la función de producción puede escribirse:

$$Y = B e^{\theta t} N^\beta \quad (12)$$

Donde $B = AK_0^c$ y $\theta = g + \alpha v$. La diferenciación respecto al tiempo después de transformar (12) a logaritmos da:

$$gy = \theta + \beta(gn) \quad (13)$$

3. Se puede también retomar la observación de Verdoorn de que el coeficiente depende de las tasas relativas de crecimiento del capital y del empleo. Si el cociente entre estas tasas de crecimiento es constante tendríamos:

$$gk = \rho(gn) \quad (14)$$

Sustituyendo en (11) y re-arreglando se obtiene:

$$gy = g + \delta(gn); \quad \delta = (a\rho + \beta) \quad (15)$$

2.4 La “Ley” de Kaldor-Verdoorn en otros sectores

La mayoría de los trabajos que contrastaron empíricamente la “ley” de Verdoorn o la versión de Kaldor concentraron su atención en el sector industrial, soslayando otros que pueden desempeñar un rol importante en el crecimiento de la economía. Actualmente existen actividades, como el sector de servicios, que parecen estar sujetas a retornos de escala aún más elevados que la industria; esto ocurre en la informática, las comunicaciones, los servicios financieros y otros que acusan innovaciones recurrentes.

En la agricultura, en cambio, se observa una débil relación entre los factores de producción y el producto. Tal hecho podría estar facilitando el fenómeno de la transferencia de trabajo y capital del sector agrícola hacia la industria en el proceso de crecimiento económico, sin implicar disminución alguna de su producto: la reducción sistemática de la mano de obra afectaría poco o nada al valor agregado. Además, la introducción de nuevos fertilizantes y fungicidas bien pueden aumentar la productividad, manteniendo al menos constante el volumen de cosechas.

Al respecto, ni Kaldor (1975), ni León Ledezma (1998) encontraron resultados satisfactorios de la ecuación de Verdoorn al caso de la agricultura. Por el contrario, las estimaciones carecieron de significación estadística y los coeficientes de determinación se revelaron bajos. La especificación de Kaldor incluyendo el crecimiento del capital arrojó, a su vez, un coeficiente con signo contrario a la teoría, en tanto que sus estimaciones del crecimiento de la producción, utilizando la productividad total de los factores, resultaron

estadísticamente no significativas. Tampoco fueron satisfactorios los hallazgos de Rowthorn: los estadísticos asociados a los estimadores de la tasa de crecimiento del capital y de la productividad de los factores sugirieron más bien que la variable explicada es independiente de las explicativas.

3. Análisis empírico

3.1 Información utilizada

La información utilizada en el estudio –número de personas ocupadas; número de horas trabajadas; valor de la producción de los productos elaborados a precios corrientes e Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC)- corresponde al período 2007:01-2013:08 y fue obtenida del sitio en Internet del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (BIE INEGI).¹⁰ El número total de horas trabajadas por mes es nuestra variable 'empleo' (por ser más preciso que simplemente el número de personas ocupadas). En vista de que carecemos de un índice más apropiado de periodicidad mensual, deflactamos el valor de la producción corriente con el INPC -cuya base se sitúa en la segunda quincena del mes de diciembre de 2010- para obtener el nuestro indicador del producto real. A excepción del INPC, los datos provienen de la Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera (EMIM) que se levanta desde el año 2007 en lugar de la Encuesta Industrial Mensual (EIM).¹¹ Mide la actividad económica de los establecimientos manufactureros, maquiladoras del mercado nacional, de transformación y maquiladoras de exportación; proporciona información del comportamiento económico de las principales variables del sector manufacturero, y sirve de insumo para la generación del Producto Interno Bruto (PIB) y de indicadores económicos sobre el empleo, la producción, las ventas y la productividad (en el anexo nos referimos a esta fuente con mayor detalle).

¹⁰ <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>

¹¹ De hecho, la EMIM es la EIM ampliada. Ahora se estudian 240 clases de actividad, en lugar de las 205 que registraba la EIM.

Atendiendo a las recomendaciones para la investigación empírica (Kennedy, 1997; Greene, 1999) y a fin de obtener los estimadores en forma de elasticidades, transformamos las series a logaritmos.

3.2 Pruebas de no estacionariedad y análisis de cointegración

Las pruebas de raíz unitaria de Dickey–Fuller Aumentadas (ADF, por sus siglas en inglés) aplicadas a las series del empleo (n), de la productividad media del trabajo (q) y del producto real de la industria manufacturera (y , Cuadro 1) muestran que son de orden de integración I(1).

Cuadro 1
Resultados de las pruebas de no estacionariedad

Variable	ADF¹
y	0.775777
gy	-2.202461*
n	0.339669
gn	-2.107143*
q	0.826122
gq	-2.361157*

¹Longitud de rezagos: 11 (basado automáticamente en el Criterio de Información de Schwartz)

* Denota rechazo de la hipótesis de no integración al nivel de significación del 5 por ciento.

Nota: g = incremento anual; n = logaritmo del número de horas trabajadas; y = logaritmo del producto real;

q = logaritmo de la productividad media del trabajo.

Estos resultados constituyen el punto de partida para indagar si cada par de variables cointegra; es decir, si comparten una tendencia estocástica común que determina sus oscilaciones en el largo plazo. El Cuadro 2 expone los estadísticos obtenidos con base en el método de Engle y Granger (1987), aplicable a modelos uniecuacionales de dos o más variables.¹² De modo concordante con este método, 1) especificamos y estimamos la relación funcional de largo plazo, a partir del

¹² En todos ellos se incluye el intercepto para estimar la ecuación de cointegración.

cual obtuvimos los residuales; 2) aplicamos las pruebas ADF a los residuos estimados con base en los valores críticos de MacKinnon (1991) para establecer si tienen o no raíz unitaria. Como se advierte, todos los residuales se revelan I (0) al nivel de significación del 5%, sancionando el carácter cointegrado de las variables en las regresiones; es decir, su relación de “equilibrio” estacionaria de largo plazo.¹³ Sin embargo, los valores de las probabilidades, que especifican el nivel de significación al cual se puede rechazar la hipótesis nula, se encuentran cerca del nivel mínimo (0.05), lo que denotaría una débil cointegración.

