

LA EXPORTACIÓN DE CRUDO EN MÉXICO Y LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE FACTORES: UN ANÁLISIS DE LA RELACIÓN DE CAUSALIDAD (1993-2009)

Miriam Angélica Barriga Calderón¹
Mario Gómez Aguirre²

Resumen

En este trabajo se estudia la dirección de la relación de causalidad entre las exportaciones de crudo en México y la productividad de Pemex Exploración y Producción durante el periodo 1993-2009, utilizando la prueba de causalidad de Granger, así como la prueba de causalidad de Toda y Yamamoto. Los resultados indican una relación de causalidad unidireccional que va de la productividad total de los factores a las exportaciones de crudo, lo cual concuerda con la idea de que únicamente las firmas productivas serán capaces de exportar. Las pruebas aplicadas corroboran que fueron necesarias las mejoras en la productividad a fin de lograr mayores exportaciones de crudo en México; esta relación se da considerando que una empresa disminuye sus costos de producción al elevar su productividad, lo que hace que ésta sea más competitiva a nivel mundial.

1. Introducción

En la actualidad, existe un debate sobre la dirección de causalidad entre las exportaciones de una empresa y su productividad. Algunos autores señalan que la causalidad va de las exportaciones a la productividad; sin embargo, otros afirman que la dirección va en el sentido contrario. En la literatura sobre este tema, las afirmaciones anteriores son conocidas como “aprendizaje por exportar” y “auto-selección”, respectivamente.

¹ Instituto de investigaciones Económicas y Empresariales, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo.

² Instituto de investigaciones Económicas y Empresariales, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo.

De acuerdo al enfoque de “aprendizaje por exportar”, la relación de causalidad iría de las exportaciones a la productividad debido a que las empresas que participan en los mercados internacionales obtienen ganancias en conocimiento, así como transferencias de tecnología que en el mercado nacional no podrían adquirir. En otras palabras, el acceso a nuevas tecnologías a las que no tienen acceso las firmas no exportadoras trae como resultado un incremento en la productividad de las empresas luego de que ingresan a mercados internacionales (De Loecker, 2007).

Por su parte, el enfoque de “auto-selección” afirma que la relación de causalidad entre las exportaciones y la productividad se da en sentido contrario. Lo anterior quiere decir que únicamente las empresas que con anterioridad mejoran su desempeño, y de manera específica la productividad, son capaces de ingresar a los mercados internacionales. También se ha señalado que las firmas se enfrentan a altos costos de comercialización en los mercados internacionales, por lo tanto, sólo las empresas más productivas serán capaces de triunfar en mercados externos (Melitz, 2003 y Bernard, *et al.*, 2003).

La importancia de este estudio radica en que, para el caso de México, no existen estudios donde se analice la relación de causalidad entre las exportaciones de crudo y la productividad de Pemex Exploración y Producción.

El objetivo del presente artículo es analizar la relación de causalidad entre la productividad y las exportaciones de petróleo en México. Así, la investigación se estructura de la siguiente manera: posterior a la introducción, se presenta una revisión de la literatura del tema en cuestión en el segundo apartado; en la tercera parte se describe la metodología utilizada para el cálculo de la productividad total de factores, las pruebas de raíz unitaria sin cambio estructural e incluyendo quiebres estructurales, así como las pruebas de causalidad de Granger y Toda y Yamamoto; en la cuarta sección se presentan los resultados del estudio; finalmente, se muestran las conclusiones.

2. Revisión de la literatura de la relación de causalidad entre la productividad y las exportaciones

El tema sobre la relación entre la productividad y el comercio internacional han sido analizado desde la época de los clásicos en la teoría del comercio. Adam Smith (1776) (citado por Appleyard y Field, 2003) afirmaba que la diferencia en costos es la que rige el flujo de los bienes entre naciones, además señalaba que las diferencias en la productividad de los factores de la producción determinaban, principalmente, los costos. Éste autor desarrolló la teoría de la ventaja absoluta, en la que afirma que las distintas ventajas en la producción de los bienes eran la razón para la especialización y el intercambio, y de esta manera, se obtendrían ganancias de la productividad por medio de la división del trabajo. Bajo esta teoría, los países deben especializarse y exportar los bienes en los cuales se tiene una ventaja absoluta e importar de otros países aquellos bienes en los cuales estos últimos tienen una ventaja absoluta en la producción. Años más tarde, David Ricardo (1817) (citado por Fadinger y Fleiss, 2007) desarrolla la teoría de la ventaja comparativa, en la cual sostiene que es posible obtener ganancias del comercio cuando los países se especializan en la producción del bien en el cual tienen una mayor eficiencia relativa o una menor ineficiencia relativa. Según esta teoría, la principal razón para realizar intercambios internacionales de bienes radica en las diferencias en la productividad de los países.

Existen varios debates en los estudios sobre el comercio internacional. En el ámbito de la globalización, el comercio es un elemento esencial en la apertura económica y, al mismo tiempo, el comercio promueve el crecimiento en las economías en desarrollo (Bhagwati, 2002, 2004). Estudios recientes señalan que la globalización se extendió más allá del comercio y que tiene consecuencias no económicas. Otros estudios mostraron que el comercio ayuda a una economía en desarrollo con el “*catching up*” y conduce a cambios económicos estructurales que implican un cambio de intensivo en mano de obra a técnicas de producción más avanzadas (Lee, 1986; Rana, 1990; Carolan, *et al.*, 1998). Otros estudios que involucran datos panel, mostraron que las economías abiertas experimentan un crecimiento de la productividad más rápido porque tienen una mayor capacidad para absorber la tecnología avanzada (Grossman y Helpman, 1991; Barro y Sala-i-Martin, 1995).

Por su parte, Kaldor (1967) postuló la Ley de Verdoorn, la cual establece que el aumento en la producción de un bien trae consigo un aumento de la productividad de la empresa. Según el autor, esto se debe, entre otras cosas, a factores como las economías de escala, la curva de aprendizaje, el aumento en la división del trabajo y la formación de nuevos procesos y de nuevas subsidiarias. De esta manera, un incremento en la productividad es considerado como el principal factor determinante del aumento en la producción. Así, un aumento en la productividad, y por ende una reducción en los costos unitarios hace más fácil vender en el exterior permitiendo aumentar las ganancias. Lo anterior explica que la relación causal que va del incremento de la productividad, debido al aumento de la producción, al crecimiento del comercio.

Bernard y Jensen (1999) realizaron un estudio sobre la relación causal entre el nivel de exportación y la productividad. La gran pregunta que se plantean en esta investigación es la naturaleza de la correlación positiva entre el nivel de exportación y la productividad, es decir, si la exportación conduce a un nivel de productividad de la planta superior. El estudio se realizó a través de una prueba de causalidad de Granger sobre las medidas de la productividad agregada en el sector manufacturero privado de Estados Unidos de América (EUA) y las exportaciones. Las investigaciones realizadas entre ambos autores establecieron que los exportadores “potenciales” tienen mejores características años antes de entrar en un mercado extranjero, incluyendo una mayor productividad, mayores salarios y mayor tamaño. Como cuestión complementaria, se determinó si una productividad mayor incrementa las probabilidades de una empresa de convertirse en un exportador. La conclusión de este trabajo empírico es que las empresas que poseen una alta productividad son capaces de pagar los altos costos de entrar en mercados extranjeros.

Referente a esta relación de causalidad, Medina (2001) señaló que cuando un país ingresa en el mercado internacional se da un traslado de ideas y de tecnología, esto traerá como resultado un aumento en la competitividad tanto en el país exportador como en el importador debido a que al incrementar la imitación e innovación y al acelerar el progreso técnico para ambos países se generan ganancias de eficiencia por costos más competitivos y una mejora en la productividad. Por otra parte, se facilita el comercio exterior ya que el incremento de las exportaciones hace

posible que los compradores externos puedan adquirir productos que no pueden conseguir en el mercado doméstico. Debido a que el aumento de las exportaciones trae consigo reducciones en costos, así como un aumento en la eficiencia, la dirección de causalidad va del incremento de las exportaciones al aumento de la productividad.

