

Análisis Económico
ISSN: 0185-3937
analeco@correo.azc.uam.mx
Universidad Autónoma Metropolitana
Unidad Azcapotzalco
México

Neme Castillo, Omar; Valderrama Santibáñez, Ana Lilia; García Meza, Mario Alberto
Consumo de energía, empleo y producción manufacturera en México
Análisis Económico, vol. XXX, núm. 74, mayo-agosto, 2015, pp. 115-143
Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Azcapotzalco
Distrito Federal, México

Disponible en: http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41343701007

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

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

Análisis Económico
Núm. 74, vol. XXX
Segundo cuatrimestre de 2015

Consumo de energía, empleo y producción manufacturera en México

(Recibido: 28/mayo/2014 –Aceptado: 08/julio/2015)

Omar Neme Castillo[*]
Ana Lilia Valderrama Santibáñez[**]
Mario Alberto García Meza[***]

Resumen

Este trabajo busca establecer la relación entre el consumo de energía (agregada, combustibles y energía eléctrica), la producción manufacturera y el nivel de empleo en México durante 2003-2012. Diversos estudios señalan la existencia de una correlación positiva entre estos aspectos; mientras que otros señalan que el consumo de energía es neutral. En el caso de México, el consumo de energía no parece reflejar una clara relación ni con la producción ni con el empleo. Para determinar dicha relación, se emplea una metodología de cointegración de panel. Se estima el sentido de la causalidad de corto y largo plazos desde dos enfoques: de Granger y el PMG. El documento es de relevancia para la política económica dado que presenta evidencia favorable de la hipótesis de realimentación, señalando la interdependencia y complementariedad entre consumo de energía y producción y empleo industriales.

Palabras Clave: producción industrial, empleo, consumo de energía, combustibles, energía eléctrica.
Clasificación JEL: L6, L70, Q4, E24.

[*] Instituto Politécnico Nacional, Escuela Superior de Economía, <oneme@ipn.mx>.
[**] Instituto Politécnico Nacional, Escuela Superior de Economía, <avalderrama@ipn.mx>.
[***] Estudiante del Doctorado en Ciencias Económicas de la SEPI-ESE-IPN, <marius.agm@gmail.com>.

Introducción

La producción a nivel industrial depende tanto de la disponibilidad como de la eficiencia en el uso de recursos energéticos, así como de otros insumos como trabajo y capital. La literatura tiende a centrarse en el papel de estos últimos como determinantes del crecimiento en la producción, considerando al factor energético como un aspecto dado. No obstante, el significativo rol de la energía en el proceso de producción ha originado más documentos que buscan identificar la relación entre consumo de energía y crecimiento económico.

A nivel mundial, el sector industrial se caracteriza por ser uno de los mayores consumidores de recursos energéticos. En la última década, el consumo final mundial de energía del sector fue en promedio 30% (AIE, 2014). En México, es el segundo mayor consumidor de energía,en 2011 absorbió 28.8% del consumo energético total con un crecimiento de 5% frente al 2010 (Secretaría de Energía, 2012). En particular, el consumo de electricidad es el principal tipo de demanda del sector, al representar en ese mismo año 37% del consumo industrial.

Este sector tiene una enorme capacidad para hacer crecer a la economía y absorber más fuerza de trabajo, lo que simultáneamente se acompaña de un mayor consumo de energía (eléctrica y combustibles fósiles) como insumo en el proceso de producción, con diferentes intensidades en las distintas industrias. De acuerdo con la Agencia Internacional de Energía (AIE, 2009), el sector industrial es al mismo tiempo una de los principales fuentes del desarrollo económico y uno de los mayores consumidores de recursos energéticos. Además, como señalan Caballero y Galindo (2007), los requerimientos energéticos por unidad de producto en México son muy elevados, por lo que una recuperación del crecimiento manufacturero viene aparejado de una creciente demanda de energía con consecuencias en los niveles de empleo.

Al respecto, parece existir un fuerte vínculo entre empleo y consumo de energía, al moverse con patrones similares desde hace más de 30 años. Cuando uno aumenta (o disminuye) el otro también lo hace. El crecimiento económico se relaciona fuertemente con la generación de empleo (el sector manufacturero mexicano contribuye con alrededor del 30% del empleo total) y, dado que el consumo de energía se asocia con el primero, cabe esperar que también exista una relación entre consumo energético y empleo. El Hedi *et al*., (2014) sintetiza esta relación en seis efectos principales: demográfico, ingreso, precio, sustitución, tecnológico y estructural. Estudiar esta relación es de relevancia puesto que podría evidenciar la dificultad para reducir el ritmo de crecimiento en el consumo de energía de fuentes actuales –para seguir una orientación más sustentable– sin perder puestos de trabajo.

De este modo, se observa un crecimiento limitado en la producción manufacturera. En el periodo 2003-2012, el promedio de cambio anual en términos reales fue 1.02% con tasas negativas en cuatro años. Igual tendencia muestran el empleo y consumo de energía total de la industria manufacturera que registran tasas de 1.02 y 1.03%. Entre los argumentos que explican este comportamiento, además de los efectos de la crisis económica mundial y en Estados Unidos (EU), están las comparativamente elevadas tarifas eléctricas, desabasto de gas natural y la limitada eficiencia de los combustibles. Las primeras son 50% mayores en México que en EU (CANACINTRA, 2012). Asimismo, la falta de infraestructura en gasoductos genera importantes afectaciones, principalmente al sector industrial, que ve limitada su producción por desabasto energético que le ha llevado a pérdidas económicas millonarias; principalmente en las empresas acereras, de alimentos y vidrio. Por último, la misma Secretaría de Energía reconoció que el sistema nacional de refinación se ubicó en 2009 entre el 25% de países con menor nivel de eficiencia a nivel mundial (Secretaría de Energía, 2009).

El comportamiento en estas tres variables sugiere la existencia de una relación entre consumo de energía y actividad manufacturera (valor agregado y empleo), ya sea en una sola dirección o en ambas. En palabras de Squalli (2007) y Bartels (2007), parecería cumplirse las hipótesis de crecimiento (relación causal que va del consumo de energía al crecimiento de la producción), conservación (del crecimiento del producto al consumo energético) o realimentación (en ambas direcciones), invalidándose las hipótesis de neutralidad (ausencia de causalidad).