Cuadro 2

Resultados de las pruebas de cointegración
con base en el método de Engle y Granger
Periodo 2007:01 - 2013:08

Residual	Estadístico “t”	Prob. ¹
$\hat{\varepsilon}_{1t} = y_t - \hat{a}_1 - \hat{b}_1 n_t$	-2.101494*	0.0350
$\hat{\varepsilon}_{2t} = y_t - \hat{a}_2 - \hat{b}_2 q_t$	-2.454879*	0.0146
$\hat{\varepsilon}_{3t} = q_t - \hat{a}_3 - \hat{b}_3 n_t$	-2.101494*	0.0350

¹ Valores P de un solo lado de Mackinnon (1996)

* Significativo al nivel del 5%

Un somero examen de las series nos permite advertir que el producto, la productividad y el empleo acusaron, entre 2008 y mediados de 2010, variaciones palmariamente acentuadas y no sincronizadas, pero además fueron asimétricas, lo que probablemente influyó para que la cointegración no se revelara de modo más contundente, como esperábamos *a priori*. Por ejemplo, entre abril de 2008 y mayo del 2009,¹⁴ la producción real disminuyó en 20.9%; la productividad en

¹³ El método de Engle y Granger también propone estimar el Modelo de Corrección de Errores (MCE) si las variables están cointegradas.

¹⁴ Elegimos mayo de 2009 como mes de referencia porque fue cuando la producción en la industria manufacturera acusó la mayor disminución anual.

6.8%; el empleo en 15.2% y entre mayo de 2009 y marzo de 2010 la producción aumentó en 20.7%; la productividad en 10.7%; el empleo en 9.0 por ciento.¹⁵

La depresión de la industria manufacturera mexicana obedeció en gran parte al declive de la producción de los Estados Unidos de Norteamérica y su demanda de bienes del exterior a raíz de la crisis financiera y del mercado inmobiliario que afloró en 2007. Como se sabe por otros estudios (por ej., Mendoza Cota, 2010), las manufacturas, los productos agropecuarios y las materias primas nacionales se vinculan y dependen estrechamente del mercado norteamericano, país con el que realiza más del 80% de su intercambio comercial, y en esta coyuntura se refrendó dicha conexión: entre los segundos trimestres de 2008 y 2009 el Producto Nacional Bruto Real norteamericano disminuyó en 4.1%, pero hacia el segundo trimestre de 2010 aumentó en 2.65 por ciento. En esos mismos períodos, el valor de sus importaciones de bienes y servicios mexicanos varió en -28.26% y 38.16% respectivamente.¹⁶

De todos modos, se corrobora que los pares de variables producto-empleo; productividad-producto y productividad-empleo cointegran. Ahora debemos indagar qué variable es causal ya que, si dos series están cointegradas, al menos una de ellas debe causar a la otra (Granger, 2004). Este aspecto es esencial porque, como vimos, Verdoorn postula la dependencia funcional de la variación de la productividad respecto de la dinámica del producto; para Kaldor, en cambio, es más adecuado definir la tasa de variación del empleo en función de los cambios en el producto, y Rowthorn aduce que es lícito especificar la variación de la producción o de la productividad del trabajo en función de la tasa de variación del empleo (postulado también presente en Kaldor).

¹⁵ Cálculos nuestros con base en la EMIM.

¹⁶ Cálculos nuestros con base en el Bureau of Economic Analysis, U. S. Department of Commerce. <http://www.bea.gov/national/index.htm#gdp>

Invocaremos el apoyo de las *pruebas de no causalidad en el sentido de Granger* (1969) para dilucidar la pertinencia de las visiones en pugna.

3.3 Pruebas de no causalidad en el sentido de Granger¹⁷

Se dice que una variable x_t no causa, en el sentido de Granger, a z_t si la predicción que se realiza en el presente de z_t no puede mejorarse utilizando valores rezagados de x_t . Tal condición se prueba con base en la siguiente ecuación:

$$z_t = \sum_{i=1}^{i=n} \alpha_t z_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=n} \beta_t x_{t-i} + u_t \quad (16)$$

Definiéndose la hipótesis de no causalidad de Granger como:

$$H_0: (\forall_i) \beta_i = 0$$

donde \forall_i significa “para todo i”.

El Cuadro 3 resume los resultados de las pruebas de no causalidad (con las series estacionarizadas). Los *estadísticos* indican que el empleo causa de modo unidireccional al producto y a la productividad media del trabajo y que existe realimentación entre estos dos últimos.

¹⁷ Véase Granger (1969) y Galindo (1997) para un análisis sistemático de este concepto y de sus implicaciones.

Cuadro 3

Pruebas de no causalidad de Granger entre el empleo, el producto real y la productividad media del trabajo en la industria manufacturera período 2007:01 – 2013:08

Hipótesis nula:	Estad. "F"	Prob.
y no causa, en el sentido de Granger, a n	0.98133	0.4870
n no causa, en el sentido de Granger, a y	2.62168	0.0153*
q no causa, en el sentido de Granger, a n	0.98133	0.4870
n no causa, en el sentido de Granger, a q	2.76901	0.0111*
q no causa, en el sentido de Granger, a y	2.62168	0.0153*
y no causa, en el sentido de Granger, a q	2.76901	0.0111*

* Se supera la hipótesis nula (no causalidad) al nivel de significación del 5%.

