

El consumo de energía y la economía mexicana: un análisis empírico con VAR

Luis Miguel Galindo y Luis Sánchez*

Fecha de recepción: 10 de noviembre de 2003; fecha de aceptación: 4 de abril de 2005.

Resumen: El principal objetivo de este estudio es analizar las relaciones que se establecen entre el consumo de energía, el producto, los precios relativos de la energía y el empleo en México para el periodo 1965-2001. Los principales resultados indican que existe al menos un vector de cointegración que implica una relación estable de largo plazo entre el consumo de energía, el producto, los precios relativos de la energía y el empleo. Este vector de cointegración, obtenido por el procedimiento de Johansen (1988) y corregido por la posible presencia de cambio estructural por el método propuesto por Hansen y Johansen (1993), tiene coeficientes que pueden interpretarse como una función de demanda y que sugieren que la energía y el empleo son bienes sustitutos. Las pruebas de exogeneidad débil muestran, además, que existe una estrecha relación entre el consumo de energía y el producto, mientras que las variables precios relativos y empleo son exógenas débiles. Las pruebas de no causalidad de Granger señalan también una fuerte relación bidireccional entre los cambios del producto y el consumo de energía y la presencia de procesos de retroalimentación efectivamente complejos entre los cambios de las variables consideradas que deben incluirse en el diseño de una política pública de control energético. En este sentido, los movimientos simultáneos entre energía, ingreso y empleo sugieren que cualquier política de control energético también puede incidir en la trayectoria del producto y el empleo.

Palabras clave: energía, producto, empleo, causalidad

Abstract: The main objective of this study is to analyze the relationships between consumption of energy, output, relative prices of energy and employment in Mexico over the period 1965-2001. The main results indi-

* Profesor de la Facultad de Economía, UNAM, gapaliza@servidor.unam.mx y ayudante de investigación, respectivamente. Agradecemos los comentarios y el apoyo de Mario y Luisa Molina, el apoyo econométrico de Horacio Catalán y las críticas y sugerencias de dos árbitros anónimos. Se aplica desde luego el descargo usual de los errores. El trabajo fue realizado con el apoyo del proyecto: M.I.T.-Integral Program on Urban, Regional, and Global Air Pollution con fondos de la Comisión Ambiental Metropolitana.

cate that there is at least one cointegrating vector implying one long-term stable relationship between energy consumption, output, relative prices and employment. This cointegrating vector, which was obtained by the Johansen (1988) procedure and corrected for possible structural changes using the method proposed by Hansen and Johansen (1993), has coefficients that can be interpreted according to the economic theory as a demand function and that suggest energy and employment are substitute goods. The weak exogeneity tests show the existence of a close relationship between consumption of energy and output, meanwhile the relative prices and employment are weak exogenous. The Granger non-causality tests indicate a bi-directional relationship between the changes of output and energy consumption and the presence of a complex feedback process between all the variables included in the analysis that must be considered in order to design an energy control public policy. In this sense, the simultaneous movements among energy, income and employment suggest that any energy control policy might also influence the trajectory of output and employment.

Keywords: energy, output, employment, causality

Introducción

El consumo de energía es un factor fundamental para el funcionamiento de cualquier economía moderna y representa un elemento esencial para definir la estrategia para un desarrollo económico sustentable. Sin embargo, el comportamiento del consumo energético y de las relaciones que establece con las principales variables macroeconómicas en un país ha sido estudiado con mayor detalle en el caso de naciones desarrolladas. Así, por desgracia, aún existe una carencia importante de estos estudios empíricos en el caso de países menos desarrollados.¹ En este contexto, existe en México un debate intenso sobre el papel de la energía en la economía, en particular sobre sus elasticidades ingreso y precio, su papel en el crecimiento económico y su relación con el empleo o la inversión, y, aún más, en términos de los compromisos internacionales que se deben establecer; por ejemplo, en referencia al cambio climático o el nivel de consumo energético sustentable en el proceso de desarrollo industrial. Debe reconocerse, además, que las formas en que se establecen estas relaciones, entre energía y las principales variables macroeconómicas, tienen consecuencias diferenciadas desde el punto de vista de la política energética.

¹ Véase, por ejemplo, Westley (1992).

Por ejemplo, una elasticidad ingreso elevada junto con una baja elasticidad precio de la demanda de energía tiene, en principio, consecuencias negativas sobre la contribución mexicana para la intensidad energética y el cambio climático global e implica limitantes importantes a una política exclusivamente basada en movimientos de precios. Asimismo, la presencia de una relación de causalidad bidireccional entre el consumo energético y el producto y el empleo implica que un control al consumo de energía puede tener efectos negativos en las otras dos variables.

Así, el principal objetivo de este trabajo es identificar, con base en un modelo de vectores autorregresivos (VAR) con cointegración, las formas y la magnitud de las relaciones que se establecen entre el consumo de energía, el producto, los precios relativos y el empleo en México para el periodo 1965-2001. El artículo se divide en cuatro secciones. La primera sección incluye el marco general, la segunda parte reporta la evidencia empírica y la tercera, las conclusiones y algunos comentarios de política económica. Finalmente, la cuarta sección incluye el apéndice.

I. Marco general

El análisis de las relaciones que se establecen entre el consumo de energía, el producto, el empleo y los precios relativos es un área de intenso debate. En efecto, en el caso de México, la importancia del sector petrolero, los altos niveles de consumo energético y sus consecuencias negativas sobre el medio ambiente han repercutido en intensas discusiones sobre las posibles trayectorias y alternativas para controlar y racionalizar el consumo de energía.

La teoría económica² tiene diversas formas de analizar, a nivel agregado, las relaciones entre el consumo de energía, el producto, el empleo y los precios. En efecto, por un lado existe un enfoque más asociado a los modelos microeconómicos conocido como *bottom up*, que disponen de una fuerte base de ingeniería y en donde en muchos casos se especifican los requerimientos energéticos de equipo y maquinaria para determinar el consumo energético. Por el otro lado, existen los modelos económicos más de corte macroeconómico³ que se conocen

² Algunas bases de la teoría económica sobre la energía pueden consultarse en Costanza (1980), Hall, Cleveland y Kaufmann (1986), Geve, Kaufmann, Skole y Vörösmarty (1986) y Kaufmann (1987).

³ Véase, por ejemplo, en Mabey, Hall, Smith y Gupta (1997) la descripción de varios modelos económicos que analizan los efectos del cambio climático.

como *top down*. En este último caso destacan dos tipos de modelos. En primer lugar, los modelos de equilibrio general computable (CGE por sus siglas en inglés) que disponen de una importante consistencia con la teoría económica y en donde se incorpora el comportamiento de agentes optimizadores. Para modelar a la energía, estos modelos utilizan fundamentalmente funciones de producción o de demanda ya sea del tipo Cobb-Douglas o CES (véanse, por ejemplo, Mabey, Hall, Smith y Gupta, 1997; Jorgenson y Wilcoxon, 1993a; Jorgenson, 1984; Jorgenson y Wilcoxon, 1998; y Ho y Jorgenson, 1998). Sin embargo, como consecuencia de su alto nivel de desagregación, la calibración de estos modelos requiere el uso de una multitud de supuestos sobre los valores específicos de ciertos parámetros que resulta difícil de estimar con información real. Normalmente, para cumplir con los valores obtenidos en un año específico, este proceso de calibración de los parámetros puede permitir que se incluyan supuestos inválidos, o que al menos requieren de un mayor sustento empírico.

Por ejemplo, es común utilizar el supuesto de que la energía es un bien sustituto con respecto a otros factores productivos (véase, por ejemplo, Hoffman y Jorgenson, 1998). Así, Nordhaus y Yohe (1983) y Jorgenson y Wilcoxon (1993a) estiman que en la función de producción la sustitución entre empleo y energía es de alrededor de -0.70 o -0.64 , respectivamente.⁴ Sin embargo, no toda la literatura reconoce esto, ya que en algunos casos se argumenta, utilizando información empírica, que el consumo de energía y el empleo son bienes complementarios (Pindyck, 1979).⁵

Por el otro lado, existen modelos más del tipo econométrico donde los coeficientes fundamentales son estimados con base en técnicas estadísticas. Estos modelos econométricos permiten incorporar, de una manera sistemática, la información histórica disponible, pero carecen de la consistencia lógica de los modelos de equilibrio general computable. Sin embargo, en años recientes se observa la intención de combinar ambos tipos de modelos buscando mantener una sólida lógica

⁴ Por ejemplo, Mabey, Hall, Smith y Gupta (1997, p. 72) utilizan una elasticidad de -1 para el caso de la energía compuesta y Jorgenson y Wilcoxon (1998) consideran elasticidades de sustitución entre energía y capital de -0.15 y entre energía y materiales de -1.16 .