Para Kankesu (2004), el incremento de las exportaciones resulta en un aumento de la productividad a través de un proceso educativo. Esto se explica debido a una mayor exposición a la competencia extranjera, lo cual puede motivar a rápidos cambios tecnológicos trayendo como resultado una reducción de la ineficiencia local. Así, el aumento de las exportaciones es una condición previa para las mejoras en la productividad. Además, es necesario un crecimiento de la productividad para el aumento de las exportaciones, ya que las técnicas sofisticadas de administración pueden inducir a que las empresas locales exijan una política gubernamental orientada a las exportaciones. Finalmente, el autor señala que esto podría darse considerando que una empresa reduce sus costos de producción por una mejora en la tecnología, lo cual haría a la empresa más competitiva en el plano internacional. De acuerdo con este autor la relación entre productividad y comercio se da de manera bilateral, es decir, el comercio puede ser un factor para aumentar la productividad, y la productividad puede ser un factor para aumentar el comercio.

Un enfoque más reciente sobre la relación entre comercio y productividad es conocido como enfoque de la firma, bajo el cual, Joachim Wagner (2005) habla sobre la discusión del rol que tienen las exportaciones en promover el crecimiento gerencial y de manera particular la productividad.

Existen dos puntos de vista del por qué esperar que las empresas exportadoras sean más productivas que las que no lo hacen. El primero se basa en la auto-selección del más productivo en el mercado exportador. Esto se explica debido a que existen costos adicionales de distribución o costos de marketing, personal capacitado para manejar las redes internacionales o costos adicionales de producción para adaptar los productos nacionales a los mercados extranjeros. Estos costos pueden considerarse como barreras de entrada que empresas menos exitosas no pueden enfrentar. Por otra parte, el comportamiento de las empresas puede ser de

anticipación en búsqueda de la expansión internacional, de esta manera, las empresas mejoran su desempeño con el objetivo de ser más competitivas en el mercado externo; así, las empresas más productivas se vuelven exportadoras. El segundo punto de vista hace alusión al rol del “aprender por exportar” (*learning-by-exporting*). Bajo este enfoque, el flujo de conocimiento por parte de los compradores y competidores internacionales ayuda a mejorar el desempeño futuro de los exportadores inexpertos, además, las empresas que participan en los mercados mundiales están más expuestas a una mayor competencia y tienen que mejorar más rápido que aquellas que se centran en la venta dentro del mercado doméstico (Wagner, 2005).

Li y Bender (2007) examinaron las relaciones de causalidad entre las exportaciones de manufacturas y la productividad para cinco grupos de industrias (industrias de productos primarios, industrias intensivas en mano de obra, industrias de productos-materia prima, industrias de producción de bienes e industrias de metales) y seis regiones del mundo (economías industrializadas de Europa, países de la unión europea, economías del este de Asia, Estados Unidos, países del sur y sureste de Asia, y países Latinoamericanos) para el periodo 1989-1999. Cabe destacar que dentro de las industrias de productos-materia prima se consideró a la industria petrolera, y dentro de los países latinoamericanos se incluyó a México. En este estudio, la productividad se estimó utilizando las cifras de valor agregado, y la información de las exportaciones manufactureras fueron ajustadas a través del índice de ventaja comparativa revelada.

Las conclusiones a las que llegan los autores, para el caso de las industrias de productos-materia prima (es la industria que nos interesa, ya que en ella se incluye la industria petrolera), fueron que son necesarias las mejoras en la productividad de la empresa a fin de lograr mayores exportaciones así como ganancias en la ventaja comparativa. Un aspecto importante que se evidencia en este artículo es el importante rol de la productividad de una empresa, especialmente en las economías en desarrollo, ya que las mejoras en la productividad son probablemente la solución a largo plazo para promover tanto el comercio como el desarrollo de una economía (Li y Bender, 2007).

3. Modelos

3.1. Cálculo del índice de productividad total de factores

Para la presente investigación, la productividad es definida como la relación entre la producción total obtenida y la cantidad de factores productivos empleados para obtenerla (Machuca, 1995). Así, el cálculo de la productividad puede ser considerado como un indicador de la eficiencia de la utilización de los factores de la producción para la fabricación de bienes y servicios.

La productividad en esta investigación se medirá a partir del método propuesto por Hernández Laos (Índice de la Productividad Total de Factores -IPFT-), el cual relaciona el índice de aumento del producto con el índice de aumento de los insumos primarios, estos últimos ponderados de acuerdo a su participación en el valor de la producción del año base (Hernández, 2004). La metodología que se describe a continuación se tomó de Hernández (1985), Hernández (2004) y Hernández y Guzmán (2005).

El cálculo del Índice de Productividad Total de Factores parte de la siguiente definición contable:

$$Y_0 = W_0 + U_0$$

Donde Y_0 hace referencia el valor agregado neto del país, W_0 expresa las remuneraciones a los asalariados y U_0 representa los beneficios netos generados en la economía. Si descomponemos cada una de las magnitudes anteriores en sus componentes de *quantum* y de precio obtenemos lo siguiente:

$$Q_0 * P_0 = (W_0 * L_0) + (r_0 * K_0)$$

Donde Q_0 es la cantidad de producción, P_0 es el precio por unidad del valor agregado neto, W_0 expresa el salario medio por obrero ocupado en la industria, r_0 representa la tasa media de beneficio neto de la industria y, finalmente, K_0 es el valor de los acervos de capital fijo neto utilizados en la industria. Toda la información anterior se refiere al año base del estudio.

Si dividimos la ecuación anterior entre Q_0 , obtenemos:

$$P_0 = W_0 * (L_0/Q_0) + r_0 * (K_0/Q_0)$$

Definiendo A_0 y (L_0/Q_0) y $B_0 = (K_0/Q_0)$, entonces:

$$P_0 = (W_0 * A_0) + (r_0 * B_0)$$

La ecuación presentada anteriormente hace referencia al precio promedio del valor agregado neto en el año base. Si evaluamos el producto en el año “ t ” a los precios del período “0”, se tiene como resultado la siguiente ecuación:

$$Q_t * P_t = Q_t * (W_0 * A_0) + (r_0 * B_0) = (W_0 * A_0 * Q_t) + (r_0 * B_0 * Q_t)$$

Debido a que $Q_t = (K_t/B_t) = (L_t/A_t)$, y sustituyendo en la ecuación, obtenemos:

$$Q_t * P_t = (W_0 * (A_0/A_t) * L_t) + (r_0 * (B_0/B_t) * K_t)$$

Los cocientes (A_0/A_t) y (B_0/B_t) expresan el inverso de la evolución de los requerimientos de mano de obra y de capital fijo por unidad de valor agregado, respectivamente; lo anterior quiere decir que se miden los cambios en la productividad parcial del trabajo y del capital. Si representamos esta evolución mediante “ π ”, obtenemos lo siguiente:

$$\pi_L = (A_0/A_t); \text{ y } \pi_K = (B_0/B_t)$$

Y sustituyendo esta expresión en la ecuación previa, se tiene que:

$$Q_t * P_t = (W_0 * \pi_L * L_t) + (r_0 * \pi_K * K_t)$$

Es posible construir un índice de PTF “ π ” como una media ponderada de la productividad media del capital π_K y de la productividad media de la mano de obra π_L . Así, la ecuación anterior puede representarse como:

$$Q_t * P_t = \pi * (W_0 * L_t) + (r_0 * K_t)$$

Si dividimos y multiplicamos por L_0 y K_0 obtenemos:

$$Q_t * P_0 = \pi * (W_0 * L_0 * L_t/L_0) + (r_0 * K_t/K_0) = \pi * (W_0 * (L_t/L_0) + U_0 * (K_t/K_0))$$

Dividiendo por $Q_0 P_0 = Y_0$, tenemos que:

$$Q_t/Q_0 = \pi * ((W_0/Y_0) * (L_t/L_0) * (U_0/Y_0) * (K_t/K_0))$$

Así, el IPTF en el año “ t ” es igual a:

$$\pi_t = (Q_t/Q_0) / (\alpha * (L_t/L_0) + (\beta * (K_t/K_0)))$$

Donde Q_t y Q_0 representan el índice de volumen del PIB al costo de los factores de la industria, en el período “ t ” y “ 0 ”, respectivamente; L_t y L_0 se refieren al índice de los insumos de mano de obra en el periodo “ t ” y “ 0 ”; K_t y K_0 representan el índice de los acervos netos de capital fijo reproducible, valuados a precios constantes, en el período “ t ” y “ 0 ”; $\alpha = (W_0/Y_0)$ es la ponderación de los insumos de mano de obra en los insumos totales, igual a la participación de las remuneraciones de los asalariados en el valor agregado al costo de los factores en el año base; y $\beta = (U_0/Y_0)$ es la ponderación de los insumos de capital en los insumos totales, igual a $1 - \alpha$.