Por todo lo anterior, el objetivo de este documento es estudiar la relación entre producción industrial, empleo y consumo de energía en el sector manufacturero mexicano, para caracterizarla en términos de las hipótesis arriba señaladas. No basta con establecer la existencia de una correlación fuerte si no que se intenta establecer el sentido de la relación causal. De tal modo, las implicaciones resultantes servirían de base para el mejor diseño de política de fomento industrial –que incorpore elementos de sustentabilidad y energéticos-. Al respecto, hasta donde se tiene conocimiento, la bibliografía de este tema para México es limitada, por lo que este documento pretende contribuir a llenar este vacío desde un enfoque en el que se determina, por medio de una metodología novedosa de cointegración de panel, la dirección de la causalidad.

Los estudios previos se concentran en el análisis de la relación entre consumo de energía y producción agregada. Por ejemplo, Sari *et al*., (2008), Chang (2007), Fang *et al*., (2001), Popp (2001), Magazzino (2011), Kumar y Madheswaran (2010), para diferentes países y, Mehrara (2007), Narayan y Prasad (2008) Cheng (1997) y Galindo y Sánchez (2005) para el caso de México. Sin embargo,

en este documento se emplean datos a nivel industrial con el objetivo de distinguir los efectos del consumo de energía en la producción y empleo en 231 clases de la industria manufacturera, quienes tienen diferentes demandas de recursos energéticos tanto entre ellas como en el tiempo.

El resto del documento se organiza en cinco secciones. La siguiente realiza una breve revisión de la literatura del tema. La sección dos describe sucintamente el comportamiento del consumo de energía, del empleo y la producción manufacturera en el periodo 2003-2012. El apartado tres resume la metodología econométrica a emplear y define las variables. La sección cuatro discute los resultados y, la última, presenta las principales conclusiones.

1. Revisión de la literatura

El artículo seminal de Kraft y Kraft (1978) para la economía estadounidense encuentra evidencia en favor de la causalidad que corre del producto al consumo de energía (hipótesis de conservación). A partir de este documento, diversos estudios han investigado la causalidad entre energía y consumo. Sin embargo, una de las razones de la falta de consenso es la variedad de enfoques y test empleados en el análisis (Chontanawat *et al*., 2008).

Chang *et al*., (2001), mediante un análisis de cointegración y de vectores autoregresivos examinan esta relación en Taiwán para una serie anual de 1982 a 1997. Determinan la existencia de una relación estable en el largo plazo entre estas variables. Encuentran una relación bidireccional entre empleo y producción y entre empleo y consumo de energía. Aceptan la no neutralidad del consumo de energía, puesto que señalan que ésta afecta directamente al producto industrial. Adicionalmente, encuentran resultados similares a través de simulaciones con la función impulso-respuesta, esto es, el consumo de energía parece ser un motor de crecimiento.

Soytas y Sari (2003) examinan,mediante cointegración, esta causalidad para diez países emergentes y el G7; hallan evidencia de retroalimentación en Argentina, de conservación en Italia y Corea, de crecimiento en Turquía, Francia, Alemania y Japón. En este mismo sentido, Sari *et al*., (2008) analizan esta misma relación para Estados Unidos a través de un modelo de rezagos distribuidos autoregresivos. Emplea datos mensuales para 2001-2006. Entre las distintas formas de consumo de energía que consideran están combustibles fósiles, carbón, energías hidroeléctrica, solar y eólica, gas natural, maderas y residuos orgánicos. En concreto, determinan que la producción real y el empleo son fuerzas de largo plazo para prácticamente todas las medidas de consumo de energía. Por ende, rechazan la hipótesis de neutralidad del consumo de energía.

Asimismo, Ziramba (2009), siguiendo un enfoque de cointegración, evalúa la relación entre consumo de energía a nivel desagregado y la producción industrial en Sudáfrica para 1980-2005. El principal resultado es que tanto la producción como el empleo industrial son fuerzas de largo plazo que estimulan el consumo de electricidad; mientras que el consumo de petróleo y la producción industrial están relacionados bidireccionalmente. Señala también que el consumo de electricidad y el empleo están correlacionados. Para el consumo de otras formas de energía (hidroeléctrica, carbono, petróleo) halla evidencia de neutralidad.

Kumar y Madheswaran (2010) estudian la dirección de la relación de causalidad entre consumo de energía y crecimiento de la producción en la industria cementera en India durante 1980-2005, empleando una metodología de cointegración de panel. Considerando efectos heterogéneos, confirman una relación positiva entre éstas y una relación en ambas direcciones, por lo que un aumento en el consumo de energía impulsa directamente la actividad en ese sector y, ese crecimiento estimula un consumo de energía mayor.

En un estudio reciente, empleando la función de producción neoclásica, Ali y Binti (2012) examinan la causalidad entre producción manufacturera y energía en Malasia durante 1978-2009. Rechazan la hipótesis de neutralidad del consumo de energía, esto es, estiman una causalidad unidireccional en el largo plazo que corre de la energía a la producción manufacturera.

En el caso particular de la economía mexicana los estudios se centran en la relación entre consumo de energía y el nivel y crecimiento de la producción agregada. En general, el grueso de estos documentos acepta la neutralidad del consumo de energía, esto es, este consumo no tiende a impulsar el crecimiento económico; aunque encuentran evidencia que la actividad económica implica un mayor consumo de energía. En concreto, Cheng (1997), en un estudio para México, Venezuela y Brasil, rechaza la hipótesis de crecimiento y conservación entre consumo de energía y PIB para el caso mexicano, es decir, sus resultados son consistentes con la hipótesis de neutralidad.

Chontanawat *et al*., (2006) en un estudio para 30 países de la OCDE y 78 no miembros de ésta, determinan que es más frecuente la causalidad del PIB al consumo de energía en los países de la OCDE, entre ellos México. De igual forma, Mehrara (2007) examina la relación entre consumo de energía per cápita y el PIB per cápita en esos once países mediante cointegración de panel. Concluye que existe una relación unidireccional del crecimiento al consumo de energía. En un estudio ampliamente reconocido, Narayan y Prasad (2008) examinan la causalidad entre consumo de electricidad y crecimiento económico para 38 países de la OCDE; no encuentran relación causal para el caso mexicano.

Asimismo, Dolgopolova *et al*., (2012) determinan la existencia de relaciones de largo plazo entre PIB real, fuerza de trabajo y los consumos de petróleo, gas, electricidad y carbón para 15 países de la OPEP y otros 7 países exportadores de petróleo, incluido México. En particular, muestran que el PIB y el consumo de petróleo causan, en el sentido de Granger, la inversión en el corto plazo.