⁵ Se dice que un bien es sustituto cuando el consumidor está dispuesto a sustituir un bien por otro a una tasa constante; en cambio, dos bienes son complementarios cuando éstos se consumen juntos en iguales proporciones. Por ejemplo, si consideramos como dos bienes al consumo de energía y al empleo, podemos decir que un incremento en el precio de la energía disminuirá la cantidad consumida e incrementará la cantidad de empleo; en consecuencia, los bienes son sustitutos siempre y cuando influyan los precios de la energía para poder determinar las cantidades que se van a consumir.

económica con la estimación econométrica de los parámetros fundamentales (véanse, por ejemplo, Mabey, Hall, Smith y Gupta, 1997, p. 70, o Jorgenson, 1998).

Estos diferentes tipos de modelos son utilizados profusamente en la economía ambiental para inferir los costos de distintos escenarios de control energético, ya sea explícitamente incluyendo una función de producción, modelando específicamente al sector productivo, o de manera indirecta considerando los costos asociados a los cambios en los precios de los energéticos (véase, por ejemplo, Cline, 1992). Sin embargo, debe reconocerse que los diferentes tipos de modelos conducen a estimaciones de costos diferenciadas y también a distintos pronósticos.⁶ Así, por lo general los modelos del tipo *top down* producen costos más elevados (normalmente entre 10 y 30% adicional), tal vez porque el supuesto de un comportamiento optimizador implica un uso eficiente de la energía que por lo común los modelos del tipo *bottom up* cuestionan.

Así, este estudio corresponde a la tradición de la estimación econométrica en donde la especificación utilizada en el modelo de vectores autorregresivos (VAR) incluye al consumo de energía, al producto, al empleo y a los precios relativos de la energía. El uso de un modelo VAR pretende otorgar más flexibilidad al proceso de estimación considerando que, para el caso mexicano, aún se carece de información confiable sobre las formas de ajuste de los agentes económicos o de las elasticidades ingreso y precio.

Esta especificación, que incluye variables que son normalmente consideradas en una función de demanda tradicional (Deaton y Muellbauer, 1980) o en una función de producción (Varian, 1984), busca evitar problemas de variables omitidas y sus consecuencias negativas sobre los resultados del análisis de cointegración (Stern y Common, 2001). Además, debe agregarse que autores como Hudson y Jorgenson (1978a), Stern y Cleveland (2003) y Bernanke y Jorgenson (1975) incluyen especificaciones parecidas en sus análisis en donde se combinan simultáneamente variables asociadas a las funciones de demanda con variables de oferta. Así, por ejemplo, Stern y Cleveland (2003) argumentan que existe una relación de cointegración entre energía y producto cuando se incluyen en el análisis los precios relativos de la energía y otros insumos productivos.

⁶ Existen, desde luego, diversas formas de realizar pronósticos energéticos en donde destacan aquellos basados en modelos de características técnicas, modelos econométricos o de equilibrio general computable o modelos de optimización de energía asociados a modelos de programación (Hudson y Jorgenson, 1998).

Sin embargo, debe reconocerse que en un nivel más aplicado existe una tendencia a considerar el consumo de energía como una entidad derivada de la trayectoria del producto y de su composición estructural, del progreso técnico y de la evolución de los precios relativos (Mabey, Hall, Smith y Gupta, 1997; Howarth, Schipper y Anderson, 1993; Nachane, Nadkarni y Karnik, 1988; y Jorgenson, 1998). De este modo, una primera aproximación para evaluar la trayectoria energética de un país es identificar la evolución de su intensidad energética asumiendo que se mantiene constante o que existe una reducción tendencial.⁷ No obstante, esta visión intuitiva ha sido cuestionada por autores como Hogan y Jorgenson (1991), Jorgenson y Wilcoxon (1998) o Jorgenson (1984), que argumentan que para algunos países existe una tendencia a elevar su consumo energético, o por Judson, Schmalensee y Stoker (1999), quienes consideran que estas tendencias son específicas de cada sector. En este sentido, es necesario identificar con precisión la evolución de la intensidad energética y la evolución de la productividad para evaluar posibles trayectorias energéticas incluyendo, por ejemplo, los efectos de los precios relativos de la energía o las condiciones de sustituibilidad o complementariedad de la energía con respecto a otros insumos productivos tales como el empleo. De este modo, el uso del producto como base para calcular los requerimientos energéticos futuros de un país es, en efecto, indicativo, pero generalmente insuficiente.

Así, en el trabajo aplicado el consumo de energía se modela esencialmente utilizando dos formas alternativas. Por un lado, como una función de demanda que depende del ingreso, o del ingreso per cápita, y de los precios relativos (véanse, por ejemplo, Sterner, 1989; Boone, Hall, Kemball-Cook y Smith, 1995; y Mabey, Hall, Smith y Gupta, 1997). Por el otro lado, la energía puede ser considerada también como un insumo de la función de producción en donde debe evaluarse su contribución al producto y sus grados de complementariedad o sustituibilidad con el empleo, el capital o los insumos físicos (Jorgenson, 1984). En este caso, por ejemplo, las reducciones de la oferta energética pueden tener consecuencias negativas en el producto, dependiendo de su grado de sustituibilidad o complementariedad con el empleo (Murry y Nan, 1990; Pyndick, 1979). Sin embargo, análisis previos al respecto no ofrecen evidencia concluyente. Por ejemplo, Chung (1994) argumenta que el trabajo es sustituto de la energía y el capital, a diferencia de Pindyck

⁷ Por ejemplo, Judson, Schmalensee y Stoker (1999) argumentan que el sector del consumo tiene una intensidad energética creciente, mientras que en la industria esta intensidad tiende a disminuir.

(1979), que los considera complementarios. Además, Allen y Urga (1995) argumentan que la relación entre energía y capital no es estadísticamente significativa, mientras que Berndt y Wood (1979) y Apostolakis (1990) sostienen que el capital y la energía son factores sustitutos en el largo plazo o Stern (2000) que sostiene la presencia de una complementariedad débil. Por su parte, Boyd y Karlson (1993) consideran que no deben incluirse los precios relativos de la energía en las especificaciones econométricas utilizadas, ya que no son fundamentales para explicar al progreso técnico; mientras que Mabey, Hall, Smith y Gupta (1997) encuentran una relación estable entre intensidad energética, precios relativos de la energía y una variable de tendencia.

El análisis econométrico del consumo de energía, el producto, el empleo y los precios relativos en un modelo VAR requiere identificar inicialmente su orden de integración y evaluar la presencia de cointegración entre las series y las condiciones de exogeneidad del modelo. Ello puede realizarse en el contexto del procedimiento de Johansen (1988) para cointegración. Esto es, el modelo VAR en su forma general se puede representar como (Johansen, 1995):

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (1)$$

Donde X_t representa a un vector que incluye a todas las variables, D_t puede incluir una constante, tendencia y dummies estacionales o de intervención, y u_t es el término de error con media cero y varianza constante. En este caso, bajo la presencia de cointegración, el VAR puede describirse en su forma de corrección de error conocida como VECM (Johansen, 1988 y 1995):

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} - \delta X_{t-1} + \Phi D_t + u_t \quad (2)$$

Donde, bajo cointegración, entonces $\Pi = \alpha\beta'$ (Johansen, 1988). En este caso, los coeficientes del vector β representan los términos de la relación de largo plazo y la matriz α representa la velocidad de ajuste del término de corrección de error. Ello permite identificar las condiciones de exogeneidad débil del sistema a través de la hipótesis nula sobre los coeficientes α (Johansen, 1992; Ericsson e Irons, 1994; y Engle, Hendry y Richard, 1983). Por su parte, las pruebas de no causalidad de Granger pueden realizarse, bajo el contexto de cointegración, sobre los parámetros Γ_1 (Ericsson e Irons, 1994). Sin embargo, debe considerarse que las pruebas de cointegración y de casualidad no son inde-

pendientes de la especificación del VAR. En este sentido, el VECM tiene la ventaja de representar una versión restringida del VAR que toma en cuenta el orden de integración de las series (Favero, 2001). Así, en este trabajo se utiliza un VAR en forma de modelo de corrección de errores para las pruebas de exogeneidad débil y de no causalidad de Granger como consecuencia de la presencia de un vector de cointegración entre las series.