Nota: Para cada prueba se emplearon 12 rezagos.

Los resultados avalan la especificación opcional de Rowthorn y Kaldor y en lo sucesivo será objeto de atención central; en particular, aplicaremos a ella las regresiones en niveles, en tasas de crecimiento y construiremos el Modelo de Corrección de Errores (MCE) con base en la metodología de Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978). Correremos también las regresiones MCO a las relaciones de Verdoorn y la propuesta inicial de Kaldor, a pesar de no haberse revelado la causalidad en el sentido indicado; simplemente nos interesa suplementar el estudio verificando, *grosso modo*, las restricciones teóricas de los coeficientes establecidas por ambos autores; la pertinencia del método indirecto aplicado por Kaldor y recordar el 'problema de la regresión inversa' examinado en Liquitaya (2011).

3.4 Análisis de las regresiones en niveles

El Cuadro 4 muestra los resultados en niveles. El coeficiente de regresión estima la elasticidad de cada una de ellas; es decir, el cambio porcentual de la variable

dependiente debido a un cambio porcentual de la variable que funge como explicativa. Una condición suficiente para garantizar economías estáticas o dinámicas de escala es la relación estadísticamente significativa entre las variables consideradas (McCombie, 1982). Eso es lo que sucede en las cuatro regresiones (véanse los estadísticos “t” y las probabilidades asociadas), pero la proporción en que el empleo explica a la productividad es notablemente baja (0.055, véase el R^2 respectivo de la función 3) y el mismo modelo se encuentra casi al borde de carecer de significación estadística (véase el indicador “F” y su probabilidad asociada).

Cuadro 4

Resultados de las regresiones en niveles, período 2007:01 – 2013:08

Variables de la función	Constante	Coef. var. explicativa	R^2	Estad. F	Prob. (F)	D-W
1. $y = f_1(n)$	2.738706	1.270758*	0.563389	100.6489	0.00000	0.238036
2. $n = f_2(y)$	4.61862*	0.443349*	0.563389	100.6489	0.00000	0.623571
3. $q = f_3(n)$	2.738706	0.270758*	0.055339	4.5673	0.03568	0.238036
4. $q = f_4(y)$	-4.61862*	0.556651*	0.670422	158.6660	0.00000	0.623571

(*) Estadísticamente significativo al nivel del 5%.

Las funciones 1 y 2 (primera y segunda fila) refrendan, para el caso de México, los postulados de Verdoorn y de Kaldor respecto a las economías estáticas de escala: un aumento del empleo en 1% da pábulo a un crecimiento del producto más que proporcional: según la función 1 sería de 1.27% y, de acuerdo con 2 el crecimiento del producto en 1% requiere de un aumento del empleo en solo 0.44% (y, según la función 4, un aumento del producto en 1% requiere del crecimiento de la productividad en 56%). Pero, ¿a qué se debe que el coeficiente del empleo de la función 2 no es igual al recíproco del coeficiente del producto en la función 1? En otros términos, si a) $y_t = \hat{\varphi}_0 + \hat{\varphi}_1 n_t + \hat{\xi}_{1t}$, es la FRM directa y b) $n_t = \kappa_0 + \kappa_1 y_t + \hat{\xi}_{2t}$, es la FRM inversa, ¿por qué el coeficiente $\hat{\kappa}_1$ no es igual a $1/\hat{\varphi}_1$ resultante de despejar n_t

de la primera función, de modo que $c) n_i = -\frac{\hat{\phi}_i}{\hat{\phi}_1} + \frac{1}{\hat{\phi}_1} y_i - \frac{1}{\hat{\phi}_1} \hat{\varepsilon}_{it}$?¹⁸. Al respecto, Licitaya (2011) demuestra que la explicación yace en el hecho de que el grado de asociación lineal entre las variables no es perfecto. Como nunca lo es, porque el análisis econométrico se realiza con datos reales suministrados por el sistema económico (no con funciones teóricas), siempre se cometerá un desatino, por el sesgo que implica, si se despeja de una regresión ya estimada la variable explicativa para obtener el coeficiente de la variable dependiente [en nuestro caso el error consistiría en despejar el empleo de a) para obtener el coeficiente del producto a partir de c). Vea Licitaya, 2011, pp. 16-18]. Aún más, si el coeficiente de correlación¹⁹ fuera menor, la discrepancia entre las estimaciones $\hat{\kappa}_1$ y $1/\hat{\phi}_1$ sería mayor”.

Confirmamos también la sentencia implícita que dimana del párrafo anterior: el producto de los coeficientes de regresión 'directa' e 'inversa' ($1.270758 * 0.443349$) es igual al coeficiente de determinación ($R^2 = 0.563389$); este último nos indica la proporción en que la variable 'independiente' explica el comportamiento de la que funge como dependiente. De modo concomitante, el estadístico “F” (y su probabilidad asociada al nivel del 5%) es el mismo en ambas regresiones²⁰ y sanciona la validez de los modelos. Sin embargo, los estadísticos de Durbin-Watson (D-W) acusan la presencia de correlación positiva de primer grado. En efecto, sus valores son pequeños, inferiores a 1, y revelan que los términos de error sucesivos son, en promedio, cerca del valor de los otros, o están correlacionados positivamente. Por tanto, aunque los estimadores MCO aún siguen siendo insesgados y consistentes, no resultan eficientes (no son de mínima variancia). Veremos si se conjura este problema al ejecutar las regresiones MCO en términos dinámicos (tasas de crecimiento), que constituyen el objetivo primordial del estudio.