Adicionalmente, utilizando la metodología de causalidad de Granger, para un panel de once países exportadores de petróleo durante 1970-2010, Mehrara y Musai (2012) estiman una fuerte causalidad que corre del PIB al consumo eléctrico sin que existan efectos de retroalimentación. Por el contrario, Galindo y Sánchez (2005) encuentran evidencia de una relación estable de largo plazo entre ingreso agregado, empleo, precios y consumo de energía en la economía mexicana. En concreto señalan que el consumo de energía y el ingreso se determinan simultáneamente. De igual manera, Caballero y Galindo (2007) determinan que en México la demanda de energía se relaciona positivamente con el comportamiento del ingreso agregado, y negativamente con los precios relativos; al tiempo que el producto muestra una elasticidad precio negativa.

En resumen, en el estudio de la relación entre consumo de energía, con diferentes niveles de desagregación, y la producción (agregada o industrial), no existe un consenso respecto a la relación causal. No obstante, la mayoría de estudios encuentran una causalidad en al menos una dirección. A su vez, para la situación mexicana, los estudios parecen aceptar la hipótesis de neutralidad, conservación y retroalimentación sin que exista una clara tendencia. Este documento, como se señala adelante, encuentra evidencia favorable respecto a la hipótesis de retroalimentación.

2. Energía y dinámica manufacturera

Antes de analizar las relaciones de causalidad de largo y corto plazos entre consumo de energía, producción y empleo a nivel manufacturero, se explora brevemente el comportamiento de estas variables. La producción se representa por el valor agregado (*va*) en miles de pesos constantes del 2003. El consumo de energía agregada (*ce*) depende del precio del insumo. Dado que esta variable no está disponible, se emplean alternativamente los índices de precios al consumidor y al productor como proxies de los precios de la energía con año base 2003 (primera quincena de diciembre). Se consideran dos medidas desagregadas de consumo de energía: combustibles y lubricantes (*clc*) y energía eléctrica (*eec*) en miles de pesos constantes. El personal ocupado (*po*) representa la fuerza de trabajo empleada en la industria. Como es usual, los datos se transforman a logaritmos.

De este modo, en el cuadro 1 se aprecia que, en promedio para el periodo 2003-2012, las industrias de mayor tamaño, medida a partir del valor agregado, se concentran en los subsectores 325 (química), 311 (alimentos) y 336 (equipo de transporte), con un peso del 16.1, 15.9 y 15.1 por ciento, respectivamente. Considerando el personal que contratan, estos mismos subsectores son los de mayor relevancia con una participación del 17.2, 14.2 y 8.7 por ciento cada una. De igual forma, los subsectores con mayor consumo de energía son 324 (petróleo y carbón), 327 (minerales no metálicos) y 325, seguidos por alimentos, metales básicos y equipo de transporte. Además, cuando las industrias muestran participaciones en el valor agregado relativamente bajas, las participaciones en el nivel de consumo total de energía tienden a ser menores.

Derivado de lo anterior y en términos generales, la hipótesis de neutralidad (la energía no es relevante en el proceso de producción) del consumo de energía sobre el valor agregado parece no cumplirse para la mayoría de los subsectores. En otras palabras, el consumo de energía y el valor agregado aparentemente están relacionados. Igual comportamiento se obtiene cuando se sustituye el valor agregado por la producción bruta o cuando se consideran valores en términos reales.

Cuadro 1
Actividad de las clases manufactureras (2003-2012)

(miles de pesos de 2003		*clc*		*eec*		*ce*		*po*		*va*	
Código	*Subsector*	*Participa-ción*	*Creci-miento*	*Partici-pación*	*Creci-miento*	*Partici-pación*	*Creci-miento*	*Partici-pación*	*Creci-miento*	*Partici-pación*	*Creci-miento*
311	Alimentos	13.34	13.53	10.13	20.93	11.74	16.58	17.15	2.54	15.94	17.86
312	Bebidas y tabaco	4.52	15.70	2.95	13.29	3.76	14.81	4.91	-2.11	9.61	6.88
313	Insumos textiles	1.64	9.72	3.78	13.74	2.69	11.22	3.19	3.03	1.08	13.04
314	Productos textiles	0.13	1.85	0.52	15.52	0.34	7.59	0.96	2.58	0.28	9.79
315	Prendas de vestir	0.39	8.22	0.70	19.81	0.55	13.66	5.37	2.89	1.22	8.83
316	Cuero y piel	0.15	4.24	0.45	11.38	0.31	8.92	3.07	0.51	0.60	-0.32
321	Madera	0.29	-1.02	0.34	4.76	0.32	0.38	0.85	-1.13	0.22	12.76
322	Papel	5.60	5.73	7.50	27.01	6.51	18.14	3.37	4.82	2.65	13.05
323	Impresión	0.15	6.36	0.54	21.99	0.33	17.11	1.40	3.21	0.58	6.49
324	Petróleo y carbón	28.61	6.79	1.03	14.40	15.44	8.32	1.59	1.69	9.32	21.63
325	Química	13.57	9.79	13.20	13.09	13.39	11.12	8.71	0.39	16.08	13.49
326	Plástico y hule	1.63	25.21	6.63	31.52	4.03	29.24	6.22	10.05	2.87	23.28
327	Minerales no metálicos	15.56	4.98	12.28	16.21	13.96	8.33	4.83	2.29	5.79	8.22
331	Metáles básicos	6.88	11.57	19.30	21.37	12.77	15.77	3.34	4.01	7.16	36.75
332	Productos metálicos	2.01	21.05	3.66	43.50	2.79	30.99	4.61	11.51	2.81	22.64
333	Maquinaria y equipo	0.47	35.02	1.26	95.17	0.87	59.58	3.04	10.46	2.35	38.08
334	Computación y comunicación	0.33	155.32	1.58	542.92	0.96	352.17	3.86	231.05	1.65	247.13
335	Generación eléctrica	0.92	53.83	3.14	78.79	1.96	61.74	4.64	24.92	3.20	42.78
336	Equipo de transporte	3.34	25.13	9.68	46.61	6.36	37.08	14.21	19.95	15.09	38.51
337	Muebles	0.25	14.18	0.32	25.49	0.31	20.34	1.71	4.05	0.47	15.99
339	Otras industrial	0.22	20.98	1.01	226.52	0.61	109.02	2.97	40.52	1.03	67.23
	Total	100.00	–	100.00	–	100.00	–	100.00	–	100.00	–

231 clases manufactureras. clc: combustibles y lubricantes consumidos, eec: energía eléctrica consumida, ce: consumo energía total, po: personal ocupado (promedio anual), va: valor agregado.
Fuente: Elaboración propia con base en EIA, varias tomos.