La selección de la especificación del VAR no es, sin embargo, una tarea sencilla. Esto es, la especificación del VAR puede incluir, además de las variables relevantes, a una constante o tendencia o variables dummy estacionales o de intervención y debe, asimismo, optarse por restringirlas al espacio de cointegración o dejarlas libres. Ello puede observarse desagregando la especificación del VAR que se utiliza inicialmente para el procedimiento de Johansen (1988):

$$Y_t = \sum^k \Pi_{y,i} Y_{t-i} + \sum^k \Pi_{z,i} Z_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 T + \gamma d_t + \Theta W_t + u_t \quad (3)$$

Donde Y_t representa las variables endógenas, Z_{t-i} son las variables exógenas, μ_0 es un término constante, T es la tendencia, d_t son dummies estacionales, W_t son dummies de intervención y u_t es el término de error con media cero y varianza constante.

La ecuación (3) representa una especificación general desagregada en donde se pueden anidar distintas opciones propuestas en la literatura econométrica. Sin embargo, debe mencionarse que no existe un consenso sobre cuál es la mejor especificación que debe utilizarse. Por ejemplo, Johansen (1988) propone excluir la constante, la tendencia y las variables dummies, Johansen (1991 y 1992) propone incluir constante y variables dummy estacionales, Johansen (1994) ya incluye, además de la constante y las variables dummy estacionales, a la tendencia, Mosconi y Rahbek (1996) sugieren la inclusión de constante, tendencia, variables dummy estacionales y variables exógenas y, finalmente, Johansen y Nielsen (1993) incluyen constante, tendencia, dummy estacionales y de intervención. Asimismo, en la literatura aplicada no existe un consenso sobre la necesidad de estimar el procedimiento de Johansen (1988) con variables restringidas o sin restringir. Por ejemplo, algunos autores como Franses (2001) sugieren incluir inicialmente en el VAR a la constante y a la tendencia, mientras que Pesaran y Smith (1998) argumentan que los casos relevantes para el economista aplicado incluyen el uso de una constante restringida sin tendencia o una constante sin restringir y una tendencia restringida, Doornick, Hendry

y Nielsen (1998) apoyan una especificación inicial incluyendo una constante sin restringir y una tendencia restringida, y Pesaran y Smith (1998) y Doornick, Hendry y Nielsen (1998) sostienen que la inclusión de una tendencia sin restringir es problemática en el proceso de cointegración porque reduce el poder de las pruebas e implica características específicas en las series originales. Esto se debe a que, normalmente, el uso de una constante en el espacio de cointegración implica la presencia de una tendencia lineal en las series en niveles que son no estacionarias y también a que una tendencia sin restringir en el espacio de cointegración implica una tendencia cuadrática en las series en niveles (Mosconi, 1998). En este sentido, la selección de la especificación del VAR se basó en el uso de las pruebas de especificación correcta (incluidas en el cuadro A.2 en el apéndice). De este modo, la inclusión o exclusión de la constante dependió de los resultados de las pruebas de correcta especificación (Spanos, 1986) y su inclusión no es necesariamente el procedimiento básico.

La selección del número de rezagos y del rango apropiado de la matriz en el procedimiento de cointegración no son tampoco decisiones independientes (Mills, 1998; y Bahmani-Oskooee y Brooks, 2003). De este modo, para poder realizar inferencias estadísticas satisfactorias, se elaboró en un inicio un modelo correctamente especificado buscando incluir el número apropiado de rezagos. Este procedimiento resulta fundamental en la medida en que, por ejemplo, un número excesivo de rezagos puede aumentar el error cuadrático medio, mientras que su reducción puede producir patrones de autocorrelación (Ozcicek y McMillan, 1999). Así, la selección del número de rezagos se realizó también de acuerdo con una batería de pruebas de especificación incorrecta, buscando que el modelo no tuviera problemas de autocorrelación o heteroscedasticidad y que los errores no rechazaran la hipótesis de normalidad (Spanos, 1986). Además, este análisis se complementó con el uso del criterio de información de Akaike sugerido por Mills (1998) y Hatemi (2003) y por el grado de ajuste del VAR en el caso de existir varios vectores de cointegración (Bahmani-Oskooee y Brooks, 2003).

Asimismo, debe considerarse que la posible presencia de cambio estructural en las series económicas utilizadas tiene consecuencias importantes sobre las pruebas de cointegración (Maddala y Kim, 1998). En efecto, Leybourne y Newbold (2000) y Baffes y Le Valle (2003) argumentan que la presencia de cambio estructural en las series puede traducirse en rechazos espurios en las pruebas de cointegración. De este modo, se procedió a analizar la estabilidad del modelo de cointe-

gración de acuerdo con el procedimiento sugerido por Hansen y Johansen (1993). Así, la estabilidad del rango de cointegración se evaluó de acuerdo con la prueba de la traza. Esto es, el modelo se estimó para una submuestra y después se añadieron recursivamente más datos para observar la posibilidad de que la prueba de la traza seleccione un rango distinto o un número diferente de vectores de cointegración. Un valor superior a 1 en la gráfica correspondiente implica el rechazo de la hipótesis de estabilidad. Así, el análisis gráfico se basa en dos pruebas: el modelo Z donde los parámetros de corto y largo plazo son estimados para cada submuestra, y el modelo R donde los parámetros de corto plazo son considerados fijos y sólo se estiman los que corresponden al ajuste de largo plazo. Asimismo, debe considerarse que en el caso de la inclusión de dummies de intervención, los residuales pueden ser considerados estacionarios en torno a un componente determinístico (Mosconi, 1998).

II. La evidencia empírica

La base de datos utilizada en este análisis incluye información anual para el periodo 1965-2001. El producto o ingreso (Y_t) es el producto interno bruto a precios constantes de 1993, el empleo (EM_t) es el número de empleados reportado por el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), los precios relativos (PR_t) es la razón del índice de precios de la energía con respecto al índice de precios al consumidor y, finalmente, el consumo nacional de energía (E_t) son los datos reportados por la Secretaría de Energía (Sener) del Balance Nacional de Energía medido en petajoules.⁸ Las letras minúsculas representan el logaritmo natural de las series. Además, debe reconocerse que el número de observaciones es limitado, lo que se agrava por la posible presencia de cambios estructurales en las series (Maddala y Kim, 1998). Por desgracia, no existen series consistentes más largas para el caso mexicano.

El cuadro A.1 del apéndice presenta las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF por sus siglas en inglés) (1981), de Phillips-Perron (PP) (1988) y de Kwiatkowski *et al.* (KPSS por sus siglas en inglés) (1992). En las pruebas ADF y PP se utiliza el procedimiento “de lo general a lo específico” incluyendo inicialmente constante y tendencia y

⁸ Una descripción más detallada de las variables se incluye en el apéndice.

evaluando su significancia estadística. El número de rezagos se seleccionó utilizando el procedimiento conocido como *t-sig* (Ng y Perron, 1995) tomando inicialmente un número de rezagos igual a 4 y reduciéndolo hasta obtener un término estadísticamente significativo. El conjunto de pruebas de raíces unitarias indica, en general, que el ingreso, el consumo de energía y el empleo son series $I(1)$. Por su parte, los precios relativos son también $I(1)$, lo cual parece asociarse en alguna medida a las dificultades para distinguir entre una serie genuinamente no estacionaria y otra que es estacionaria pero con cambios estructurales (Maddala y Kim, 1998). En este sentido, se observa también que la trayectoria del consumo de energía muestra un comportamiento errático ya que hasta 1977 tiene un crecimiento dinámico que contrasta con una caída entre 1982 y 1985. Esto sugiere la posibilidad de un cambio estructural en su comportamiento que será abordado en el análisis de cointegración. Estos resultados son consistentes con el análisis gráfico (gráfica A.1 en el apéndice) de las series.