¹⁸ Utilizamos diferentes símbolos para los coeficientes de la FRM directa e inversa debido a que las regresiones se expresan en logaritmos de los niveles y no en logaritmos de las diferencias anuales.

¹⁹ O de determinación, que es el coeficiente de correlación elevado al cuadrado.

²⁰ Esto es natural, porque entre el R^2 y el estadístico “F” existe una muy estrecha relación formal. Véase al respecto Johnston (1984), p. 187, fórmula (5-72), y Gujarati (1997), pp. 244 – 245.

Cuadro 5

Resultados de las regresiones en tasas de crecimiento
Período 2007:01 – 2013:08

FUNCIÓN	C	β_e	R ²	F	Prob. (F)	D-W
1. $gy = f_1 (gn)$	0.023346*	1.351839*	0.773579	225.4919	0.00000	0.490227
2. $gn = f_2 (gy)$	-0.013343*	0.572242*	0.773579	225.4919	0.00000	0.616646
3. $gq = f_3 (gn)$	0.023346*	0.351839*	0.187938	15.2746	0.00022	0.490227
4. $gq = f_4 (gy)$	0.013343*	0.427758*	0.656249	125.9995	0.00000	0.616646

Nota: * Significativo al nivel del 5%; C = Constante estimada; β_e = Coeficiente de regresión estimado

Considerando que la relación $gn-gy$ es estadísticamente significativa²¹ en las estimaciones 1 y 2, corroboramos para México el postulado de Verdoorn y Kaldor respecto a los retornos crecientes a escala del empleo. Recordemos que, de acuerdo con ambos autores, el aumento de 1% en el crecimiento del producto requiere un alza en el aumento del empleo de solo la mitad (en México es de 0.57%),²² mientras que el resto debe derivar de una aceleración en el aumento del capital y de la productividad (cuya elasticidad es 0.43%, según la función 4). En general, este tipo de economías dinámicas de escala caracterizaría a las distintas 'clases de actividad' que conforman el sector industrial.

Respecto al procedimiento empleado por Kaldor (que en la sección 2 prometimos examinar) comparemos la expresión formal y empírica de los estimadores de las funciones 4 y 2 (Cuadro 5) en relación con los modelos (1b), (3b) y (4b): el coeficiente \hat{a} de la FRM (1b) es -0.013343 y el correspondiente estimador $\hat{f} = -\hat{a}$ es 0.013343; por su parte, el coeficiente \hat{b} es 0.572242, en tanto que $\hat{h} = (1 - \hat{b})$ es 0.427758. Con este ejemplo refrendamos el carácter adecuado del procedimiento de Kaldor. Naturalmente, los vectores de residuales del modelo (1b) tienen una correlación negativa perfecta con los de los modelos (3b) y (4b) (vea los residuales de $gqgy$ y $gngy$ en el Cuadro 6); pero esto no afecta al valor de los

²¹ Vea las pruebas "F", sus probabilidades asociadas y la significación estadística al 5% de los estimadores.

²² Si dicho coeficiente fuera mayor o igual a uno, debería rechazarse la hipótesis de rendimientos crecientes a escala, y si gn fuera constante o igual a cero, la correlación entre (gq) y (gy) sería perfecta.

estadísticos R^2 y “F”, porque en su construcción se emplea la suma de los errores al cuadrado. Tampoco incide en las proyecciones, ya que, si el investigador desea predecir el crecimiento de la productividad, dado una cierta tasa de crecimiento del producto, empleará (1b) y, si quiere pronosticar el dinamismo del empleo, dada cierta variación del producto, correrá la regresión (4b). En ambos casos, el signo de sus residuales correspondientes es correcto.

Constatamos nuevamente que el producto de los coeficientes de regresión de las funciones 1 y 2 ($1.351839 \cdot 0.572242$) es igual al coeficiente de determinación ($R^2=0.773579$); al ser más elevado que la versión estática de la ley de Kaldor-Verdoorn, sanciona su mayor pertinencia. De modo concomitante, la “F” calculada tiene un valor más alto.

Cuadro 6

Coefficientes de correlación entre los residuales de las regresiones

	<i>Res-gygn</i>	<i>Res-gngy</i>	<i>Res-gqgn</i>	<i>Res-gqgy</i>
<i>Res-gygn</i>	1.000000	-0.879533	1.000000	0.879533
<i>Res-gngy</i>	-0.879533	1.000000	-0.879533	-1.000000
<i>Res-gqgn</i>	1.000000	-0.879533	1.000000	0.879533
<i>Res-gqgy</i>	0.879533	-1.000000	0.879533	1.000000

Nota: *Res* = Residuales de las regresiones respectivas; *gy* = Tasa de crecimiento anual del producto; *gn* = Tasa de crecimiento anual del empleo; *gq* = Tasa de crecimiento anual de la productividad; *gygn* = Crecimiento del producto en función del crecimiento del empleo; *gngy* = Crecimiento del empleo en función del producto, y así sucesivamente.

No obstante, ningún modelo expresado en tasas de crecimiento disipa el problema de correlación positiva. Veamos si esto se subsana en el marco de nuestro Modelo Económico Final (MEF).