Asimismo, si se observan las tasas de crecimiento la hipótesis de neutralidad parecería rechazarse e incluso existen elementos que permiten aceptar la idea de realimentación entre estas variables. Así, a nivel agregado, las tasas de crecimiento promedio anual del consumo de energía, del valor agregado y del personal en la manufactura muestran una tendencia positiva y similar; aunque esta última registra una tasa ligeramente menor. Aún más, considerando los componentes individuales del consumo de energía, este comportamiento se verifica especialmente para el consumo de energía eléctrica.

De igual modo, parece existir una relación entre las tasas de crecimiento del consumo de energía, producción y empleo más fuerte a nivel subsector. En siete subsectores la tendencia de crecimiento de estas tres variables es similar; por ejemplo, 326 (plástico y hule), 332 (productos metálicos), 333 (maquinaria y equipo), 334 (equipo de computación y comunicación), 335 (equipo de generación eléctrica), 336 (equipo de transporte) y 339 (otras industrias). En otras seis clases, esta relación parece centrarse solo entre consumo de energía y producción: 311 (industria alimentaria), 313 (insumos textiles), 322 (industria del papel), 325 (industria química), 331 (metálicas básicos), 337 (muebles y productos).

Adicionalmente, de las principales 15 clases, de acuerdo con el valor agregado, la relación entre las tasas de crecimiento de las tres variables consideradas parece presentarse en cuatro de ellas equipo de transmisión (334220), equipos y aparatos médicos (339111), otros equipos de comunicación (334290) y computadoras y equipo (334410); al tiempo que en las clases maquinaria y equipo para la industria extractiva (333130), otros productos eléctricos (335999), productos de chocolate (311330), lámparas ornamentales (335120), juguetes (339930), otras industrias manufactureras (339999) y otros instrumentos de medición (334519), el vínculo parece estar acotado al crecimiento del consumo de energía (cuadro 2).

Cuadro 2
Principales clases industrias manufactureras.
Tasa de crecimiento anuales (miles de pesos 2003)

	Codigo	*Clase*	*clc*	*eec*	*ce*	*po*	*va*
1	334220	Equipo de transmisión	55.1	209.2	161.0	83.0	132.8
2	333130	Maquinaria y equipo para industria extractiva	18.9	131.0	69.8	8.3	24.5
3	334290	Otros equipos de comunicación	9.6	67.2	36.8	28.1	11.5
4	339111	Equipos y aparatos médicos	21.0	108.7	35.2	18.2	27.8
5	335999	Otros productos eléctricos	8.6	36.2	23.4	7.6	18.1
6	339113	Instrumentos ópticos oftálmicos	1.5	31.1	22.9	2.9	3.4

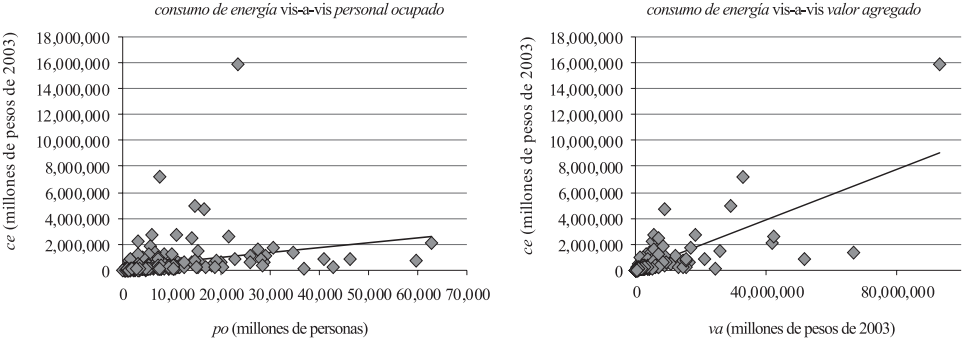
Continúa…

	Codigo	*Clase*	*clc*	*eec*	*ce*	*po*	*va*
7	334519	Otros instrumentos de medición y control	6.5	23.9	15.2	2.8	9.5
8	339999	Otras industrias manufactureras	4.2	26.4	13.9	3.4	6.6
9	334110	Computadoras y equipo	40.2	9.8	13.7	16.8	4.9
10	334410	Componentes electrónicos	3.8	23.6	13.6	17.0	7.6
11	339930	Juguetes	5.5	15.3	12.8	2.6	4.7
12	335311	Motores y generadores	11.9	11.8	11.9	5.5	3.9
13	336320	Equipo eléctrico y electrónico para autos	13.1	10.8	11.4	4.7	5.1
14	311330	Productos de chocolate	4.1	15.9	11.2	2.8	7.7
15	335120	Lámparas ornamentales	5.7	15.2	10.9	3.0	5.9

231 clases manufactureras. clc: combustibles y lubricantes consumidos, eec: energía eléctrica consumida, ce: consumo energía total, po: personal ocupado (promedio anual), va: valor agregado.
Fuente: Elaboración propia con base en EIA, varias tomos.

Asimismo, la gráfica 1 presenta evidencia, si bien no contundente, de lo señalado arriba. Es decir, se aprecia una ligera tendencia en la que el valor agregado determina y es determinado simultáneamente por el consumo de energía (para toda la manufactura). En otras palabras, un mayor consumo de energía (eléctrica y combustibles) lleva a generar mayor valor agregado (y producción), al tiempo que este mayor valor demanda un nivel mayor de energía. En particular, el personal ocupado a nivel industrial parece vincularse con el consumo de energía. En este renglón, el mayor valor agregado por trabajador, no reduce proporcionalmente el consumo de energía, lo que puede interpretarse como una señal de ineficiencia en la industria manufacturera.

Gráfica 1
Dispersión entre consumo de energía, empleo y producción industrial



Fuente: Elaboración propia con datos de EIA, varios tomos.