De este modo, el VAR estimado incluye el consumo de energía, el producto, los precios relativos y el empleo, con dos rezagos, además de una variable dummy de tendencia sin restringir. Este VAR muestra propiedades estadísticas satisfactorias; o sea, no existe evidencia de autocorrelación o heteroscedasticidad en los residuales y, con excepción de la ecuación de precios, no se rechaza la hipótesis nula de normalidad en los errores (cuadro A.2 en el apéndice).

El procedimiento de Johansen (1988), corregido por la posible presencia de cambio estructural con base en el método propuesto por Hansen y Johansen (1993), indica que existe al menos un vector de cointegración atendiendo a la prueba de la traza (cuadro 1). Las pruebas de estabilidad representadas por los modelos R y Z (gráficas 1 y 2) señalan que el vector de cointegración es, en términos generales, estable. Esto es, atendiendo a que el rango de cointegración $r = 0$ ($r - 1$) (primera línea en la gráfica 1 y en la gráfica 2) se encuentra en la zona de rechazo de la hipótesis de estabilidad y normalizando el primer rango de cointegración ($r \leq 1$) (segunda línea en la gráfica 1 y gráfica 2), se puede observar que para el modelo R el vector es estable para toda la muestra ya que se encuentra en la región de no rechazo de la estabilidad. Por el contrario, en el modelo Z la estabilidad en el rango de cointegración comienza a partir de 1983. Sin embargo, ante resultados contradictorios se sugiere utilizar la gráfica R (Malcom, 1998).

Estos resultados muestran que existe una importante interdependencia entre el conjunto de las variables consideradas. La evidencia

Cuadro 1. Prueba de cointegración basada en el procedimiento de Johansen (1988) y de Hansen y Johansen (1993)

$$e_t = \beta_1 * y_t + \beta_2 * pr_t + \beta_3 * em_t$$

H_0	Constante	Tendencia	Traza	95%
$r = 0$	0	0	50.83*	36.73
$r \leq 1$	0	0	21.88	22.61
$r \leq 2$	0	0	3.28	11.72
$r \leq 3$	0	0	0.21	4.04

Notas: * Rechazo al 5% de nivel de significancia.

Traza = prueba de la traza.

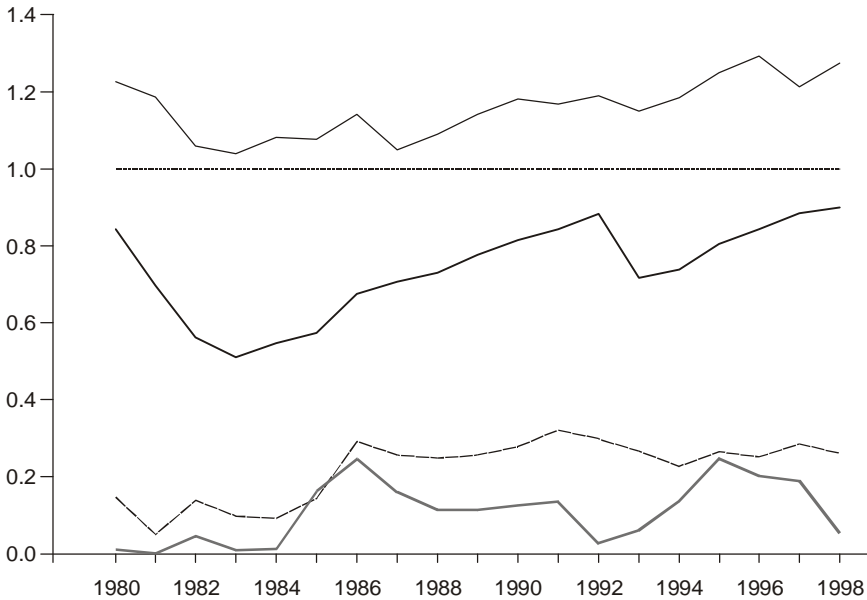
r = número de vectores de cointegración.

Número de rezagos en el VAR = 2.

El VAR incluye una variable dummy de tendencia *unrestricted*.

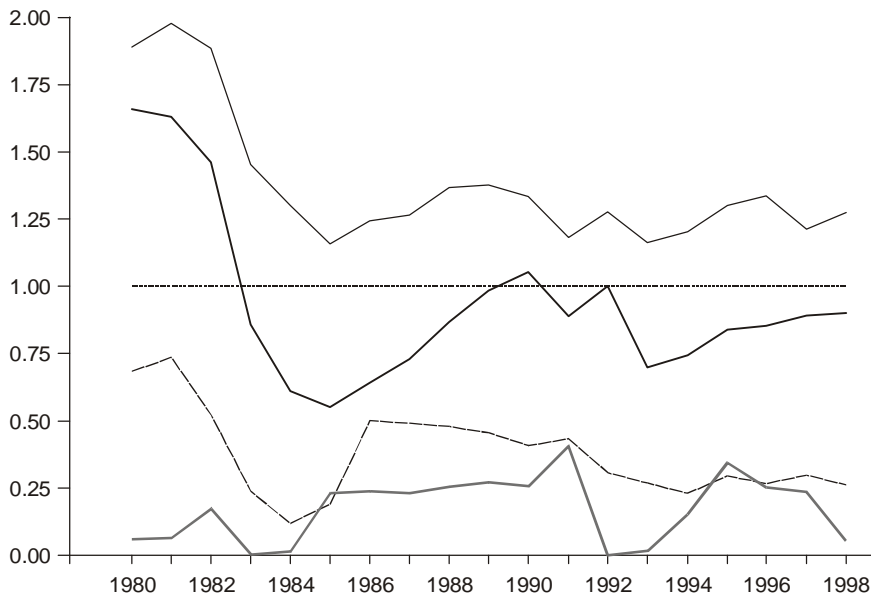
Los valores críticos del estadístico de la traza fueron calculados con el programa DisCo con las siguientes opciones: simulación para 40 observaciones, 20 000 replicaciones y una variable *unrestricted*. Periodo 1967-2001.

Gráfica 1. Estabilidad del rango de cointegración: Modelo R



Nota: Nivel de significancia: 95 por ciento.

Gráfica 2. Estabilidad del rango de cointegración: Modelo Z



Nota: Nivel de significancia: 95 por ciento.

internacional al respecto muestra resultados mixtos.⁹ En este sentido, destacan algunos estudios con resultados similares a los obtenidos en este trabajo, como Stern (2000) para Estados Unidos, Hondroyannis *et al.* (2002) para Grecia, Engsted y Bentzen (1993) para Dinamarca, Oh y Lee (2004) y Masih y Masih (1997) para algunos países asiáticos. Sin embargo, esta evidencia contradice en alguna medida al argumento de Cheng (1997) que no encuentra cointegración entre energía e ingreso para el caso mexicano y sugiere la importancia de utilizar un contexto multivariado, correctamente especificado para evaluar las relaciones entre variables.

Los factores de ponderación de las pruebas de exogeneidad débil indican que los precios relativos y el empleo son las únicas variables exógenas débiles con respecto a la demanda de energía (cuadro 2). Este resultado sugiere que el consumo de energía y el ingreso se determinan simultáneamente (Ericsson y Irons, 1994). En este caso, cualquier desviación de la situación de equilibrio de largo plazo se compensa

⁹ Véanse, por ejemplo, Asafu-Adjaye (2000) para una muestra de países asiáticos o Soytaş y Sari (2002) para un conjunto de países subdesarrollados y desarrollados.

Cuadro 2. Pruebas de exogeneidad débil

$H_0 : \alpha = 0$	Δe_t	Δy_t	Δpr_t	Δem_t
	$\chi^2(4)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(4)$	$\chi^2(4)$
$H_0 : \alpha_0 = 0$	20.435 [0.000]**	12.414 [0.014]**	3.415 [0.490]	2.963 [0.610]

Notas:

* Indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 10 por ciento.

** Indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel del 5 por ciento.

$H_0 : \alpha_j = 0$ (α_0 está relacionado con el mecanismo de corrección de errores de la ecuación de consumo de energía ecm_{t-1}).

Periodo 1967-2001.

por los cambios en las variables endógenas. Este resultado sugiere que el proceso de crecimiento económico implica un consumo adicional de energía. Asimismo, se observa que los precios relativos y el empleo son variables exógenas en este sistema y pueden utilizarse, en forma independiente, para controlar el consumo energético como un instrumento económico, aunque ello esté limitado por el valor tan reducido del coeficiente respectivo.

Las pruebas de no causalidad de Granger se presentan en el cuadro 3, incluyendo las variables con rezagos y con causalidad contemporánea. La evidencia empírica indica que existe una causalidad contemporánea y rezagada bidireccional entre cambios en el producto y la energía. Asimismo, se rechazan las hipótesis de no causalidad de Granger contemporánea entre precios relativos y energía, empleo y producto, producto y empleo, energía y precios relativos y con dos rezagos también existe una relación bidireccional entre energía y producto. Ello indica la presencia de procesos de retroalimentación complejos entre los cambios de las variables consideradas que deben de considerarse en el diseño de una política pública de control energético.

En este sentido, una desviación de la posición de equilibrio entre el producto, el consumo de energía, el empleo y los precios relativos se corrige tanto por el ajuste de largo plazo como por los cambios de corto plazo entre el producto y el consumo de energía. En conjunto, este análisis apoya la idea de que el consumo de energía y el producto son procesos complementarios en la economía mexicana. Esto es, la expansión del producto va acompañada de un aumento del consumo energético. Por el otro lado, los efectos de los precios relativos y del empleo son exógenos pero limitados como consecuencia de los valores del coeficiente respectivo.

El vector de cointegración normalizado como una ecuación de demanda de energía (ecuación (4)) indica, entonces, una elasticidad in-

Cuadro 3. Pruebas de no causalidad de Granger (estadísticos de Wald)

Hipótesis nula H_0	Contemporáneo		Dos rezagos	
	$\chi^2(1)$ (t)	$\chi^2(1)$ <i>ecm</i> ($t-1$)	$\chi^2(1)$ ($t-2$)	$\chi^2(1)$ <i>ecm</i> ($t-1$)
Δy_t no causa a Δe_t	25.961 (0.000)	18.055 (0.000)	8.984 (0.012)	6.157 (0.046)
Δpr_t no causa a Δe_t	6.542 (0.010)	10.458 (0.001)	1.359 (0.506)	0.584 (0.746)
Δem_t no causa a Δe_t	0.061 (0.805)	0.440 (0.507)	2.204 (0.332)	2.572 (0.276)
Δe_t no causa a Δy_t	25.961 (0.000)	18.051 (0.000)	12.457 (0.002)	5.026 (0.081)
Δpr_t no causa a Δy_t	2.170 (0.141)	1.043 (0.307)	1.499 (0.472)	0.029 (0.985)
Δem_t no causa a Δy_t	28.809 (0.000)	22.679 (0.000)	2.139 (0.343)	2.357 (0.307)
Δe_t no causa a Δpr_t	0.061 (0.805)	0.440 (0.507)	5.484 (0.064)	2.786 (0.248)
Δy_t no causa a Δem_t	28.809 (0.000)	22.679 (0.000)	4.282 (0.117)	4.434 (0.109)
Δpr_t no causa a Δem_t	0.461 (0.497)	1.564 (0.211)	0.691 (0.707)	0.561 (0.755)
Δe_t no causa a Δpr_t	6.542 (0.010)	10.457 (0.001)	1.217 (0.544)	1.647 (0.438)
Δy_t no causa a Δpr_t	2.171 (0.141)	1.043 (0.307)	0.163 (0.921)	0.141 (0.932)
Δem_t no causa a Δpr_t	0.461 (0.497)	1.563 (0.211)	1.285 (0.525)	1.112 (0.573)

Notas: Los valores en negritas indican el rechazo de la hipótesis nula.
 $ecm = e_t - 0.976 * y_t + 0.108 * pr_t + 0.370 * em_t$.
 Periodo 1967-2001.

greso superior a la unidad (0.976), una baja elasticidad precio (−0.108) y una relación inversa con el empleo (−0.370). Estos coeficientes reflejan en alguna medida la dinámica de la demanda de energía en México. Esto es, un aumento del ingreso se traduce en un crecimiento más que proporcional de la demanda de energía que sólo puede ser compensado parcialmente por un aumento en los precios o en el empleo. Así, puede argumentarse que la energía y el empleo en la economía mexicana son bienes sustitutos, de incluirse los precios relativos en el vector de cointegración. Debe mencionarse, además, que la elasticidad ingreso es mayor y la elasticidad precio menor a la reportada en Villagómez (1983) y similar a la elasticidad precio reportada por Sterner (1989), aunque debajo del valor sugerido por Pindyck (1979) para evaluaciones de política económica. Estos coeficientes apoyan la idea de que el efecto ingreso predomina sobre el efecto sustitución en la relación entre energía y empleo y sobre el efecto de los precios relativos (Hwang y Gum, 1991). En este sentido, una política de control energético puede tener, por ejemplo, consecuencias positivas en el empleo en forma similar al análisis de Jorgenson (1998) que argumenta la sustituibilidad entre energía y trabajo en Estados Unidos y de la evidencia histórica para Estados Unidos en donde la crisis energética de 1974 lleva a que un aumento de precios de la energía se traduzca en una disminución del producto y, simultáneamente, en un aumento del empleo (Hudson y Jorgenson, 1978a). Por su parte, el coeficiente de los precios relativos de la energía es consistente con la teoría económica donde se espera una relación inversa (véase, por ejemplo, Jorgenson, 1998), aunque su valor resulta particularmente pequeño. Ello probablemente refleja, entre otras cosas, un problema de agregación donde algunos sectores productivos son fundamentalmente inelásticos al precio.

$$e_t = 0.976 * y_t - 0.108 * pr_t - 0.370 * em \quad (4)$$

El conjunto de estos resultados contrasta con la evidencia presentada por Nachane, Nadkarni y Karnik (1988) y Cheng (1997). En efecto, estos autores rechazan la existencia de una causalidad, en el sentido de Granger, entre energía y producto en México. Por el contrario, la presencia de una relación, simultánea y contemporánea, entre energía, producto y empleo es más consistente con la evidencia presentada para otros países, como lo muestran Chang, Fang y Wen (2001), Masih y Masih (1997), Murry y Nan (1990), Stern (2000), Glasure (2002) y Hwang y Gum (1991), en donde se sostiene la presencia de al menos una rela-

ción unidireccional. Así, por ejemplo, es posible sostener que en países donde existe una restricción en la oferta de energía como Corea y Taiwán, existe una causalidad de energía al producto y/o el empleo (Masih y Masih, 1997; y Hwang y Gum, 1991), mientras que en el caso mexicano se observa más una interacción entre las variables.

III. Conclusiones y comentarios generales

La evidencia empírica presentada en este artículo indica que existe una relación estable de largo plazo entre el consumo energético, el ingreso, el empleo y los precios relativos. En efecto, el procedimiento de Johansen (1988), corregido por la posible presencia de cambios estructurales (Hansen y Johansen, 1993), indica la presencia cuando menos de un vector de cointegración entre estas variables.

Las pruebas de exogeneidad débil indican que los precios relativos y el empleo son las variables que no rechazan la hipótesis nula. En este caso, cualquier desviación de la situación de equilibrio de largo plazo se compensa por los cambios en las variables endógenas; en este sentido, el crecimiento económico implica un consumo adicional de energía. Este resultado sugiere que el consumo de energía y el ingreso se determinan simultáneamente, pero que existen ciertos márgenes para utilizar a los precios relativos como un instrumento de control del consumo de energía. Asimismo, las pruebas de no causalidad de Granger indican la existencia de una causalidad contemporánea bidireccional entre los cambios en el producto y la energía, lo que confirma la estrecha relación entre estas dos variables. Asimismo, se rechazan las hipótesis de no causalidad de Granger contemporánea entre precios relativos y energía, empleo y producto, producto y empleo, energía y precios relativos y con dos rezagos existe una relación bidireccional entre energía y producto, lo que refleja la presencia de procesos de retroalimentación ciertamente complejos entre los cambios de las variables consideradas.