3.5 El modelo Económico Final

En la sección anterior constatamos que el producto y el empleo se encuentran cointegrados; es decir, mantienen una relación de “equilibrio” de largo plazo; sin

embargo, en el corto plazo, suelen suscitarse situaciones de desequilibrio. De acuerdo con la metodología econométrica moderna, se puede tratar al término $\varepsilon_t = y_t - c - n_t$ como el “error de equilibrio” para ligar el comportamiento de corto plazo del nivel de precios con su valor de largo plazo. Esto es lo que haremos en el marco de nuestro Modelo Econométrico Final (MEF), que también denominamos Modelo de Corrección de Errores (MCE), a partir del Modelo Estadístico General (MEG), definido de la siguiente manera:

$$gy_t = c + \sum_{i=0}^{i=4} \delta_{t-i} gn_{t-i} + \sum_{i=1}^{i=4} \theta_{t-i} gy_{t-i} + \omega mce_{t-1} \quad (17)$$

[El símbolo g denota primeras diferencias; mce_{t-1} es el mecanismo de corrección de errores, que corresponde a “ $y_{t-1} - c - n_{t-1}$ ” y es atinente a la noción de cointegración;²³ “ i ” indica el rezago, que varía de 0 (1) a 4, c es la constante y δ , θ son los coeficientes].

Siguiendo a Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978), aplicamos el procedimiento denominado “de lo general a lo específico” (conocido como enfoque de London School of Economics), que consiste en realizar un proceso de reducción de (17) a través de transformaciones y reparametrizaciones hasta que dicha reducción resulte admisible para los datos del MEG.

Nuestro arribo a una representación satisfactoria para las diferencias anuales y el mecanismo de corrección de errores se muestra en el Cuadro 7:

Cuadro 7
Modelo de correcciones de errores

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estad. t	Prob.
c	0.011284	0.004817	2.342336	0.0231
gn_t	1.124260	0.126314	8.900499	0.0000
gn_{t-1}	-0.642603	0.151210	-4.249727	0.0001
gy_{t-1}	0.621292	0.101995	6.091428	0.0000
mce_{t-1}	-0.384758	0.125638	-3.062439	0.0035
R^2	0.927676	RSS		0.038958
F	163.5396	SER		0.027638
Prob(F)	0.000000	D-W		1.837575

²³ De acuerdo con el **Teorema de Representación de Granger**, si un conjunto de variables están cointegradas, es posible considerar a éstas como generadas por un modelo de corrección de errores (Engle y Granger, 1987).

Expresemos las variables y estimaciones en forma de ecuación:

$$gy_t = 0.011284 + 1.12426gn_t - 0.642603 gn_{t-1} + 0.621292 gy_{t-1} - 0.384758 mce_{t-1} \quad (18)$$

De acuerdo con las *pruebas de diagnóstico* (Cuadro 8), el modelo constituye una aproximación adecuada al Proceso Generador de Información (PGI). Este hecho se corrobora de modo formal por el reducido valor de la desviación estándar (0.0276) respecto a la parte explicada o sistemática del conjunto de variables. Obsérvese también que el coeficiente de determinación $R^2 = 0.93$ (que mide la porción de la variación total de gy_t explicada por el modelo) es satisfactorio, máxime si consideramos que éste se define en diferencias, con variables menos estables que las expresadas en niveles.

La coherencia respecto a los datos se refrenda con la ausencia de autocorrelación y de heteroscedasticidad: las pruebas de Breusch-Godfrey LM (i) indican que no existe correlación serial hasta de segundo grado y las pruebas ARCH y White (nc) revelan ausencia de heteroscedasticidad; de esto se colige que los residuales no contienen información que las variables del modelo no explican y que los estimadores son lineales insesgados óptimos (ELIO) y de mínima variancia. Las pruebas de Ramsey y de Jarque y Bera sentencian, por su lado, que la forma funcional del modelo es correcta y que los errores se distribuyen normalmente. Este último aspecto favorece la potencia de las demás pruebas de diagnóstico.

A fin de probar si los parámetros son estables, empleamos las pruebas *Cumulative Sum*, que no requieren datos específicos como puntos de quiebre estructural. Los resultados (véanse las Gráficas 1 y 2) refrendan su estabilidad estructural pues los residuales recursivos (simples y elevados al cuadrado) se encuentran dentro de sus respectivas bandas al 95% de confianza.

Cuadro 8

Resultados de las pruebas de diagnóstico del modelo de corrección de errores,
Período 2007:01 – 2013:08

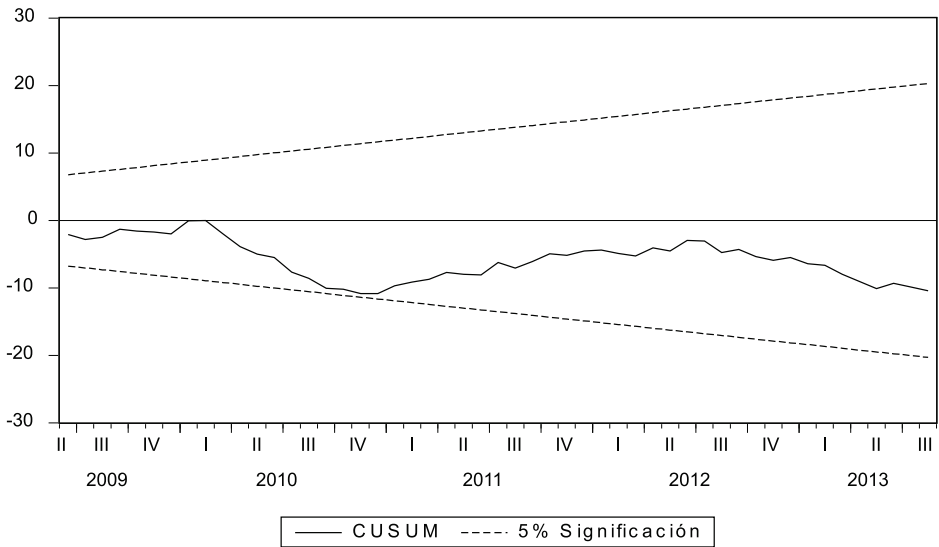
PRUEBA	DISTRIBUCIÓN O ESTADÍSTICO	PROBABILIDAD ASOCIADA	RESULTADOS AL 5% DE SIGNIFICACIÓN
1. Coefic. de:			
c	t : 2.3423	0.0231	Significativo
gn _t	t : 8.9005	0.0000	Significativo
gn _{t-1}	t : -4.2497	0.0001	Significativo
gy _{t-1}	t : 6.0914	0.0000	Significativo
mce _{t-1}	t : -3.0624	0.0035	Significativo
2. Residuales			
(JB)	χ^2 : 0.1123	0.9454	Se dist. normalmte.
LM (1)	F: 0.0433	0.8360	No autocorr. orden 1
LM (2)	F: 2.1891	0.1229	No autocorr. orden 2
ARCH (1)	F: 2.4023	0.1271	Homoscedástico
White (nc)	F: 1.8808	0.0780	Homoscedástico
3. Especificac. y estabilidad			
Ramsey (1)	F: 3.1865	0.0803	Forma func. correcta
Ramsey (2)	F: 1.8379	0.1699	Forma func. correcta
CUSUM	(Ver gráfica 1)		Hay perman. estruct.
CUSUM Q	(Ver gráfica 2)		Hay perman. estruct.