Esta idea se verifica de acuerdo con el coeficiente de correlación de Spearman que se muestra en el cuadro 3. A nivel agregado, este coeficiente señala una correlación entre personal ocupado y valor agregado bruto mayor al 50% en todos los casos. Mientras que para las diez principales clases, este coeficiente es en promedio mayor al 60 por ciento para todas las variables. En particular, la clase 333130 muestra un consumo de energía con el coeficiente de correlación promedio, para todas las variables, más alto (0.97), al tiempo que registra el mayor coeficiente de correlación con el valor agregado (0.99).[1]

Por otro lado, centrándose en las principales diez clases, y considerando la causalidad entre consumo de energía, producción y personal ocupado, la prueba de causalidad de Granger de las series señala la existencia de una relación estadísticamente significativa para el 25% de éstas (cuadro 4).[2] En síntesis, el mayor número de relaciones de causalidad parece darse entre el consumo de energía y el empleo. Se encuentran dos relaciones de causalidad bidireccionales para las clases 335999 y 339999 entre personal ocupado y consumo de energía y una en la clase 335999 entre valor agregado y consumo de energía.

Cuadro 3
Correlación entre consumo de energía, producción industrial y empleo

Coeficiente de correlación de Spearman

		Total industria manufacturera		
		Principales diez clases manufactureras	*vab-ce* 0.8376	*po-ce* 0.6948
	Código	*Clase*	*vab-ce*	*po-ce*
1	333130	Maquinaria y equipo para industria extractiva	0.9981	0.9795
2	334110	Computadoras y equipos	0.9287	0.9321
3	334220	Equipo de transmisión	0.8841	0.8744
4	334290	Otros equipos de comunicació	0.9651	0.6348
5	334410	Componentes electrónicos	0.8476	0.9866
6	334519	Otros instrumentos de medición y control	0.6605	0.6900
7	335999	Otros productos eléctricos	0.9126	0.7718
8	339111	Equipo y aparatos médicos	0.9278	0.9911
9	339113	Instrumentos ópticos oftálmicos	0.5912	0.1905
10	339999	Otras industrias manufactureras	0.6625	0.6218

Fuente: Elaboración propia con datos de IEA, varios tomos.

[1] Este comportamiento se mantiene si se sustituye el valor agregado por la producción bruta, se observa una relación positiva con el consumo de energía. Por último, la tendencia es similar con los consumos de energía desagregados.

[2] Las pruebas de raíz unitaria para todas las variables se presentan en el cuadro 5.

Cuadro 4
Prueba de no causalidad de Granger.
Diez principales clases de la industria manufacturera

H_0	*F*	*prob*	*con*	H_0	*F*	*prob*	*con*	H_0	*F*	*prob*	*con*	H_0	*F*	*prob*	*con*	H_0	*F*	*prob*	*con*
333130				*334519*				*334110*				*335999*				*334410*			
po no causa a *ce*	0.136	0.751	NR	*po* no causa a *ce*	0.185	0.677	NR	*po* no causa a *ce*	3.762	0.124	NR	*po* no causa a *ce*	4.817	0.048	R	*po* no causa a *ce*	0.598	0.197	NR
ce no causa a *po*	0.127	0.717	NR	*ce* no causa a *po*	0.154	0.589	NR	*ce* no causa a *po*	4.294	0.091	NR	*ce* no causa a *po*	5.161	0.035	R	*ce* no causa a *po*	0.198	0.095	NR
va no causa a *ce*	0.678	0.419	NR	*va* no causa a *ce*	11.621	0.028	R	*va* no causa a *ce*	0.699	0.358	NR	*va* no causa a *ce*	5.154	0.044	R	*va* no causa a *ce*	0.145	0.693	NR
ce no causa a *va*	0.597	0.517	NR	*ce* no causa a *va*	3.599	0.117	NR	*ce* no causa a *va*	0.592	0.375	NR	*ce* no causa a *va*	3.983	0.043	R	*ce* no causa a *va*	0.128	0.601	NR
334220				*339111*				*334290*				*339113*				*339999*			
po no causa a *ce*	6.548	0.048	R	*po* no causa a *ce*	5.603	0.478	NR	*po* no causa a *ce*	0.842	0.271	NR	*po* no causa a *ce*	3.371	0.138	NR	*po* no causa a *ce*	4.229	0.038	R
ce no causa a *po*	7.718	0.045	R	*ce* no causa a *po*	0.613	0.389	NR	*ce* no causa a *po*	0.636	0.412	NR	*ce* no causa a *po*	3.472	0.131	NR	*ce* no causa a *po*	3.472	0.048	R
va no causa a *ce*	0.715	0.511	NR	*va* no causa a *ce*	0.799	0.703	NR	*va* no causa a *ce*	0.246	0.602	NR	*va* no causa a *ce*	0.002	0.911	NR	*va* no causa a *ce*	1.257	0.286	NR
ce no causa a *va*	0.649	0.499	NR	*ce* no causa a *va*	0.105	0.795	NR	*ce* no causa a *va*	0.256	0.603	NR	*ce* no causa a *va*	0.447	0.548	NR	*ce* no causa a *va*	1.321	0.335	NR

H_0: hipótesis. con: conclusión de la prueba de Granger respecto a la hipótesis de no causalidad prob: probabilidad. F: estadístico F. R: rechazo de la hipótesis nula, NR: no rechazo de H_0. La prueba se realiza con un rezago.
Fuente: Elaboración propia.

Esta evidencia sugiere parcialmente la validez de la hipótesis de neutralidad entre producción y consumo de energía. Igual resultado se obtiene cuando la prueba se realiza para las tasas de crecimiento. No obstante, este análisis se centra únicamente en las principales diez clases, por lo que se requieren elementos adicionales, como los que se emplean en la sección cinco, para determinar si existe o no esta relación para las 231 clases manufactureras consideradas. A manera de conclusión puede decirse que existen elementos tanto a favor de la hipótesis de realimentación como de la hipótesis de neutralidad.

3. Metodología y variables

El estudio emplea datos anuales para el periodo 2003-2012 que se obtuvieron de la Encuesta Industrial Anual y la Encuesta Anual de la Industria Manufacturera para un total de 231 clases de industrias manufactureras.[3] Se estima la relación causal entre consumo de energía producción y empleo industrial, usando técnicas de cointegración de panel, del modelo de corrección de error, de causalidad de Granger y del Pooled Mean Group.

De acuerdo con Benavides *et al*., (2013) los modelos de cointegración en panel permiten estudiar aspectos sobre las relaciones de largo plazo encontradas en datos económicos y postuladas frecuentemente por alguna teoría económica; con la ventaja de no excluir información relevante como pasacon las estimaciones de corte transversal o series de tiempo. Asimismo, como se cuenta con una muestra temporal relativamente pequeña (diez años), seguir esta metodología permite incrementar el poder de los test y, en consecuencia, determinar la correlación entre las variables económicas y energéticas de forma confiable.