Una vez descrita la metodología para el cálculo del índice de PTF, es necesario describir la manera en que se lleva a cabo la estimación del nivel de producción “ Q ”, el insumo trabajo “ L ” y el insumo capital “ K ”, necesarios para la medición del IPTF.

Para determinar la variable “ Q ” (nivel de producción), la cual expresa el índice de volumen del PIB al costo de los factores de la industria, ésta se definió como el PIB industrial, particularmente de la extracción de crudo y gas de la industria petrolera (Hernández, 1985). Los datos del PIB industrial fueron extraídos del Banco de Información Económica (BIE) del INEGI para el período 1993-2009.

Tomando en cuenta que para una medición eficaz de la productividad se requiere contar con las mismas unidades en todos los componentes de la ecuación (Hernández, 2002), el insumo trabajo “ L ” se medirá como las remuneraciones totales al personal ocupado en la extracción de petró-

leo y gas. Las remuneraciones a los asalariados se obtuvieron del Banco de Información Económica (BIE) del INEGI para el período 1993-2009.

En el caso de la variable “ K ”, es decir, el índice de los acervos netos de capital fijo reproducible, la mediación se llevó a cabo a través del método de inventarios perpetuos, el cual es un procedimiento que acumula la inversión de cada año y le resta la asignación para el consumo de capital fijo o depreciación de los activos de capital fijo del mismo periodo (Vergara y Rivero, 2006), y se expresa de la siguiente manera:

$$K_t = K_{t-1} (1 - d) + I_t$$

Donde K son los activos de capital real para el año $t - 1$ o año “0”, es la depreciación de los bienes de capital, e I es la formación bruta de capital fijo.

Para la estimación de los activos de capital para el año “0” se recurre a la siguiente fórmula (Ramírez y Aquino, 2004):

$$K_{(0)} = I_1 / (g + d)$$

Donde I_1 es la formación bruta de capital fijo (FBKF) para el primer año, g es el porcentaje de crecimiento del PIB de ese año, y d el porcentaje de depreciación del mismo año. Esta información fue tomada del Sistema de Cuentas Nacionales del INEGI para el periodo 1993-2009.

3.2. Pruebas de raíz unitaria

Cuando hablamos de una secuencia de valores ordenados cronológicamente a lo largo del tiempo la denominamos serie de tiempo. Al realizar estudios con series de tiempo, es posible encontrar secuencias estacionarias y no estacionarias. Una serie de tiempo es estacionaria si su distribución es constante a lo largo del tiempo (la media, varianza y covarianza son constantes en el tiempo) (Gujarati, 2003). Sin embargo, muchas de las series de tiempo que se analizan no cumplen con la condición de estacionariedad (series con raíz unitaria) cuando tienen una tendencia estocástica.

Cuando no se cumple la condición de estacionariedad se pueden presentar problemas serios, consistentes en que dos variables completamente independientes pueden aparecer como significativamente asociadas entre sí en una regresión, únicamente por tener ambas una tendencia y crecer a lo largo del tiempo; estos casos fueron denominados por Granger y Newbold (1974) como “regresiones espurias”.

El debate sobre la presencia de raíces unitarias en series de tiempo, especialmente en datos económicos, ha cobrado mayor atención en las últimas décadas, particularmente desde el trabajo de Nelson y Plosser (1982), en el cual los autores afirman que los choques actuales tienen un efecto permanente en el largo plazo en gran parte de las series de tiempo macroeconómicas y financieras. Estudios ulteriores analizaron el tema, argumentando que la respuesta de largo plazo a los choques actuales depende del tamaño relativo de los choques temporales y de los choques permanentes. Desde entonces, una buena parte de los estudios publicados se han concentrado en desarrollar métodos para determinar la presencia de raíces unitarias en las series temporales.

Dickey y Fuller (1979) sugieren las siguientes ecuaciones para determinar la presencia o no de raíces unitarias:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + u_t$$

Estas tres regresiones se diferencian debido a la presencia de dos componentes determinísticos: el intercepto (α) y la tendencia (t). En la primera ecuación encontramos un modelo puramente aleatorio; mientras que la segunda incorpora un intercepto, y la tercera ecuación contiene tanto el intercepto y como la tendencia. El intercepto y la tendencia deberán incluirse en la prueba si la serie de tiempo presenta alguna tendencia. Si la serie de tiempo carece de una tendencia y la media de la serie es diferente de cero, será necesario incluir el intercepto únicamente. Finalmente, si la serie fluctúa alrededor de una media igual a cero, no deberá incluirse el intercepto ni la tendencia en la prueba (Hamilton, 1994).

La hipótesis nula en esta prueba es que $\gamma = 0$, lo cual significa que la serie de tiempo presenta raíz unitaria, y la hipótesis alternativa sería que $\gamma < 0$, es decir, la serie de tiempo es estacionaria.

Las pruebas de raíz unitaria de Dickey y Fuller (1979) son comúnmente utilizadas en el trabajo aplicado. Esta prueba se basa en una hipótesis nula que no considera ningún tipo de cambios estructurales en la serie. Así pues, si la serie de tiempo presenta cambios estructurales, las conclusiones realizadas a partir de esta prueba podrían ser inválidas.

Además de esta prueba, existe una diversidad de pruebas para determinar si una serie de tiempo es estacionaria. Dentro de ellas, destacan la prueba Dickey-Fuller Aumentada (1981) y la prueba desarrollada por Phillips y Perron (1988). La prueba DFA, a diferencia de la DF, incluye términos en diferencia rezagados cuando el error (u_t) se encuentra autocorrelacionado. Por su parte, la prueba de Phillips y Perron (1988) se basa en la DF, haciéndola compatible con la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad en los residuos (para más detalles sobre pruebas de raíz unitaria ver a Gómez, 2011). Dichas pruebas, establecen la misma hipótesis nula y alternativa que la prueba DF.

Una vez descritas las pruebas de raíz unitaria para series de tiempo que no incorporan cambios estructurales, es necesario abordar aquellas que incluyen quiebres estructurales. Para ello se requiere definir primeramente lo que es un cambio estructural.

El concepto de cambio estructural no tiene una definición única puesto que depende del entorno en el cual se utilice el término. Según Hidalgo (2000), éste puede ser definido como aquella alteración o modificación de los parámetros en un modelo de regresión.

Dentro de los primeros estudios que consideran la existencia de cambios estructurales en las pruebas de raíz unitaria encontramos el de Perron (1989), que presentó una versión modificada de la prueba Dickey-Fuller, esta nueva versión incorpora un quiebre estructural exógeno, es decir, conocido a priori. Posteriormente, otros autores cambiaron el procedimiento de manera que fuera posible estimar endógenamente el punto de quiebre. Dentro de las pruebas de raíz unitaria que estiman

endógenamente el punto de quiebre encontramos la de Zivot y Andrews (1992) y la Perron (1997). Una debilidad de los dos últimos métodos radica en que el estadístico de prueba se deriva partiendo de una hipótesis nula de raíz unitaria sin cambios estructurales. Por consiguiente, según Lee y Strazicich (2003), en estas pruebas el rechazo de la hipótesis nula no necesariamente incluye el rechazo de la existencia de raíz unitaria, sino que podría indicar rechazo de una raíz unitaria sin quiebres. Así, la hipótesis alternativa no implica estacionariedad con cambios estructurales, sino presencia de raíz unitaria con cambios estructurales.