Significado de los símbolos:

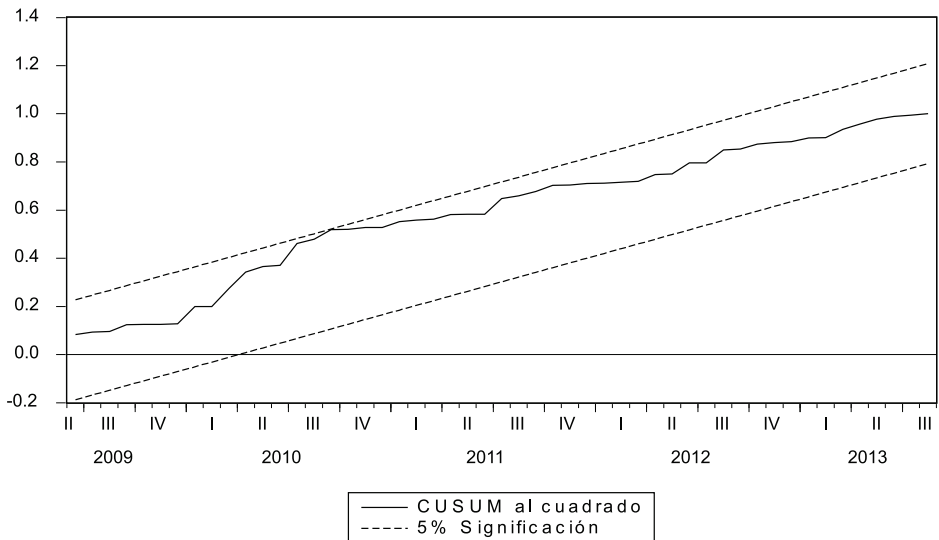
(Para facilitar su identificación, las siglas corresponden al inglés)

- R^2 = Coeficiente de determinación.
- RSS = Suma de cuadrados de los residuales
- SER = Desviación estándar de la regresión.
- F = Estadístico “F”.
- D-W = Estadístico de Durbin y Watson
- J-B = Estadístico de Jarque y Bera para prueba de normalidad.
- LM(i) = Multiplicador de Lagrange, para correlación serial de grado i de Breusch – Godfrey.
- ARCH(i) = Estadístico para la prueba de heteroscedasticidad condicional autoregresiva de orden i.
- White = Estadístico para la prueba de heteroscedasticidad de White, sin términos cruzados (nc).
- Ramsey (i) = Estadístico de Ramsey para la prueba del error respecto a la forma funcional (i denota el número de términos estimados).

Gráfica 1
Prueba 'CUSUM'



Gráfica 2
Prueba 'CUSUM Q'



Conclusiones

En este artículo contrastamos empíricamente, para el caso de la economía mexicana, la “Ley” de Kaldor-Verdoorn, que postula la existencia de una relación caracterizada por retornos estáticos y dinámicos de escala entre el crecimiento del empleo, del producto y de la productividad laboral en la industria manufacturera. La información que utilizamos para tal efecto procede de la Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera con cobertura temporal que abarca los meses 2007:01-2013:08.

Nuestra investigación se organizó de modo concordante con la metodología econométrica moderna, que parte de comprobar, con base en pruebas de raíz unitaria, el orden de integración de las series. Aquí empleamos la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF, por su acrónimo en inglés) con la que establecimos que el orden de integración de las tres series es $I(1)$, pero son estacionarias en primeras diferencias.²⁴ Esta constatación nos llevó a indagar si existe o no una relación de 'equilibrio' de largo plazo entre las variables estudiadas, apelando al método de Engle y Granger (1987). Como resultado de esa labor, evidenciamos que las variables producto-empleo, productividad-producto y productividad-empleo cointegran, pero no de manera fehaciente, debido en parte sustantiva a la crisis financiera y del mercado inmobiliario norteamericano que afloró en 2007 -con el consecuente declive de su producción y demanda de bienes del exterior- y se extendió a la economía mexicana, en general, y a la industria manufacturera, en particular, dando pábulo a variaciones acentuadas, no sincronizadas y asimétricas de su producción, productividad y empleo, sobre todo entre abril de 2008 y mayo del 2009. Al soslayar este período, se afianza la cointegración entre las variables.

²⁴ Siendo primeras diferencias de logaritmos, constituyen aproximaciones a tasas de crecimiento.