Al respecto, agrupar series de tiempo implica una pérdida sustancial de la heterogeneidad permisible de las series individuales. Por ende, Pedroni (2004)

[3] El horizonte temporal obligado es 2003-2012, que se explica por el hecho que INEGI sustituyó la Clasificación Mexicana de Actividades y Productos (CMAP) que agrupaba 205 clases de actividad del sector manufacturero por el Sistema de Clasificación de América del Norte (SCIAN) con 231 clases de actividad manufacturera. Si bien el CMAP sirve de base para el SCIAN, el segundo clasificador tiene una mayor cobertura de establecimientos y de actividades. En este sentido, para Pérez (2010), si bien no se presentaron cambios en el orden de los subsectores, si se generaron modificaciones a nivel clase por lo que, a pesar que existen tablas de compatibilidad creadas por el INEGI, resulta muy complicado reconstruir todo un subsector. Así, ampliar el periodo de análisis para incluir datos anteriores a la sustitución de clasificador sería arriesgado pues puede introducir cambios no deseados en el régimen de relaciones entre los datos, derivado, por ejemplo, de la dinámica económica mundial, de la modificación de la estructura productiva nacional, de la incorporación de aspectos tecnológicos en las funciones de producción, etc. A la luz de estas limitaciones, es natural preguntarse si una alternativa práctica consiste en no incluir datos adicionales para analizar una hipótesis particular de cointegración basada en datos transversales relativamente similares –al agruparse partiendo de la función de producción– en lugar de períodos adicionales.

señala que para asegurar la aplicabilidad de los test de cointegración de panel se debe permitir la mayor heterogeneidad posible entre los miembros del panel. En este caso, existe un grado de heterogeneidad aceptable al considerar 231 industrias con funciones de producción e intensidades factoriales distintas que, además, cambian con dinámicas distintas en un lapso de diez años.

Para Mahía (2010), los test de datos de panel ofrecen una potencia mayor que los aplicados sobre cada individuo separadamente, puesto que están diseñados para evaluar la hipótesis nula en la que cada individuo en el panel muestra perturbaciones integradas. Por tanto, considerar simultáneamente series transversales y temporales, aun teniendo un bajo número de observaciones de individuos o de tiempo, según experimentos Monte Carlo, lleva a una mejora de la potencia de los test en comparación a su consideración individual. Así, con paneles de gran dimensión transversal (cientos de observaciones) y limitada dimensión temporal (alrededor de 10 años), los técnicas existentes de análisis de estacionariedad de los datos agrupados en panel son apropiados asumiendo patrones generales de correlación. Aún más, si bien el análisis de cointegración de panel es sensible al número de observaciones temporales y transversales, Perron (1991) y Pierse y Snell (1995) confirman que la potencia de los test depende más de la extensión de las series que de la frecuencia.

De este modo, la metodología de estimación es similar a la propuesta por Soytas y Sari (2003); por tanto, se parte del establecimiento del nivel de integración de las series, mediante pruebas de raíz unitaria de panel para evitar regresiones espurias.[4] Existen cinco tipos de pruebas de raíz unitaria para datos de panel que asumen que las variables pueden representarse por un factor común: *i*) prueba LLC para procesos de raíz unitaria común (propuesta por Levin, Lin y Chu, 2002); *ii*) prueba IPS, para procesos de raíz unitaria individual (propuesta por Im, Pesaran y Shin, 2003); *iii*) prueba ADF-Fisher (propuesta por Maddala y Wu, 1999); *iv*) PP-Fisher (propuesta por Choi, 2001); y, *v*) prueba de Hadri (2000). La principal ventaja de *ii* y *iii* es que consideran la posible heterogeneidad de las unidades de sección cruzada dentro del panel. La longitud de retardo óptima, según la prueba, se determina siguiendo el criterio de Schwarz.

Posteriormente, se prueba la existencia de relaciones estables de largo plazo desde una perspectiva de panel de acuerdo con la propuesta de Pedroni (1997 y 1999). Este test se basa en el procedimiento de Engle y Granger (EG), por lo que la hipótesis nula de no cointegración emplea los residuos de la regresión de panel.

[4] La presencia de errores correlacionados entre clases industriales hace inválidos a los test clásicos de raíz unitaria y cointegración en modelos de datos de panel (Banerjee*et al.*, 2004).

Asimismo, considera que los vectores de cointegración no son necesariamente los mismos para todas las unidades de sección cruzada, por lo que incluye parámetros específicos que varían entre éstas. La prueba parte del cálculo de los residuales de la regresión de cointegración:

$$y_{ti} = \alpha_i + \beta_{1i} x_{1it} + \ldots + \beta_{mi} x_{mit} + u_{it} \tag{1}$$

Donde t=1,…,T es el número de observaciones en el tiempo; i=1,…,N, es el número de unidades transversales y m=1,…,M el número de variables independientes. Se asume que la pendiente de los coeficientes β_{mj}, y el número de interceptos α_i puede variar con cada sección cruzada. La existencia de cointegración requiere que los residuales u_{it} sean I(0) y que y y x sean I(1). Dado que el estimador MCO es sesgado e inconsistente en muestras finitas, especialmente si T es reducido, llevando a que los coeficientes de las variables explicativas sean subestimados (sesgo hacia cero) (Baltagi, 2008), la ecuación (1) se estima mediante mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados, dado que resuelve problemas de correlación serial y endogeneidad.

Para estimar los residuales de la ecuación (1), Pedroni (1999) propone siete estadísticos; cuatro basados en una dimensión intra-grupos (*within*) y tres en una dimensión entre-grupos (*between*). Los test se basan en la hipótesis nula de no cointegración. De acuerdo con Karam (2007), éstos se estiman a partir de los residuales de la ecuación (1), como:

$$\hat{u}_{it} = +\hat{\gamma}_i \hat{u}_{it-1} + \hat{\gamma}_{i1} \Delta\hat{u}_{it-1} + \cdots + \hat{\gamma}_{ik} \Delta\hat{u}_{it-k} + \hat{e}^*_{it} \tag{2}$$