Por lo anterior mencionado, es necesario contar con pruebas que no impliquen el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria ocasionada por la presencia de cambios estructurales. Uno de estos métodos es la prueba de raíz unitaria de Lee y Strazicich (2003), para dos cambios estructurales (LS-2). Además de esta versión, existe otra para un solo cambio estructural, Lee y Strazicich (2004), sin embargo, la notación de la prueba, la derivación del estadístico y sus propiedades son iguales a la prueba que incluye dos quiebres, por esta razón, se describirá únicamente la prueba que incluye dos cambios estructurales.

Otra debilidad de las pruebas de Zivot-Andrews y de Perron (1997), según Lee y Strazicich (2001), radica en que estas pruebas estiman de manera incorrectamente la fecha del punto de quiebre, tanto bajo la hipótesis nula como bajo la alternativa, determinándola un período antes del período real. Lee y Strazicich (2001) afirman que cuando se utiliza el periodo de un cambio estructural incorrecto, todos los parámetros estimados en la prueba son sesgados. Bajo estas condiciones, se maximiza el sesgo, lo cual conduce a que el estadístico de la prueba sea mínimo para el período. Por consiguiente, las pruebas de Zivot-Andrews y de Perron (1997) muestran distorsiones que provocan rechazos espurios de la hipótesis nula. Con el propósito de corregir estas distorsiones, Lee y Strazicich (2003) desarrollaron otra prueba de raíz unitaria. Esta prueba se basa en el principio del multiplicador de Lagrange (LS-2), y parte de la prueba propuesta por Perron (1989), la cual se basaba en tres modelos que incluyen cambio estructural: el primero de ellos, modelo A, presenta un solo cambio en el nivel; el segundo, modelo B, permite un cambio en la tendencia, y finalmente, un tercer modelo, modelo C, que permite cambios tanto en el nivel como en la tendencia. En el modelo de Lee y Strazicich

(2003) para dos cambios estructurales, se adecuan los modelos A y C para realizar una prueba a partir del principio del multiplicador de Lagrange. La razón de omitir el modelo B radica en que la mayor parte de las series de tiempo económicas pueden describirse adecuadamente mediante el modelo A o el modelo C.

El proceso generador de datos para la prueba Lee y Strazicich (2003) se encuentra dado por:

$$y_t = \delta' Z_t + X_t, X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde Z_t se refiere a las variables exógenas y ε_t es *iid* $N(0, \sigma^2)$. En el caso del modelo A (o modelo "Crash") se incluyen dos cambios en el intercepto bajo la hipótesis alternativa. El modelo puede describirse mediante el vector $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]$, donde cada D_{jt} , para $j = 1, 2$, es una variable dicotómica que es igual a 1 cuando $t \geq T_{Bj} + 1$, e igual a 0 en otro caso, T_{Bj} es el periodo de tiempo del cambio estructural. Por su parte, el modelo C (o modelo "Mixed") incluye dos cambios en el intercepto y dos en la tendencia, y se describe mediante el vector $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]$, en el cual cada variable DT_{jt} es igual a $(t - T_{Bj})$ cuando $t \geq T_{Bj} + 1$ e igual a 0 en otro caso. Las variables D_{jt} se definen como en el modelo A. En esta prueba, el proceso generador de datos permite cambios estructurales bajo la hipótesis nula ($\beta = 1$) y la alternativa ($\beta < 1$), de esta manera, obtenemos:

- Modelo A

Hipótesis nula: $y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t}$

Hipótesis alternativa: $y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t}$

- Modelo C

Hipótesis nula: $y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + y_{t-1} + v_{1t}$

Hipótesis alternativa: $y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_3 DT_{1t} + d_4 DT_{2t} + v_{2t}$

Para los dos modelos, v_{1t} y v_{2t} se refieren a errores estacionarios y $B_{jt} = 1$ para $t = T_{Bj} + 1$. Perron (1989) demostró que es necesario incluir

los términos B_{jt} para garantizar que la distribución asintótica del estadístico de prueba no dependa de la magnitud de los cambios estructurales, dada por d_t .

Las hipótesis nulas en estos modelos involucran cambios no permanentes en el nivel y cambios permanentes en el intercepto. De esta manera, rechazar la hipótesis nula implicará la existencia de estacionariedad en la serie sin ningún tipo de ambigüedad. De manera contraria, bajo la prueba de Zivot-Andrews, la hipótesis nula es $y_t = \mu_0 + y_t - 1 + v_{1t}$ para los dos modelos, por lo tanto, no se toma en cuenta la posibilidad de cambios estructurales, debido a esto, las deducciones realizadas con esta última prueba serían válidas sólo si no existieran quiebres bajo la hipótesis nula.

Tomando como base los modelos anteriores, la prueba de raíz unitaria que involucra dos cambios estructurales resulta de la siguiente regresión, la cual se estima a través del principio del multiplicador de Lagrange: $\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \varphi \tilde{s}_{t-1} + u_t$, donde $\tilde{s}_t = y_t - \tilde{\varphi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $t = 2, \dots, T$; $\tilde{\delta}$ son los coeficientes de la regresión Δy_t sobre ΔZ_t ; y $\tilde{\varphi}_x$ es dada por $y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$. y_1 y Z_1 representan la primera observación de y_t y Z_t . La hipótesis nula de raíz unitaria es descrita por $\varphi = 0$. Se incluyen los términos $\Delta \tilde{s}_{t-j}$, $j = 1, \dots, k$ en la primera regresión para corregir los errores (para más detalles ver a Gómez, 2011).

3.3. Pruebas de causalidad

Existen diversas pruebas para estudiar las relaciones de causalidad entre variables, de las cuales podemos destacar la de Granger (1969), Sim (1972), Geweke *et al.* (1982) (GM) y la prueba de causalidad propuesta por Toda y Yamamoto (1995); las cuales requieren que las variables sean estacionarias en las primeras tres pruebas, con el objetivo de evitar obtener resultados espurios. En la presente investigación se utiliza la prueba de Granger (1969), así como la prueba de Toda y Yamamoto (1995), con la finalidad de verificar los resultados de ambas pruebas.

La idea general que está detrás de la prueba de causalidad de Granger consiste en lo siguiente: Si un acontecimiento A sucede antes de un B , entonces es posible que A cause a B . Sin embargo, no es posible que B cause a A . Dicho de otra manera, los acontecimientos pasados pueden

provocar eventos que se estén presentando actualmente, lo cual no sucede con los acontecimientos futuros (Gujarati, 2003).

A continuación se describe la metodología para estudiar las relaciones de causalidad a través de la prueba de Granger, la cual fue tomada de Gujarati (2003).

La prueba de causalidad de Granger se basa en la siguiente pregunta: ¿A causa B, ($A \rightarrow B$) o B causa A ($B \rightarrow A$)? La dirección de la causalidad es representada por la flecha. Bajo esta prueba, la información relevante para la predicción de las variables respectivas, está contenida solamente en datos de series de tiempo de las variables de estudio. Esta prueba implica la estimación de las siguientes regresiones:

$$A_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i B_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j A_{t-j} + u_{1t}$$

$$B_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i B_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j A_{t-j} + u_{2t}$$

Donde se supone que las perturbaciones u_{1t} y u_{2t} no están correlacionadas. La primera de las ecuaciones postula que el valor de A actual se relaciona con los valores pasados de la misma A, al igual que con los valores de B, y la segunda ecuación plantea un comportamiento similar para B. Es posible realizar estas regresiones en forma de crecimientos, A y B, donde un punto sobre una variable muestra su tasa de crecimiento. Es posible distinguir cuatro casos en las relaciones de causalidad:

a) Se dice que existe una causalidad unidireccional de B hacia A si los coeficientes estimados sobre B rezagada en la primera ecuación son estadísticamente diferentes de cero considerados en grupo (es decir, $\alpha_i \neq 0$) y el conjunto de coeficientes estimados sobre A rezagada en la segunda ecuación no son estadísticamente diferente de cero (es decir, $\delta_j = 0$).

b) De manera contraria, la causalidad unidireccional de A hacia B se da si los coeficientes de B rezagada en la primera ecuación no son estadísticamente diferentes de cero (es decir, $\alpha_i \neq 0$) y el conjunto de coeficientes

de A rezagada en la segunda ecuación son estadísticamente diferente de cero (es decir, $\delta_i \neq 0$).

c) La causalidad bilateral, o retroalimentación, se presenta cuando los conjuntos de coeficientes de A y B son estadísticamente significativos, es decir, diferentes de cero, en las dos regresiones.

d) Se presenta independencia en las variables cuando los conjuntos de coeficientes de A y B no son estadísticamente significativos en las dos regresiones.