De este modo, una desviación de la posición de equilibrio entre el producto, el consumo de energía, el empleo y los precios relativos se corrige tanto por el ajuste de largo plazo en las variables endógenas, como por los cambios de corto plazo. En conjunto, esta evidencia confirma que, fundamentalmente, el consumo de energía, el producto y el empleo son procesos complementarios en la economía mexicana y que los precios relativos, no obstante que deben incluirse en esta relación,

tienen un efecto menor como consecuencia del valor de su coeficiente. El conjunto de esta información indica que puede rechazarse la hipótesis de neutralidad energética (Yu y Jin, 1992), lo que resulta consistente con la evidencia para otros países en desarrollo de Asia (Asafu-Adjaye, 2000).

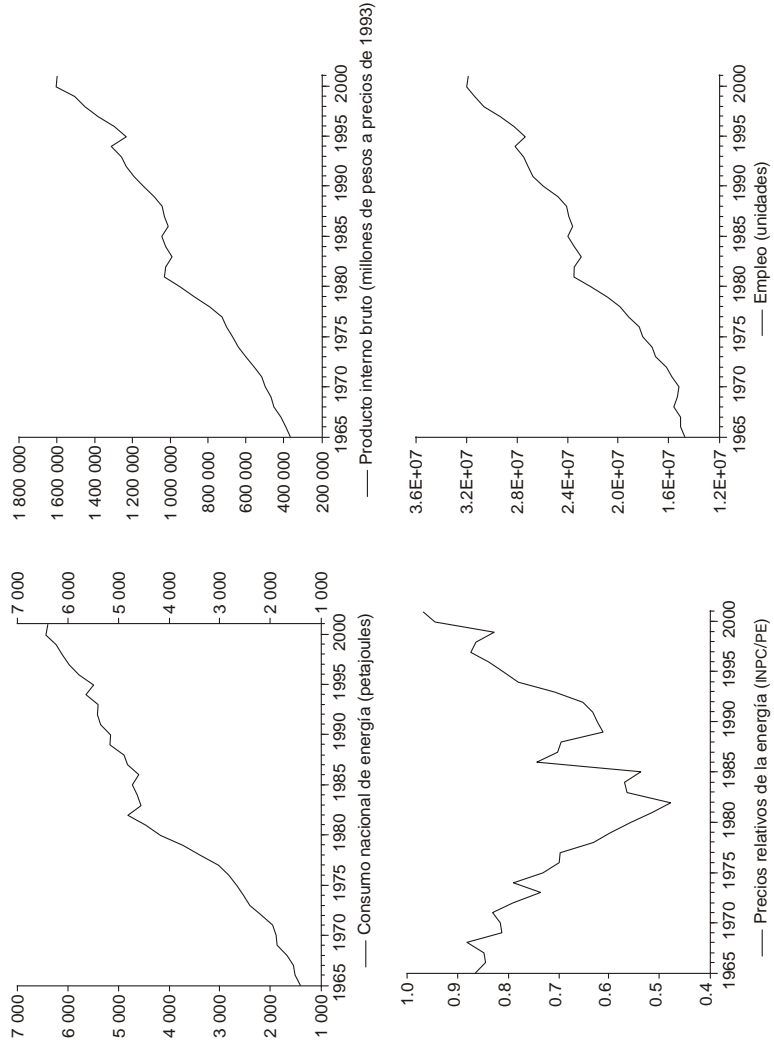
En este contexto, debe reconocerse que los pronósticos de energía para México basados exclusivamente en la intensidad energética tienen, desde luego, una base histórica empírica importante, pero pueden presentar limitaciones de no incluirse los procesos de ajuste con otras variables como el empleo o los precios relativos o los cambios en la estructura productiva o la demanda (Alcántara y Duarte, 2004). Estos resultados indican que una política de control energético en el país tiene limitaciones importantes ya que depende estrechamente de la trayectoria de otras variables. Por ejemplo, el cumplimiento de diversos compromisos de los programas de cambio climático o de conservación de la energía planteados en el Programa de Energía y Medio Ambiente 2002-2003 también puede tener consecuencias importantes en el producto y el empleo. Ello implica que es indispensable en México buscar mecanismos para separar las trayectorias del consumo de energía con respecto a aquellas del producto antes de la instrumentación de una agresiva política de control energético. En este sentido, la evidencia obtenida sugiere la posibilidad de utilizar políticas de regulación y control directo de la intensidad energética o incluso de precios buscando separar la trayectoria de la energía y del producto. Por ejemplo, en el caso de Estados Unidos se estima que una reducción del consumo energético de un punto se traduce en una disminución del producto en 0.2 (Hudson y Jorgenson, 1978b).

Asimismo, es posible identificar diversas estrategias para obtener esta separación entre consumo de energía y producto. Por ejemplo, existen los impuestos ecológicos como una forma de reducir el consumo de energía que puede incluso favorecer, bajo ciertas condiciones, un aumento del empleo (Hudson y Jorgenson, 1998; y Jorgenson y Wilcoxon, 1993b). Ello sucedió, por ejemplo, durante la crisis energética en Estados Unidos en 1972-1974, donde un aumento de precios del petróleo se tradujo en una caída del producto y simultáneamente en un aumento del empleo (Hudson y Jorgenson, 1978a). Existen, desde luego, otras alternativas para controlar el consumo energético, tales como el uso de diversas regulaciones o políticas de innovación tecnológica. Por ejemplo, Jorgenson y Wilcoxon (1990, 1993c) argumentan y evalúan diversas opciones ambientales para regular el consumo energé-

tico; además, Hudson y Jorgenson (1998), Bernanke y Jorgenson (1975) y Hoffman y Jorgenson (1998) analizan políticas u opciones de conservación energética que incluyen procesos de innovación tecnológica en la industria o en la flota vehicular (Kappler y Rutledge, 1985). Puede incluso buscarse, atendiendo a la estructura económica mexicana, diseñar políticas específicas con respecto a los sectores clave desde el punto de vista energético que tendrían un efecto importante sobre el ahorro de energía (Alcántara y Padilla, 2003).

Apéndice

Gráfica A.1. Series de consumo nacional de energía, producto interno bruto, precios relativos de la energía y empleo 1965-2001



Cuadro A.1. Pruebas de raíces unitarias

Variable	ADF			PP(2)			KPSS(6)		
	A	B	C	A	B	C	η_μ	η_τ	
e_t	-0.693 (0)	-3.517 (0)	2.504 (1)	-0.781	-3.210	4.395	0.607	0.167	
Δe_t	-5.050 (0)	-4.049 (0)	-1.607 (1)	-5.064	-4.061	-2.564	0.438	0.082	
y_t	-1.625 (0)	-2.688 (0)	2.848 (1)	-1.683	-2.448	5.380	0.630	0.157	
Δy_t	-4.553 (0)	-4.104 (0)	-2.579 (0)	-4.552	-4.092	-2.380	0.348	0.098	
pr_t	-1.071 (0)	-1.145 (0)	-0.720 (0)	-0.924	-1.151	-0.700	0.165	0.165	
Δpr_t	-3.403 (4)	-6.271 (0)	-6.352 (0)	-6.783	-6.268	-6.347	0.362	0.090	
em_t	-1.996 (1)	-0.559 (0)	5.627 (0)	-1.869	-0.565	4.960	0.632	0.113	
Δem_t	-4.502 (0)	-4.566 (0)	-3.027 (0)	-4.510	-4.576	-2.941	0.100	0.085	

Notas: Los valores en negritas representan el rechazo de la hipótesis nula al 5%. Los valores críticos al 5% de significancia para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron para una muestra de $T = 100$ son -3.45 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.89 incluyendo constante (modelo B) y -1.95 sin constante y tendencia (modelo C) (Maddala y Kim, 1998, p. 64). η_μ y η_τ representan los estadísticos de la prueba KPSS donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 5 % de ambas pruebas son 0.463 y 0.146, respectivamente (Kwiatkowski *et al.*, 1992, p. 166).

Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos. Las letras en minúsculas representan los valores en logaritmos naturales.

Periodo 1965-2001.

Cuadro A.2. Pruebas de diagnóstico sobre el procedimiento de Johansen

Variable	LM (2) F(2,23)	ARCH (2) F(2,21)	Normalidad $\chi^2(2)$	R ²	Criterio de Akaike
e_t	1.148 [0.334]	1.337 [0.284]	0.766 [0.682]	0.995	-3.730
y_t	0.692 [0.510]	0.055 [0.947]	3.904 [0.142]	0.994	-3.628
pr_t	0.844 [0.443]	0.107 [0.899]	12.512 [0.002]*	0.835	-1.903
em_t	0.766 [0.682]	0.146 [0.865]	1.579 [0.454]	0.992	-4.332

Notas: * Indica rechazo de la hipótesis nula (LM = prueba de autocorrelación, ARCH = prueba de heterocedasticidad).

Número de rezagos en el VAR = 2.

Incluye una variable dummy de tendencia *unrestricted*.

Periodo 1967-2001.

Referencias bibliográficas

- Alcántara, V. y R. Duarte (2004), "Comparison of Energy Intensities in European Union Countries. Results of a Structural Decomposition Analysis", *Energy Policy*, vol. 32, pp. 177-189.
- Alcántara, V. y E. Padilla (2003), "'Key' Sectors in Final Energy Consumption: An Input-output Application to the Spanish Case", *Energy Policy*, vol. 31, pp. 1673-1678.
- Allen, C. y G. Urga (1995), *Derivation and Estimation of Interrelated Factor Demands from Dynamic Cost Function*, Center for Economic Forecasting Discussion Paper, London Business School, University of London, pp. 10-95.
- Apostolakis, B.E. (1990), "Energy-capital Substitutability/Complementary: The Dichotomy", *Energy Economics*, vol. 12, pp. 48-58.
- Asafu-Adjaye, J. (2000), "The Relationship between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries", *Energy Economics*, vol. 22, pp. 615-625.
- Baffes, J. y J.C. Le Valle (2003), "Unit Roots versus Trend Stationary in Growth Rate Estimation", *Applied Economics Letters*, vol. 10, núm. 1, pp. 9-14.
- Bahmani-Oskooee, M. y T.J. Brooks (2003), "A New Criteria for Selecting the Optimum Lags in Johansen's Cointegration Techniques", *Applied Economics*, vol. 35, pp. 875-880.
- Bernanke, B. y D.W. Jorgenson (1975), "The Integration of Energy Policy Models", *Computers and Operations Research*, vol. 2, núm. 3, febrero, pp. 310-334.

- Berndt, E.R. y D.O. Wood (1979), "Engineering and Econometric Interpretations of Energy-capital Complementary: A Reconciliation", *American Economic Review*, vol. 69, núm. 3, junio, pp. 342-354.
- Boone, L., S.G. Hall, D. Kemball-Cook y C. Smith (1995), "Endogenous Technological Progress in Fossil Fuel Demand", en T. Barker, P. Ekins y N. Johnstone (eds.), *Global Warming and Energy Demand*, Routledge, Londres y Nueva York.
- Boyd, G.A. y S.H. Karlson (1993), "The Impact of Energy Prices on Technology Choice in the States United Steel Industry", *Energy Journal*, vol. 14, núm. 2, pp. 47-56.
- Cline, W.R. (1992), *The Economics of Global Warming*, Washington, Institute for International Economics.
- Chang, T., W. Fang y L.F. Wen (2001). "Energy Consumption, Employment, Output, and Temporal Causality: Evidence from Taiwan based on Cointegration and Error-correction Modeling Techniques", *Applied Economics*, vol. 33, pp. 1045-1056.
- Cheng, B.S. (1997), "Energy Consumption and Economic Growth in Brazil, Mexico and Venezuela: A Time Series Analysis", *Applied Economic Letters*, vol. 4, pp. 671-674.
- Chung, J.W. (1994), *Utility and Production Function*, Cambridge, Mas., Blackwells.
- Costanza, R. (1980), "Embodied Energy and Economic Valuation", *Science*, vol. 210, pp. 219-1224.
- Deaton, A. y J. Muellbauer (1980), *Economics and Consumers Behavior*, Cambridge, Inglaterra, Cambridge University Press.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.
- Doonick, J.A., D.F. Hendry y N. Nielsen (1998), "Inference in Cointegrating Models: UK M1 revisited", *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, pp. 533-572.
- Engle, R.F., D. F. Hendry y J. Richard (1983). "Exogeneity", *Econometrica*, vol. 51, pp. 277-304.
- Engsted, T. y J. Bentzen (1993). "Expectations, Adjustment Costs and Energy Demand", *Resource and Energy Economics*, vol. 15, núm. 4, diciembre, pp. 371-385.
- Ericsson, N.R. y J.S. Irons (eds.) (1994), *Testing Exogeneity*, Oxford, Oxford University Press.
- Favero, C.A. (2001), *Applied Macroeconomics*, Oxford, Oxford University Press.

- Franses, P.H. (2001), "How to Deal with Intercept and Trend in Practical Cointegration Analysis?", *Applied Economics*, vol. 33, núm. 5, abril, pp. 577-579.
- Gever, J., R.K. Kaufmann, D. Skole y C. Vörösmarty (1986), *Beyond Oil: The Threat to Food and Fuel in the Coming Decades*, Ballinger, Cambridge Mas.
- Glasure, Y.U. (2002), "Energy and National Income in Korea: Further Evidence on the Role of Omitted Variables", *Energy Economics*, vol. 24, pp. 355-365.
- Hall, C.A.S., C.J. Cleveland y R.K. Kaufmann (1986), *Energy and Resource Quality: The Ecology of the Economic Process*, Nueva York, Wiley Interscience.
- Hansen, H. y S. Johansen (1993), *Recursive Estimation in Cointegrated VAR Models*, University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, pre-print 93-1.
- Hatemi, A. (2003), "A New Method to Choose Optimal Lag Order in Stable and Unstable VAR Models", *Applied Economics Letters*, vol. 10, pp. 135-137.
- Ho, M.S. y Jorgenson D.W. (1998), "Stabilization of Carbon Emission and International Competitiveness of U.S. Industries", en D. W. Jorgenson (ed.), *Growth. Econometric General Equilibrium Modeling*, Cambridge, Mas., The MIT Press, vol. 2, pp. 373-412.
- Hoffman, K.C. y D.W. Jorgenson (1998), "Economic and Technological Models for Evaluation of Energy Policy", en D. W. Jorgenson (ed.), *Growth. Econometric General Equilibrium Modeling*, Cambridge, Mas., The MIT Press, vol. 1, pp. 263-290.
- Hogan, W.W. y D.W. Jorgenson (1991), "Productivity Trends and the Cost of Reducing Carbon Dioxide Emissions", *Energy Journal*, vol. 12, núm. 1, enero, pp. 67-85.
- Hondroyanis, G., S. Lolos y E. Papapetrou (2002), "Energy Consumption and Economic Growth: Assessing the Evidence from Greece", *Energy Economics*, vol. 24, pp. 319-336.
- Howarth, R.B., L. Schipper y B. Anderson (1993), "The Structure and Trends and Intensity of Energy Use: Trends in five OECD Nations", *The Energy Journal*, vol. 14, núm. 2, pp. 27-44.
- Hudson, E.A. y D.W. Jorgenson (1978a), "Energy Policy and U.S. Economic Growth", *American Economic Review*, vol. 68, núm. 2, mayo, pp. 118-123.
- (1978b), "The Economic Impact of Policies to Reduce U.S. Energy Growth", *Resources and Energy*, vol. 1, núm. 3, noviembre, pp. 205-230.