Dado que la cointegración implica la existencia de causalidad de Granger, pero no el sentido de esta relación, se emplea el modelo de vectores de corrección del error (VECM) para detectar dicho sentido. Al ser un modelo de vectores autoregresivos restringidos, todas las variables incluidas se consideran como endógenas, por lo que el número de ecuaciones es igual al número de variables. La metodología de EG propone que si existe cointegración entre las series, entonces los VECMs, en términos reales, pueden escribirse como:

$$\Delta lva_t = \alpha_1 + \Sigma_{i=1}^{p} \gamma_{1i} \Delta lva_{t-1} + \Sigma_{i=1}^{p} \gamma_{1i} \Delta lpo_{t-1} + \Sigma_{i=1}^{p} \gamma_{1i} \Delta le_{t-1} + \omega_1 tce_{t-1} + u_{1t} \tag{3.1}$$

$$\Delta lpo_t = \alpha_2 + \Sigma_{i=1}^{p} \gamma_{2i} \Delta lva_{t-1} + \Sigma_{i=1}^{p} \gamma_{2i} \Delta lpo_{t-1} + \Sigma_{i=1}^{p} \gamma_{2i} \Delta le_{t-1} + \omega_2 tce_{t-1} + u_{2t} \tag{3.2}$$

$$\Delta le_t = \alpha_3 + \Sigma_{i=1}^{p} \gamma_{3i} \Delta lva_{t-1} + \Sigma_{i=1}^{p} \gamma_{3i} \Delta lpo_{t-1} + \Sigma_{i=1}^{p} \gamma_{3i} \Delta le_{t-1} + \omega_3 tce_{t-1} + u_{3t} \tag{3.3}$$

Donde *e* representa una variable particular de consumo de energía (consumo de energía agregado, consumo de combustibles y lubricantes, consumo de energía eléctrica); u_{it} son los términos de error distribuidos normal. Los *tce*, los términos de corrección del error rezagados, miden los ajustes al equilibrio de largo plazo. Los coeficientes ω_i de los *tce* representan las desviaciones de las variables dependientes del equilibrio de largo plazo; a través de éstos se ofrece un test alternativo de causalidad (o exogeneidad débil de la variable dependiente).

La significancia estadística de éstos implica la existencia de relaciones de largo plazo entre el sistema formado por estas variables. Así, por ejemplo, si ω_3=0 entonces el cambio en el consumo de energía no responde a desviaciones en el equilibrio de largo plazo en *t*-1. También, si $\omega_1 = \gamma_{31} = \gamma_{32}$=0, significa que la producción y el empleo no Granger-causan el consumo de energía. Si energía, valor agregado y empleo están cointegrados al menos un ω_i sea significativamente distinto de cero. Por último, al probar la significancia conjunta de los coeficientes, γ_i, de la variable independiente se determina la causalidad de corto plazo. En consecuencia, esta significancia indica que la variable dependiente responde a los shocks estocásticos de corto plazo (Soytas y Sari, 2003).

Asimismo, dado el limitado número de observaciones en el tiempo dentro del panel y el elevado número de unidades transversales, se sigue una alternativa de estimación Pooled Mean Group (PMG) propuesta por Pesaran *et al*., (1999). Al respecto, en los modelos de panel se emplean dos métodos de estimación. En el primero (estimador Mean Group) se promedian consistentemente estimaciones separadas para cada grupo en el panel para coeficientes de largo plazo. Este estimador permite que los parámetros sean independientes entre los grupos y no considera la homogeneidad potencial entre éstos (Pesaran y Smith, 1995), que en caso de existir podría implicar estimadores ineficientes. Sin embargo, Hsiao *et al*., (1999) señalan que si bien esta metodología es consistente no genera buenos estimadores si el número de observaciones transversales o temporales es pequeño.

El segundo método se refiere a las técnicas convencionales de panel, como efectos fijos o aleatorios, primeras diferencias, etc. En este caso, los modelos fuerzan a que los parámetros sean idénticos entre unidades transversales y pueden llevar a inconsistencias y a coeficientes de largo plazo erróneos, principalmente cuando *T* es muy grande. El PMG es un estimador intermedio que permite que los parámetros de corto plazo sean diferentes entre grupos mientras que obliga a que los coeficientes de largo plazo sean iguales entre industrias.

Entre las ventajas de esta metodología es que combina las características de eficiencia de los estimadores agrupados con las del estimador Mean Group. De igual forma, al seguir este enfoque se permite que la especificación dinámica sea

distinta entre industrias, convirtiéndose en una ventaja al destacar la dinámica de ajuste entre corto y largo plazo mediante la estimación de coeficientes de ajuste (parámetro de convergencia). La hipótesis nula de homogeneidad de los coeficientes de largo plazo se verifica con el test de Hausman.[5]

El estimador PMG no requiere probar previamente la presencia de raíces unitarias, pues es consistente tanto para variables estacionarias como no estacionarias (Pesaran *et al.*, 1999).[6]

La longitud de retardo se establece a partir de los criterios de información de Akaike (AIC) y bayesiano de Schwarz (SBC); los residuales del modelo de corrección del error deben serno correlacionados pero no tan extensos para evitar-perder grados de libertad.[7] Por ende, se tiene un modelo auto-regresivo de rezago distribuido ARDL (p,q_1,…,q_k):[8]

$$y_{it} = \alpha_1 + \Sigma_{j=1}^{p} \gamma_i \Delta y_{it-j} + \Sigma_{j=0}^{q} \delta'_{1j} \Delta x_{it-j} + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

Donde el número de grupos es i=1,…,N; el número de periodos es t=1,…,T; x_{it} es un vector$k$x1 de variables explicativas; δ_{ij} son los vectores kx1 de coeficientes; γ_i son escalares y $\alpha_i$son los efectos fijos en las industrias. El modelo de corrección del error se formula como:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \Phi_i (y_{it-1} - \theta_i x_{it}) + \Sigma_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta y_{it-1} + \Sigma_{j=0}^{q-1} \delta_{1j} \Delta x_{it-j} + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

Donde θ_i es el vector de coeficientes que contiene las relaciones de largo plazo entre variables restringido a ser igual para todas las industrias, y el parámetro Φ_i es el coeficiente de ajuste en la corrección del error, que mide la velocidad a la que los valores de y_{it} y x_{it} regresan a sus valores de equilibrio ante shocks. Si Φ_i<0 y es significativo se confirma la existencia de una relación estable de largo plazo entre estas variables. Entre mayor sea el valor de Φ_i más fuerte la respuesta de la variable a la desviación.

[5] Lo que implica que en el corto plazo las industrias respondan de manera distinta a shocks pero que en el largo plazo lleguen a estados estables similares. Esto es, las industrias pueden responder de formas distintas basados en distintos recursos, pero en un horizonte más largo estos recursos son similares.