De manera general, debido a que el futuro no puede predecir acontecimientos pasados, si la variable A causa la variable B , entonces los cambios en A deben anteceder a los cambios en B . Por consiguiente, en una regresión de B sobre otras variables (incluyendo los propios valores pasados de B), si se consideran valores pasados o rezagados de A y esto mejora significativamente la predicción de B , entonces podemos decir que A causa a B . Lo mismo sucede si B causa a A .

Toda y Yamamoto (1995) presentan una aproximación para evaluar la relación de causalidad independientemente del orden de integración y/o del rango de cointegración en el sistema de vectores autorregresivos (VAR) estimado a través del sistema *seemingly unrelated regressions* (SUR). Esta es una prueba robusta respecto a las propiedades de integración y cointegración. Dicha metodología emplea una prueba de *Wald* modificada (*MWald*) para comprobar restricciones de los parámetros en el VAR (k), donde k es el orden de los rezagos del sistema; el cual posee una distribución asintótica Chi-cuadrada con k grados de libertad cuando se estima un VAR ($k + dmax$), donde (max) corresponde al máximo orden de integración de las series que componen el sistema.

El modelo, según la prueba de causalidad de Toda y Yamamoto (1995), se plantea de la siguiente manera:

$$IPTF_t = a + \sum_{i=1}^k a_i IPTF_{t-1} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} b_j IPTF_{t-j} + \sum_{i=1}^k c_i XP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} d_j XP_{t-j} + e_{1t}$$

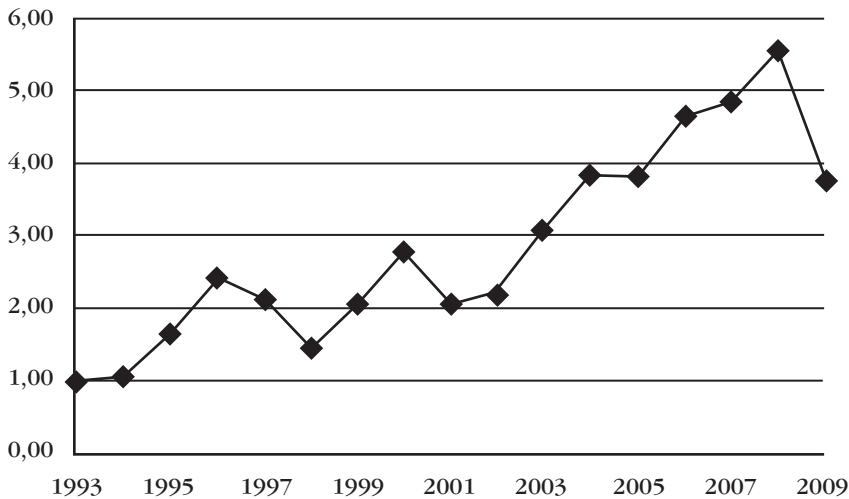
$$Xp_t = f + \sum_{i=1}^k g_i Xp_{t-1} + \sum_{j=k+1}^{k+d \max} b_j Xp_{t-j} + \sum_{i=1}^k m_i IPTF_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d \max} n_j IPTF_{t-j} + e_{2t}$$

Donde $IPTF_t$ y Xp_t son las variables Índice de Productividad Total de Factores y exportaciones de crudo respectivamente. e_{1t} y e_{2t} son los errores ruido blanco con media cero, varianza constante y no autocorrelación. La causalidad en el sentido de Granger va de Xp_t a $IPTF_t$ si $c_i \neq 0, \forall_i$ en la primera ecuación. Para la segunda ecuación, la causalidad en el sentido de Granger va de $IPTF_t$ a Xp_t , si $m_i \neq 0 \forall_i$. Un trabajo empírico en donde se aplica esta metodología es el de Gómez (2011).

4. Análisis de resultados

Para ayudar a esclarecer el debate respecto a la dirección de la relación de causalidad existente entre la productividad de una empresa y sus exportaciones, se ha estudiado dicha relación para el caso de las exportaciones de crudo en México y la productividad de Pemex Exploración y Producción durante el periodo 1993-2009. La variable productividad ha sido calculada de acuerdo al Índice de Productividad Total de Factores (IPTF), el cual relaciona el índice de aumento del producto con el índice de aumento de los insumos primarios, estos últimos ponderados de acuerdo a su participación en el valor de la producción del año base (Hernández, 2004). Por su parte, los datos referentes a la variable exportaciones de crudo (Xp), definida como la salida de barriles de crudo del territorio nacional para su uso o consumo en el mercado exterior, fueron tomados de la Secretaría de Energía (2011) y se miden en miles de barriles diarios (ver Cuadro 3 del Anexo 1). Los resultados del cálculo del IPTF se muestran en la Gráfica 1.

GRÁFICA 1. ÍNDICE DE PRODUCTIVIDAD TOTAL DE FACTORES DE PEMEX EXPLORACIÓN Y PRODUCCIÓN, 1993-2009 (EN DÓLARES CONSTANTES DE 1993)



Fuente: elaboración propia con base en datos del Cuadro 2 del Anexo 1.

En la gráfica anterior, se observa que el IPTF siguió una tendencia ascendente de 1993 a 2008, con algunas caídas en 1998 y 2001, principalmente. La disminución del IPTF se debió a que en estos años se presentó un aumento de la producción de crudo respecto a los años anteriores, sin embargo, los factores de la producción (mano de obra y capital) incrementaron respecto al año anterior (ver Cuadro 1 del Anexo 1); lo anterior quiere decir que en 1998 y en el año 2001 se obtuvo una mayor cantidad de crudo, no obstante, fue necesario utilizar mayores recursos para su producción, lo cual trae como resultado una reducción del IPTF. Por otra parte, para el último año del periodo de estudio, 2009, la gráfica nos muestra una importante caída del IPTF, que básicamente se debe al desplome de la producción de crudo en México y al incremento de los factores mano de obra y capital en ese año (ver Cuadro 1 del Anexo 1).

Una vez obtenidos los datos del IPTF, se procedió al análisis de la estacionariedad de las series de tiempo, en este caso de las variables IPTF y exportaciones de crudo. Este análisis se realizó antes de aplicar la prue-

ba de causalidad debido a que si los datos son “no estacionarios” (tienen raíz unitaria) se pueden obtener datos espurios en la prueba.

Para verificar la estacionariedad de las series se aplicaron dos pruebas. La primera consistió en la prueba de raíz unitaria de Dickey- Fuller Aumentada (1981), descrita en apartados anteriores. Los resultados de dicha prueba se muestran en el Cuadro 1.

CUADRO 1. RESULTADOS DE LA PRUEBA DICKEY-FULLER AUMENTADA

Variable	Hipótesis Nula	Estadístico t	Valor Prob.
Xp	Xp tiene raíz unitaria	-2.0285	0.2728
IPTF	IPTF tiene raíz unitaria	-2.5369	0.3086

Fuente: elaboración propia con base en datos de los Cuadros 2 y 3 del Anexo 1.