En vista de que, “si dos series están cointegradas, al menos una de ellas debe causar a la otra” (Granger, 2004), procedimos a establecer qué variables pueden ser consideradas causales de acuerdo con las pruebas de Granger (1969). La evidencia revela que el empleo causa unidireccionalmente al producto y a la productividad y que entre estos dos últimos existe realimentación, lo cual avala la propuesta opcional de Rowthorn y Kaldor. A partir de ese momento, centramos nuestra atención en la relación empleo-producto (no así en el vínculo empleo-productividad, por su precaria bondad de ajuste y otros resultados poco satisfactorios) y aplicamos regresiones en niveles y en tasas de crecimiento. Las primeras refrendan para México los postulados de Verdoorn y de Kaldor respecto a las economías estáticas de escala; las segundas corroboran la existencia de retornos crecientes a escala del empleo en el sentido de que, un aumento de 1% en el crecimiento del producto requiere un alza en el aumento de la ocupación de solo 0.57%, derivando el resto de un mayor aumento de la productividad y del capital.

A continuación construimos, empleando el método de reducción “de lo general a lo específico”, nuestro *Modelo de Corrección de Errores* (MCE) en el que combinamos la “relación de equilibrio” de largo plazo con la dinámica de corto plazo y estimamos el grado en que los impulsos de las variables explicativas y del elemento inercial afectan a la producción manufacturera. Las estimaciones indican que, la elasticidad crecimiento del producto-crecimiento del empleo de corto plazo es 0.481657, mientras que la de largo plazo es 1.271843;²⁵ por su lado el mecanismo de corrección de errores (mce_{t-1}) refleja el “error” en el logro del equilibrio de largo plazo; ya que, si gy_t aumenta rápidamente, el mce_{t-1} se vuelve más grande y, dado que su coeficiente es negativo (-0.384758), gy_t se reduce y “corrige” dicho error.

²⁵ Obtuvimos la primera elasticidad sumando algebraicamente los coeficientes de gn_t y gn_{t-1} en la ecuación 18; la elasticidad de largo plazo resultó de dividir el resultado anterior entre (1-0.621292) siendo este último valor el coeficiente de gy_{t-1} . Para una mejor comprensión de este procedimiento, véase un ejemplo numérico en Gujarati (1997), pp. 595-6.

A fin de evaluar la capacidad de simulación y de pronóstico del MCE, realizamos las respectivas *pruebas de diagnóstico*. Estas confirman su pertinencia como aproximación adecuada al Proceso Generador de Información (PGI), y su consistencia se refrenda con su correcta forma funcional, errores distribuidos normalmente parámetros estructuralmente estables y la ausencia de heteroscedasticidad y autocorrelación.

Adicionalmente, en el estudio confirmamos empíricamente dos aspectos: 1) el carácter adecuado del procedimiento indirecto con el que Kaldor obtuvo las estimaciones de la elasticidad empleo-producto, en desmedro de la crítica de Rowthorn, y 2) el error en que se incurre cuando, a partir de una regresión estimada, se despeja la variable explicativa para obtener el estimador del coeficiente de regresión de la variable dependiente. Al respecto, Licitaya (2011) demuestra que este procedimiento hace que el sesgo en dicho estimador sea mayor mientras más pequeño es el coeficiente de determinación, por lo que es posible arribar a resultados palmariamente inadmisibles

Referencias

- Banco de Información Económica, INEGI (2013), “Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera” <http://dgcnesyp.inegi.gob.mx/bdiesi/bdie.html>
- Boulier, B. (1984), “What Lies Behind Verdoorn's Law?”, *Oxford Economics Papers* (36), pp. 259-267.
- Engle, R. y Granger, C. (1987), “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, vol. 55, N°. 2, pp. 251-276.
- Galindo, L. M. (1997), “El Concepto de Exogeneidad en la Econometría Moderna”, *Investigación Económica*, Facultad de Economía, UNAM, Vol. LVII: 220, pp. 97-111.

- Granger, C. (2004), “Análisis de Series Temporales, Cointegración y Aplicaciones” *Revista Asturiana de Economía- RAE*, núm. 30, España (versión revisada del discurso pronunciado por el profesor Granger en Estocolmo, el 8 de diciembre de 2003, cuando recibió, junto con el profesor Robert Engle, el Premio del Banco de Suecia en Ciencias Económicas, instituido en memoria de Alfred Nobel (Premio Nobel de Economía).
- Granger, C. (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and cross Spectral Methods”, *Econometrica*, vol. 37, N° 3, pp. 424-438.
- Greene, W. (1999), “*Análisis Económico*”, (3^{ra} ed.) Prentice Hall Iberia, Madrid, España.
- Gujarati, D. (1997), *Econometría*, ed. McGraw-Hill Interamericana, S.A. (tercera edición), Bogotá, Colombia.
- Johnston, J. (1984), *Econometric Methods*, (3rd edition), McGraw-Hill Book Co., Singapore.
- Kaldor, N (1966), *Causes of the slow rate of economic growth in the United Kingdom*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Kaldor, N (1975), “Economic Growth and the Verdoorn's Law - A Comment on Mr. Rowthorn's Article”, *The Economic Journal* 85, pp 891-896.
- Kennedy, P. (1997), *Introducción a la Econometría*, ed. F.C.E., México.
- Leon Ledesma, M.A. (1998), “Economic Growth and the Verdoorn's Law in the Spanish Regions: 1962-1991”, University of Kent, Department of Economics (*Working paper*).
- Liquitaya, J. (2011), “De la Curva de Phillips a la NAIRU: Un Análisis Empírico,” *Revista Análisis Económico*, UAM-A., núm. 62, vol. XXVI, pp. 5 - 30.
- Mac Kinnon, J. (1991), “Critical Values for Cointegration Tests”, Queens Economics department, *Working Paper* 1227, Kingston, Ontario, Canada.
- McCombie, J. (1982), “Economic Growth, Kaldor's Laws and the Static-Dynamic Verdoorn Law Paradox”, *Applied Economics* 14, pp.279-294.