- Hudson, E.A. y D.W. Jorgenson (1998), "Economic Analysis of Alternative Energy Growth Patterns, 1975-2000", en D. W. Jorgenson (ed.), *Growth. Econometric General Equilibrium Modeling*, Cambridge, Mas., The MIT Press, vol. 1, pp. 191-220.
- Hwang, D.B.K. y B. Gum (1991), "The Causal Relationship between Energy and GNP: The Case of Taiwan", *The Journal of Energy and Development*, vol. 16, núm. 2, verano, pp. 219-226.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254.
- (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, vol. 59, pp. 1551-1580.
- (1992), "Determination of the Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, pp. 383-397.
- (1994), "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of non Stationary Variables", *Econometric Review*, vol. 13, pp. 205-229.
- (1995), *Likelihood Based Inference on Cointegration in the Vector Autoregressive Model*, Oxford, Oxford University Press.
- Johansen, S. y B.G. Nielsen (1993), "Asymptotics for Cointegration Ranks Test in the Presence of Intervention Dummies", *Manual for the Simulation Program DisCo*, <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/nielsen/disco.html>.
- Jorgenson, D.W. (1984), "Econometric Methods for Applied General Equilibrium Analysis", en H.E. Scarf y J.B. Shoven (eds.), *Applied General Equilibrium Analysis*, Cambridge, Inglaterra, Cambridge University Press, pp. 139-203.
- (1998), *Growth, Energy, The Environment and Economic Growth*, vol. 2, Cambridge, Mas., The MIT Press.
- Jorgenson, D.W. y P.J. Wilcoxon (1990), "Environmental Regulation and U.S. Economic Growth", *The Rand Journal of Economics*, vol. 21, núm. 2, verano, pp. 314-340.
- (1993a), "Energy, the Environment and Economic Growth", en A. Knees y J. Sweeney (eds.), *Handbook of Natural Resource and Energy Economics*, vol. 3, pp. 1267-1349.
- (1993b), "Reducing U.S. Carbon Dioxide Emissions: An Econometric General Equilibrium Assessments", *Resource and Energy Economics*, vol. 15, núm. 1, marzo, pp. 7-26.
- (1993c), "The Economic Impact of the Clean Air Act Amendment of 1990", *Energy Journal*, vol. 14, núm. 1, enero, pp. 159-182.

- Jorgenson, D.W. y P.J. Wilcoxon (1998), "Fundamental Tax Reforms and Energy Markets", en D. W. Jorgenson (ed.), *Growth. Econometric General Equilibrium Modeling*, Cambridge, Mas., The MIT Press, vol. 2, pp. 413-441.
- Judson, R.A., R. Schmalensee y T.M. Stoker (1999), "Economic Development and the Structure of Demand for Commercial Energy", *The Energy Journal*, vol. 20, núm. 2, pp. 29-57.
- Kappler, F.G. y G.L. Rutledge (1985), "Expenditures for Abating Pollutant Emission from Motor Vehicles, 1968-1984", *Survey of Current Business*, vol. 65, núm. 7, julio, pp. 29-35.
- Kaufmann, R.K. (1987), "Biophysical and Marxist Economics: Learning from each Other", *Ecological Modelling*, vol. 38, pp. 91-105.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, vol. 1, pp. 159-178.
- Leybourne, S. y P. Newbold (2000), "Behavior of Dickey-Fuller t-Test When There is a Break under the Alternative Hypothesis", *Econometric Theory*, vol. 16, núm. 5, octubre, pp. 779-789.
- Mabey, N., S. Hall, C. Smith y S. Gupta (1997), *Argument in the Greenhouse. The International Economics of Controlling Global Warming*, Londres y Nueva York, Routledge.
- Maddala, G.S. e I. Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge, Inglaterra, Cambridge University Press.
- Masih, A.M.M. y R. Masih (1997), "On the Temporal Causal Relationship between Energy Consumption, Real Income, and Prices: Some New Evidence from Asian-Energy Dependent NICs based on a Multivariate Cointegration/Vector Error-correction Approach", *Journal of Policy Modeling*, vol. 19, núm. 4, pp. 417-440.
- Mills, T. (1998), "Recent Developments in Modeling non-Stationary Vectors Autoregressions", *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, núm. 3, pp. 279-311.
- Mosconi, R. (1998), *MALCOLM (Maximum Likelihood Cointegration Analysis in RATS)*, Cafoscarina, Venecia.
- Mosconi, R. y A. Rahbek (1996), *Cointegrated VAR-X Models*, Politécnico di Milano, Quaderni DEP, núm. 5.
- Murry, D. A. y G. D. Nan (1990), "The Energy Consumption and Employment Relationship: A Clarification", *The Journal of Energy and Development*, vol. XVI, núm. 1, noviembre-otoño, pp. 121-131.
- Nachane, D. M., R. M. Nadkarni y A. V. Karnik (1988), "Cointegration and Causality Testing of the Energy-GDP Relationship: A Cross-country Study", *Applied Economics*, vol. 20, pp. 1511-1531.

- Ng, S. y P. Perron (1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data Depend Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, pp. 268-281.
- Nordhaus, W.D. y G. Yohe (1983), "Future Carbon Dioxide Emissions from Fossil Fuels", en National Research Council, *Changing Climate*, Washington, DC, National Academy Press.
- Oh, W. y K. Lee (2004), "Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Revised: The Case of Korea 1970-1999", *Energy Economics*, vol. 26, pp. 51-59.
- Ozcicek, O. y D. McMillan (1999), "Lag Length Selection in Vector Autoregressive Models: Symmetric and Asymmetric Lags", *Applied Economics*, vol. 31, pp. 517-524.
- Pesaran, M.H. y R.P. Smith (1998), "Structural Analysis of Cointegrating VARs", *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, núm. 5, diciembre, pp. 471-505.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for Unit Roots in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346.
- Pindyck, R. S. (1979), *The Structure of World Energy Demand*, Cambridge, Mas., The MIT Press.
- Programa de Energía y Medio Ambiente 2002-2003, Secretaría de Energía, <http://www.energia.gob.mx>.
- Soytas, U. y R. Sari (2002), "Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets", *Energy Economics*, vol. 25, pp. 33-37.
- Stern, D.I. (2000), "A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy", *Energy Economics*, vol. 22, pp. 267-283.
- Stern, D.I. y M.S. Common (2001), "Is There an Environmental Kuznets Curve for Sulfur?", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 41, pp. 162-178.
- Stern, D.I. y C.J. Cleveland (2003), "Energy and Economic Growth", en D.I. Stern y C.J. Cleveland (eds.), *Encyclopedia of Energy*, San Diego, CA, Academic Press.
- Sterner, T. (1989), "Factor Demand and Substitution in a Developing Country: Energy Use in Mexican Manufacturing", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 91, núm. 4, pp. 723-739.
- Spanos, A. (1986), *Statistical Foundations of Econometric Modeling*, Cambridge, Inglaterra, Cambridge University Press.
- Varian, H.R. (1984), *Microeconomics Analysis*, Norton International Edition, Londres.

- Villagómez, A. (1983), "Crecimiento económico y consumo de energía en el sector manufacturero: 1965-1979", *Economía Mexicana, Análisis y Perspectivas*, vol. 5, pp. 211-219.
- Westley, G. (1992), *New Directions in Econometric Modeling of Energy Demand with Applications to Latin America*, Inter-American Development Bank, Washington, DC.
- Yu, E.S.H. y J.C. Jin (1992), "Cointegration Tests of Energy Consumption, Income and Employment", *Resources and Energy*, vol. 14, pp. 259-266.

Base de datos utilizada

- E_t = Consumo nacional total de energía medido en petajoules, Balance Nacional de Energía, Secretaría de Energía (Sener), <http://www.energia.gob.mx>
- Y_t = Producto interno bruto en millones de pesos a precios constantes (1993 = 100), Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), <http://www.inegi.gob.mx>
- P_t = Índice nacional de precios al consumidor (base 2002 = 100), Índice de precios al consumidor por objeto del gasto nacional, Índice General, Banco de México (Banxico), <http://www.banxico.org.mx>
- PE_t = Índice nacional de precios de la energía (base 2002 = 100), Índice de precios al consumidor por objeto del gasto nacional, Electricidad y Combustibles, Banco de México (Banxico), <http://www.banxico.org.mx>
- PR_t = Precio relativo de la energía (PE_t/P_t)
- EM_t = Personal ocupado remunerado (unidades), Sistema de cuentas nacionales de México, Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), <http://www.inegi.gob.mx>