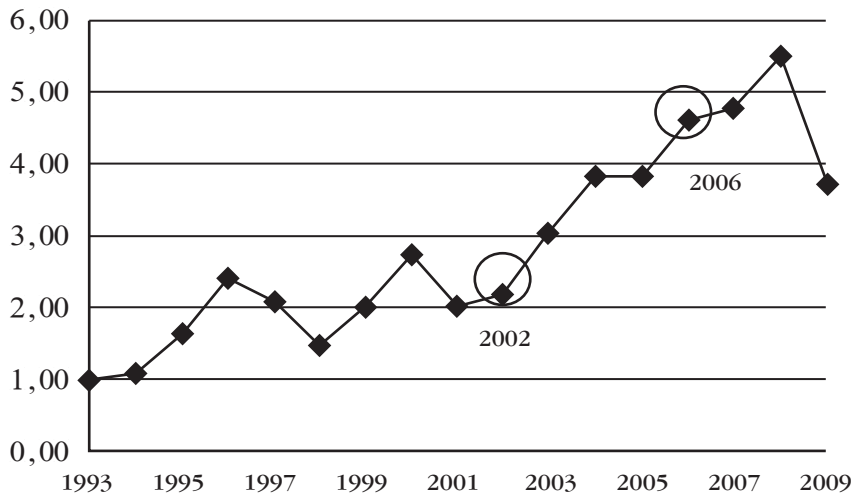
De acuerdo al valor prob de la prueba DFA, no se puede rechazar la hipótesis nula en el caso de las dos variables a ningún nivel de significancia (1%, 5% o 10%). Por lo tanto, las dos variables presentan raíz unitaria. A pesar de que la prueba DFA nos muestra que los datos son no estacionarios, es posible verificar la estacionariedad de las series a través de la prueba secuencial de raíz unitaria de Lee y Strazicich (2003), la cual permite identificar cambios estructurales en las series de tiempo.

Analizando las gráficas de ambas series (IPTF y Xp), es posible identificar ciertos saltos o cambios en ciertos periodos de tiempo, los cuales fueron determinados de manera formal a través de la prueba Lee y Strazicich (2003), tal y como lo muestran las Gráficas 2 y 3.

En la Gráfica 2, podemos observar los cambios estructurales en el IPTF en los años 2002 y 2006. En ambos casos, a partir de esos puntos se incrementa de manera notoria el IPTF. El cambio estructural del 2002 puede deberse al establecimiento del Grupo de Trabajo de Energía para América del Norte (GTEAN) en 2001, en el cual participaron los gobiernos de Estados Unidos, Canadá y México. Dentro de los objetivos de dicho acuerdo

destacan los siguientes: fortalecer los lazos de comunicación y cooperación entre los gobiernos y los sectores energéticos de los países participantes, además de aumentar el comercio de energéticos en la región del TLCAN, así como las interconexiones existentes para alcanzar un desarrollo sustentable. El cambio estructural del año 2006 puede fundamentarse en el desarrollo del grupo de Trabajo de la Alianza para la Seguridad y Prosperidad de América del Norte (ASPAN) establecido en 2005, que en términos energéticos, busca promover la integración regional y el abasto de energía que satisfaga las necesidades de la población de México, Estados Unidos y Canadá. Así, estos dos acontecimientos pueden explicar los cambios detectados en el IPTF, ya que el objetivo final tanto del GTEAN como del ASPAN fue incrementar el comercio de energéticos en la región.

GRÁFICA 2. CAMBIOS ESTRUCTURALES EN EL ÍNDICE DE PRODUCTIVIDAD TOTAL DE FACTORES DE PEMEX EXPLORACIÓN Y PRODUCCIÓN, 1993-2009 (EN DÓLARES CONSTANTES DE 1993)

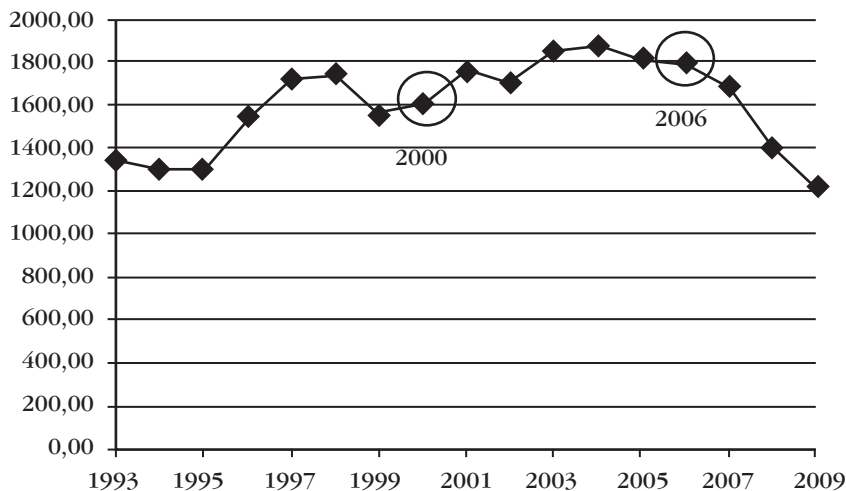


Fuente: elaboración propia con base en datos del Cuadro 2 del Anexo 1.

Los cambios estructurales de las exportaciones de crudo se muestran en la Gráfica 3. El primer cambio se ubica en al año 2000, a partir de entonces se muestra un incremento de las exportaciones de crudo mexicano, las cuales se explican por el aumento de la demanda de energéticos

del vecino país. A partir de entonces, y gracias al establecimiento del Grupo de Trabajo de Energía para América del Norte (GTEAN) en 2001, se incrementaron las exportaciones de petróleo crudo. El segundo cambio estructural ubicado en el año 2006 muestra una tendencia a la baja en las exportaciones de crudo. A partir de este año, se ha mostrado una disminución en la producción de petróleo crudo en nuestro país y por lo tanto de las exportaciones, debido a la menor producción que ha venido presentando la plataforma de Cantarell.

GRÁFICA 3. CAMBIOS ESTRUCTURALES EN LAS EXPORTACIONES DE CRUDO EN MÉXICO (MILES DE BARRILES DIARIOS)



Fuente: elaboración propia con base en datos del Cuadro 3 del Anexo 1.

A través de la prueba de Lee y Strazicich (2003) se identificaron de manera endógena los cambios estructurales en las series de tiempo y se comprobó la estacionariedad en las series. Los resultados presentados en el Cuadro 2 indican que tanto el índice de productividad total de factores como las exportaciones de crudo son estacionarias (las series no presentan raíz unitaria) alrededor de una tendencia determinística con dos cambios estructurales en cada serie; esto debido a que el estadístico LM para ambas variables es menor que cualquiera de los valores críticos a un nivel de significancia del 1%, 5% o 10%, rechazando así las hipótesis nulas.

CUADRO 2. PRUEBA SECUENCIAL DE RAÍZ UNITARIA
DE LEE Y STRAZICICH

Variable	Hipótesis Nula	Tipo de Modelo	Cambio Estructural	Estadístico LM	k	Nivel de Significancia
IPTF	IPTF tiene raíz unitaria	IO2 (dos cambios estructurales)	2002:01 / 2006:01	-8.3130	1	1%
Xp	Xp tiene raíz unitaria	IO2 (dos cambios estructurales)	2000:01 / 2006:01	-9.0855	4	1%

Fuente: elaboración propia con base en datos de los Cuadros 2 y 3 del Anexo 1.

Nota: los valores críticos para los niveles de significancia del 1%, 5% y 10% del estadístico LM son -5.82, -5.28 y -4.98, respectivamente, para el modelo IO2 (Lee y Strazicich, 2003).

Una vez corroborada la estacionariedad de las series de tiempo, fue necesario eliminar la tendencia determinística incorporando los cambios estructurales. Así, para cada serie se estimó la siguiente ecuación:

$$y = \mu + \beta t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_1 DT_{1t} + d_2 DT_{2t} + y_i^*$$

Donde las variables dummy D_{1t} , D_{2t} , DT_{1t} y DT_{2t} son definidas de acuerdo a los cambios estructurales identificados en el Cuadro 2 es la serie de tiempo sin tendencia y tomando en cuenta la presencia de cambios estructurales.