- Mendoza, J. E. (2010), “El comportamiento de la industria manufacturera de México ante la recesión económica de EUA”, *Revista de Economía*, vol. XXVII, núm. 75, segundo semestre.
- Rowthorn, R. E (1979), “A Note on Verdoorn's Law”, *The Economic Journal*, 89, pp. 131 – 133.
- Rowthorn, R. E (1975a), “A Reply of Kaldor's Comment”, *The Economic Journal*, 85, pp. 897 - 901.
- Rowthorn, R. E (1975b), “What Remains of Kaldor's Law?”, *The Economic Journal*, 85, pp. 10 - 19.
- Vaciago, G (1975), “Increasing Returns and Economic Growth in Advanced Economies: A Revaluation”, *Oxford Economic Papers*, vol. 27
- Verdoorn, P. J (1951), “One Empirical Law Governing the Productivity of Labor”, *Econometrica*.

Anexo

Características principales de la EMIM

Desde el punto de vista conceptual, la EMIM toma en cuenta las recomendaciones internacionales respecto a la generación de estadísticas industriales que dicta la Oficina de Estadística de la Organización de las Naciones Unidas (ONU). Tiene como unidad de observación el establecimiento manufacturero,²⁶ que incluye los dedicados principalmente a la maquila de exportación, así como unidades productoras de mercancías independientemente de que dispongan o no del Programa de Fomento denominado “Industria Manufacturera, Maquiladora y de Servicios de Exportación” (IMMEX) y capta información tanto del personal dependiente de la razón social, como del suministrado por una prestadora de servicios de personal.

A fin de generar estadísticas comparables a nivel internacional, la clasificación, sistematización e integración de los datos de las actividades económicas se basa en el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN), versión 2007, adoptado por México, Estados Unidos de Norteamérica y Canadá. Dicho sistema fue construido con base en el concepto de función de producción, de modo tal que los establecimientos con procesos de producción similares se agrupan en la misma clase de actividad delimitada de acuerdo con las diferencias en los procesos de producción.

El instrumento que capta la información es el cuestionario,²⁷ diseñado para cada

²⁶ El establecimiento manufacturero se define como “toda unidad económica que en una ubicación única, delimitada por construcciones e instalaciones fijas, combina recursos bajo un solo propietario o control para desarrollar por cuenta propia o ajena (maquila) actividades de ensamble, procesamiento y transformación total o parcial de materias primas que derivan en la producción de bienes nuevos y servicios afines, comprendidos principalmente en una sola clase de actividad económica.”

²⁷ Existe en dos presentaciones: a) en papel, para los establecimientos que deciden entregar su información por este medio, y b) el electrónico en la página web del INEGI para los establecimientos que prefieran suministrar su información por Internet.

una de las 240 clases de actividad que se investigan. Cuenta con un conjunto de variables comunes y lo que los diferencia son los productos que se captan a nivel de cada clase de actividad. La población objeto de estudio son las empresas que pertenecen al sector manufacturero, incluyendo las maquiladoras de exportación, de acuerdo con el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte 2007 (SCIAN 2007). Su cobertura es nacional y las estimaciones se hacen a nivel de clase de actividad.

El diseño y marco de muestreo se hizo con base en el directorio de los resultados definitivos de los Censos Económicos; pero también se adicionaron 1,603 establecimientos no identificados en el directorio, de los cuales 1,537 pertenecían al programa IMMEX y el resto a la muestra activa de la Encuesta.

Las clases de actividad se estratificaron de acuerdo con la variable 'personal ocupado'. En virtud de las características particulares de cada clase de actividad, se tomaron diferentes criterios para la definición del esquema de muestreo formando cuatro grupos; a tres de ellos se aplicó un diseño determinístico y al restante un diseño probabilístico.

Para el diseño determinístico, se seleccionó el número necesario de unidades económicas para alcanzar la cobertura establecida de cada clase de actividad económica. El procedimiento empleado fue el siguiente:

- a) Se incluyeron en la muestra las unidades económicas activas en la muestra de la EMIM (las que proporcionan la información de manera continua) y no identificados en el Directorio Censal y del programa IMMEX.
- b) Se agregaron al diseño las unidades económicas cuyo personal ocupado fuera mayor a 250, y se incorporaron a la muestra las unidades económicas necesarias para alcanzar la cobertura establecida.

Considerando las características específicas de cada clase de actividad, se definieron tres criterios de clasificación según el tipo de cobertura:

Grupo 1. Cobertura alta (total de unidades productivas). Se consideró como cobertura alta a las 18 clases de actividad económica que tuvieron un número reducido de establecimientos y gran importancia de la actividad. La cobertura es muy cercana al 100% de los ingresos en la clase de actividad correspondiente.

Grupo 2. Cobertura media. Correspondió a las clases de actividad cuya cobertura en ingresos fue mayor o igual al 80% y sin alcanzar la cobertura alta, siendo éstas 150 clases.

Grupo 3. Cobertura media-baja. Lo comprendieron las clases de actividad denominadas especiales cuya participación en ingresos fue menor al 80%. Este grupo comprende 68 clases.

Por su parte, el diseño probabilístico fue estratificado para cuatro clases de actividad. La selección de cada establecimiento fue independiente por estrato y para cada una de las clases de actividad pertenecientes a esta clasificación.

Con el diseño estadístico descrito en los puntos anteriores, la Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera (EMIM) genera indicadores a nivel nacional y para cada una de las 32 entidades federativas. El nivel de cobertura alcanzado en 28 de los 32 estados es superior al 70 por ciento.