Después de haber obtenido las series de tiempo sin tendencia determinística y tomando en cuenta los cambios estructurales (y_i^*), se procedió a realizar la prueba de causalidad de Granger para el periodo de estudio, con el fin de identificar la dirección de la relación de causalidad. En esta prueba, se parte de dos hipótesis nulas: 1) La productividad (IPTF) no causa a las exportaciones de crudo, y 2) Las exportaciones de crudo no causa la productividad (IPTF). Así, las hipótesis alternativas serían: 1) La productividad (IPTF) causa las exportaciones de crudo, y 2) Las exportaciones de crudo causan la productividad (IPTF). Los resultados obtenidos en dicha prueba pueden apreciarse en el Cuadro 3.

CUADRO 3. PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Hipótesis Nula	Estadístico F	Valor Prob.
IPTF no causa a Xp	5.6959	0.0329
Xp no causa a IPTF	1.1454	0.3039

Fuente: elaboración propia con base en datos del Cuadro 2.

De acuerdo con la prueba de causalidad de Granger, se rechaza la hipótesis nula de que la productividad (IPTF) no causa las exportaciones de crudo (Xp) a un nivel de significancia del 5%. Asimismo, no es posible rechazar la hipótesis nula de que las exportaciones de crudo (Xp) no causan la productividad (IPTF). De esta manera, estaríamos diciendo que existe una causalidad unidireccional que va de la productividad (IPTF) a las exportaciones de crudo (Xp) a un nivel de significancia del 5%.

Para verificar los resultados obtenidos en la prueba anterior, se aplicó una segunda prueba de causalidad (Toda y Yamamoto, 1995). Así como en la prueba de causalidad anterior, la prueba de Toda y Yamamoto (1995) parte de dos hipótesis nulas: 1) La productividad (IPTF) no causa a las exportaciones de crudo, y 2) Las exportaciones de crudo no causa la productividad (IPTF); y dos hipótesis alternativas: 1) La productividad (IPTF) causa las exportaciones de crudo, y 2) Las exportaciones de crudo causan la productividad (IPTF). Los resultados de la segunda prueba de causalidad (véase Cuadro 4) confirman que la relación causal va del Índice de Productividad Total de Factores a las exportaciones de crudo rechazando la hipótesis nula de que la productividad (IPTF) no causa las exportaciones de crudo (Xp) a un nivel de significancia del 5%.

CUADRO 4. PRUEBA DE CAUSALIDAD DE TODA Y YAMAMOTO

Hipótesis Nula	Chi Cuadrada	Valor Prob.
IPTF no causa a Xp	4.2015	0.0403
Xp no causa a IPTF	2.6947	0.1006

Fuente: elaboración propia con base en datos del Cuadro 2 y 3 del Anexo 1.

De acuerdo con los resultados obtenidos en las pruebas de causalidad, se corrobora el enfoque de “auto-selección” en el debate sobre la relación de causalidad entre las exportaciones de una empresa y su productividad. La hipótesis de “auto-selección” implica que es el éxito competitivo de la firma el que provoca que ésta sea capaz de exportar. De acuerdo con este enfoque, los mercados de exportación eligen a las empresas más eficientes de entre todas las firmas que pudieran entrar en el mismo mercado. Así, son las empresas más productivas las que tendrán acceso a los mercados externos. De esta manera, se rechaza la idea del “aprendizaje por exportar”, según la cual, la dirección de causalidad se da en el sentido contrario. Dentro de los estudios que hacen hincapié en la hipótesis de “auto-selección” encontramos los trabajos de Kaldor (1967), Bernard y Jensen (1999), Bernard, *et al.* (2003), Melitz (2003), Kankesu (2004), Wagner (2005), Li y Bender (2007). Mientras que, para explicar el fenómeno de “aprendizaje por exportar” es importante la contribución de Grossman y Helpman (1991), Barro y Sala-i-Martin (1995), Medina (2001), Kankesu (2004), Wagner (2005) y De Loecker (2007).

Las pruebas de causalidad aplicadas en la presente investigación afirman que existe una relación causal unidireccional que va del incremento de la productividad de Pemex Exploración y Producción al incremento de las exportaciones de crudo en México. De acuerdo con la hipótesis de “auto-selección”, este razonamiento se sustenta en dos argumentos (Fariñas y Ruano, 1999; Delgado, *et al.*, 2002):

- a) En los mercados internacionales existe un nivel de rivalidad y competencia entre las empresas superior al que se enfrentan en los mercados domésticos. Por esta razón, las oportunidades disponibles en los mercados externos son muy escasas para las firmas que no son eficientes. La selección que lleva a cabo el mercado de exportación se realiza principalmente en el momento de la entrada a ese mercado, asimismo, se presenta una selección posterior, la cual determina la supervivencia de las actividades de exportación de las firmas que ya se encuentran inmersas en el mercado externo. Sin embargo, es importante aclarar que este proceso de selección en los mercados externos pierde fuerza en la medida en que las condiciones de competencia del mercado doméstico se asemejen a las del mercado exterior.

- b) Por otra parte, las empresas exportadoras se enfrentan a costos irre recuperables que se derivan del ingreso a los mercados externos. Dichos costos son mayores a aquellos costos de entrada que absorben las empresas en el mercado doméstico. Por tal motivo, se espera que las empresas exportadoras sean más productivas que las no-exportadoras, de esta manera, les será posible ingresar en los mercados extranjeros y obtener beneficios positivos de su actividad exportadora. De acuerdo con Roberts y Tybout (1997), los costos irre recuperables pueden clasificarse en las siguientes categorías: 1) costos derivados de la ejecución de investigaciones de mercado; 2) costos que se derivan de la necesidad de adaptar los productos nacionales a las preferencias, así como a la legislación del mercado extranjero; finalmente, 3) costos en los que se incurre por el establecimiento de canales de distribución adecuados a la actividad exportadora.

5. Conclusiones

En este trabajo se estudia la relación de causalidad existente entre exportaciones de crudo y la productividad de Pemex Exploración y Producción. La evidencia de este estudio, consistente con otros estudios empíricos, favorece la idea de que sólo las firmas más productivas son capaces de exportar. Como ha sido mostrado por varios modelos teóricos recientes, este fenómeno de auto-selección sería explicado por la existencia de costos de comerciar con el resto del mundo.

Las pruebas de causalidad aplicadas corroboran que fueron necesarias las mejoras en la productividad de Pemex Exploración y Producción a fin de lograr mayores exportaciones de crudo en México. El alto crecimiento de la productividad es esencial para el aumento de las exportaciones, esta relación se da considerando que una empresa disminuye sus costos de producción al elevar su productividad, haciendo a la firma o industria más competitiva a nivel mundial.

Los aumentos en la productividad y la reducción en los costos por unidad para aumentar las ganancias hacen más fácil vender en el exterior, por lo tanto, una empresa productiva será capaz de pagar los altos costos de participar en mercados extranjeros.

Un aspecto importante que se evidencia es el importante rol de la productividad de una empresa, ya que las mejoras en la productividad son probablemente la solución a largo plazo para promover tanto el comercio como el desarrollo de una economía, especialmente en las economías en desarrollo.

Bibliografía

- Appleyard, D. R. y Field A. J. (2003), *Economía Internacional*, Cuarta Edición, Mc. Graw Hill, España.
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*, McGraw-Hill, E.U.A.
- Bernard, A. B. y Jensen, J. B. (1999). "Exporting and Productivity", *National Bureau of Economic Research*, 7135, 1-27.
- Bernard, A. B., Eaton, J., Jensen, J. B., y Kortum, S. S. (2003). "Plants and Productivity in International Trade", *American Economic Review*, 93 (4), 1268-1290.
- Bhagwati, J. (2002). *Free Trade Today*, Princeton University Press, New Jersey.
- _____ (2004). *In Defense of Globalization*, Oxford University Press, New York.
- Carolan, T., Singh, N. and Talati, C. (1998). "The Composition of U.S.-East Asia Trade and Changing Comparative Advantage", *Journal of Development Economics*, 57 (2), 361-389.
- De Loecker, J. (2007). "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia", *Journal of International Economics*, 73 (1), 69-98.
- Delgado, M., Fariñas, J. y Ruano, S. (2002). "Firm Productivity and Export Markets: A Non-Parametric Approach", *Journal of International Economics*, 57 (2), 397-422.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- _____ (1981). "Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.

- Fadinger, H. y Fleiss, P. (2007). "Trade and Sectorial Productivity", Alemania, en: www.iadb.org/intal/aplicaciones/uploads/ponencias/i_foro_ELSNIT_2007_10_02_Harald_Fadinger.PDF.
- Fariñas, J. y Ruano, S. (1999). "Eficiencia empresarial y actividad exportadora", *Papeles de Economía Española*, (78/79), 220-235.
- Geweke, J., R. Meese y W. Dent (1982). "Comparing Alternatives Tests of Causality in Temporal Systems", *Journal of Econometrics*, 21, 161-194.
- Gómez, M. (2011). *Tres ensayos sobre el tipo de cambio en México*, Tesis de Doctorado en Economía, Facultad de Economía, UNAM, México.
- Granger, C. W. J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, 37, 424-438.
- Granger, C. y P. Newbold (1974). "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Grossman, G., y Helpman, E. (1991). *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, Massachusetts.
- Gujarati, D. (2003). *Econometría*, Cuarta Edición, Mc. Graw-Hill, México.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press, E.U.A.
- Hernández Laos, E. (1985). *La Productividad y el Desarrollo Industrial en México*, Fondo de Cultura Económica, México.
- _____. (2002). "La Productividad en México. Origen y Distribución, 1960-2002", *ECONOMÍAUNAM*, 2 (5), 7-22.
- _____. (2004). "Convergencias y Divergencias entre las Economías de México y Estados Unidos en el Siglo XX", *Investigación Económica*, 63 (250), 87-129.

- Hernández, E. y Guzmán, A. (2005). “¿Convergencia o Divergencia en Productividad Industrial? Acumulación frente a Asimilación en México y Estados Unidos, México”, *Economía, Teoría y Práctica*, 22, 3-42.
- Hidalgo, A. (2000). *El cambio estructural del sistema socioeconómico costarricense desde una perspectiva compleja y evolutiva (1980-1998)*, Tesis Doctoral, Universidad de Huelva, Costa Rica.
- INEGI (2011). *Banco de Información Económica, México*, en: <http://dgc-nesyf.inegi.org.mx/cgi-win/bdieinti.exe>.
- Kaldor, N. (1967). *Strategic Factors in Economic Development*, Cornell University Press, New York.
- Kankesu, J. (2004). “The Impact of Trade Liberalisation on Manufacturing Sector Performance in Developing Countries: A Survey of the Literature”, *Thammasat Economic Journal*, 22 (2), 115-121.
- Lee, J. y M. Strazicich (2001). “Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root tests”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 535-558.
- _____ (2003). “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks”, *Review of Economics and Statistics*, 85, 1082-1089.
- _____ (2004). “Minimum LM Unit Root Test with One Structural Breaks”, *Manuscript*, Department of Economics, Appalachian State University, 1-16.
- Lee, Y. S. (1986). “Changing Export Patterns in Korea, Taiwan and Japan”, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 122 (1), 150-163.
- Li, K. W. y Bender, S. (2007). “Productivity and Manufacture Export Causality Among World Regions: 1989-1999”, *The International Trade Journal*, 21 (2), 121-125.

- Machuca Domínguez, J. *et al.* (1995). *Dirección de Operaciones*, McGraw-Hill, España.
- Medina, E. J. (2001). "Is the Export-led Growth Hypothesis valid for Developing Countries? A Case Study of Costa Rica", *Policy Issues in International Trade and Commodities Series*, 7, 2-13.
- Melitz, M. J. (2003). "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 71 (6), 1695-1725.
- Nelson, C. R., y C. I. Plosser (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 2, 139-162.
- Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.
- _____ (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80 (2), 355-385.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in a Time Series Regression", *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Pemex (2009). *Anuario Estadístico, México*, en: <http://www.ri.pemex.com/index.cfm?action=content§ionID=134&catID=12202>.
- Ramírez, N. y Aquino, J. (2004). *Crisis de Inflación y Productividad Total de los Factores en Latinoamérica*, Documento de Trabajo, Perú.
- Rana, P. (1990). "Shifting Comparative Advantage among Asian and Pacific Countries", *The International Trade Journal*, 4 (3), 243-258.
- Roberts, M. y Tybout, J. (1997). *What Makes Exports Boom?*, The World Bank, Washington D.C.
- Secretaría de Energía (2011). *Sistema de Información Energética, México*, en: <http://sie.energia.gob.mx/sie/bdiController?action=login>.

- Sim, C. A. (1972). "Money, Income and Causality", *American Economic Review*, 62 (4), 540-552.
- Toda, H.Y. y Yamamoto (1995). "Statistical inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Vergara, R. y Rivero, R. (2006). "Productividad Sectorial en Chile: 1086-2001", *Cuadernos de Economía*, 43 (127), 143-168.
- Wagner, J. (2005). "Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm Level Data", *The Economy*, 4, 1-3.
- Zivot, E. y D. Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3), 251-270.

Anexo 1: Indicadores

CUADRO A1. PRODUCCIÓN DE PETRÓLEO Y FACTORES DE LA PRODUCCIÓN, 1993-2009 (MILLONES DE PESOS A PRECIOS CONSTANTES DE 1993)

Año	Producto Interno Bruto de la Extracción de Petróleo y Gas	Remuneraciones al Personal en la Extracción de Petróleo y Gas	Acervo Neto de Capital Fijo
1993	60,542.03	2,492.60	622,851.84
1994	61,010.51	2,201.50	597,952.29
1995	60,332.57	1,793.19	356,247.30
1996	65,998.76	1,609.46	239,757.09
1997	69,140.86	2,248.98	261,050.60
1998	70,712.60	3,603.41	366,142.89
1999	67,695.80	2,592.53	235,144.75
2000	69,235.25	2,322.21	148,129.23
2001	70,057.37	3,332.99	189,321.10
2002	70,466.30	3,232.33	168,212.54
2003	73,749.04	2,389.27	129,676.96
2004	74,517.51	1,984.97	100,871.22
2005	64,340.90	1,823.94	78,697.41
2006	71,169.61	1,713.42	67,380.23
2007	69,775.39	1,658.16	59,325.70
2008	63,660.60	1,335.99	45,542.12
2009	53,885.71	1,661.21	58,042.73

Fuente: Elaboración propia con base en datos del INEGI (2011) y PEMEX (2009).

CUADRO A2. ÍNDICE DE PRODUCTIVIDAD TOTAL DE FACTORES DE PEMEX EXPLORACIÓN Y PRODUCCIÓN, 1993-2009 (EN DÓLARES CONSTANTES DE 1993)

1993	1.000
1994	1.071
1995	1.636
1996	2.418
1997	2.110
1998	1.452
1999	2.052
2000	2.769
2001	2.048
2002	2.199
2003	3.063
2004	3.821
2005	3.806
2006	4.620
2007	4.818
2008	5.534
2009	3.740

Fuente: Elaboración propia con base en los datos del Cuadro A1 del Anexo 1.

CUADRO A3. EXPORTACIONES DE CRUDO, 1993-2009 (MILES DE BARRILES DIARIOS)

1993	1,337.14
1994	1,307.42
1995	1,305.46
1996	1,543.83
1997	1,720.74
1998	1,735.12
1999	1,553.57
2000	1,603.69
2001	1,755.65
2002	1,705.12
2003	1,843.93
2004	1,870.33
2005	1,817.12
2006	1,792.68
2007	1,686.16
2008	1,403.37
2009	1,222.13

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Secretaría de Energía (2011).