[6] Se asume que las series son I(1) y cointegran, y que el término de error ε_{it} ~I(0) para toda i y es independientemente distribuido en t.

[7] Existe un *tradeoff* entre pérdida de grados de libertad –cuando se incluyen demasiados rezagos– y pérdida de consistencia –cuando se consideran pocos rezagos–.

[8] En este caso, al aceptar un rezago como máximo para todas las variables se tiene un ARDL (1,1).

Aún más,el estimador PMG permite evaluar dos diferentes relaciones de causalidad de Granger. De acuerdo con Blackburne y Frank (2007), la causalidad de corto plazo se prueba por la significancia de los coeficientes relacionados con la diferencia rezagada de las variables económicas y energéticas (H_0:δ_i=0 para toda i); y la causalidad de largo plazo relacionada con el coeficiente del término de error (H_0:Φ_i=0 para toda i).

4. Resultados

El punto de partida es determinar si las series son estacionarias, puesto que las regresiones no tienen significado estadístico en presencia de raíces unitarias en las series. Asimismo, el test de cointegración se aplica cuando las variables tengan el mismo orden de integración. Por ende, el estudio sigue cuatro pruebas de raíz unitaria para detectar el nivel de integración entre variables. El cuadro 5 presenta los resultados tanto en niveles como en primeras diferencias. A partir de los test se determina que todas las series son estacionarias después de aplicarles primeras diferencias; por lo que todas las variables tienen el mismo orden de integración, es decir, I(1).

Cuadro 5
Pruebas de raiz unitaria

Variable	*LLC (p-value)*		*IPS (p-value)*		*ADF-P (p-value)*		*PP-F (p-value)*	
	Nivel	*Primera diferencia*	*Nivel*	*Primera diferencia*	*Nivel*	*Primera diferencia*	*Nivel*	*Primera diferencia*
clc	0.004	0.000	0.999	0.000	1.000	0.000	0.596	0.000
eec	0.043	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
ce	0.001	0.000	1.000	0.000	0.995	0.000	0.999	0.000
po	0.962	0.000	0.996	0.000	0.998	0.000	1.000	0.000
va	0.999	0.000	0.998	0.000	0.998	0.000	0.998	0.000

Todas las series se transforman a logaritmos H_0: raíz unitaria. El test LLC supone raíz unitaria común en el proceso. El resto de test suponen raíz unitaria individual. Significancia al 5%. Las probabilidades de la prueba LLC e IPS se calculan asumiendo una distribución normal. Las probabilidades de los test Fisher se calculan asumiendo una distribución asintótica x^2.
Fuente: Elaboración propia.

El siguiente paso es aplicar las pruebas de cointegración de panel de Pedroni. Los resultados se presentan en el cuadro 6. Si bien no todas las pruebas rechazan la hipótesis nula, las pruebas panel-PP, panel-ADF, group-PP y group-ADF presentan evidencia para rechazarla en todas las ecuaciones al 95% de confianza. Por ende, se acepta que el consumo de energía, tanto a nivel agregado como de

forma individual, el personal ocupado y el valor agregado forman un subsistema económico estable en el largo plazo desde el enfoque econométrico.

Cuadro 6
Test de cointegración de panel de Pedroni

Ecuación	*Panel*								*Group*					
	v-statistic	*prob*	*rho-statistic*	*prob*	*PP-statistic*	*prob*	*ADF-statistic*	*prob*	*rho-statistic*	*prob*	*PP-statistic*	*prob*	*ADF-statistic*	*prob*
clc po va	0.0173	0.512	1.0711	0.848	-13.0821	0.000	-15.7414	0.000	4.8410	1.000	-16.2147	0.000	-18.0235	0.000
eec po va	-6.2900	0.999	-0.7417	0.195	-13.9422	0.000	-13.7658	0.000	3.9027	0.997	-14.9991	0.000	-12.9694	0.000
ce po va	-0.5282	0.652	0.8994	0.812	-20.0473	0.000	-16.6117	0.000	4.5159	1.000	-24.5204	0.000	-18.4877	0.000

Todas las variables se incluyen en logaritmos y en primeras diferencias. H_0: No cointegración.
Fuente: Elaboración propia.

Lo anterior evidencia la existencia de cointegración en el panel, sin embargo no señala la dirección de la causalidad entre las variables. Por tanto, es necesario determinar el sentido de dicha relación que, en general se resume en cuatro hipótesis (Bartels, 2007): *i*) hipótesis de crecimiento, que sugiere que el consumo de energía contribuye directamente al crecimiento industrial a través del proceso productivo, se verifica si existe una causalidad unidireccional del consumo de energía a la producción; *ii*) la hipótesis de conservación, que implica que las políticas de contención del consumo de energía no reduce la producción, se cumple cuando existe una relación unidireccional del producto al consumo de energía; *iii*) la hipótesis de realimentación, que afirma la interdependencia y complementariedad entre el consumo de energía y producción, se comprueba si hay una relación bidireccional entre las dos variables de interés; *iv*) la hipótesis de neutralidad, que señala que el consumo de energía es un factor de poca relevancia en el proceso de producción y por tanto, las políticas de conservación energética no impacta negativamente en la producción, se contrasta cuando no existe causalidad en ninguna dirección.

Acá, para determinar la hipótesis que se cumple en la economía mexicana, primero se emplea la prueba de causalidad de Granger para las primeras diferencias de los logaritmos de las series y, después, se estiman los VECMs. El cuadro 7 resume los resultados de la primera prueba.Considerando la relación entre el consumo de energía agregada, empleo y valor agregado se aprecia que existe una relación bidireccional entre el consumo de energía y *po* y *va*, cumpliéndose la hipótesis de realimentación. Este resultado también lo encuentra Lee (2006) para el caso de Estados Unidos.

Cuadro 7
Prueba de causalidad de Granger

H_0	*Estadístico F*	*Probabilidad*	*Conclusión*	H_0	*Estadístico F*	*Probabilidad*	*Conclusión*
ce no causa a *po*	1368.12	0.0000	Rechazo	*po* no causa a *ce*	8742.27	0.0000	Rechazo
ce no causa a *va*	16.382	0.0001	Rechazo	*po* no causa a *clc*	8595.73	0.0000	Rechazo
clc no causa a po	1905.46	0.0000	Rechazo	*po* no causa a *eec*	2788.14	0.0000	Rechazo
clc no causa a va	0.8992	0.3597	No Rechazo	*va* no causa a *ce*	2.74.38	0.0000	Rechazo
eec no causa a *po*	431.93	0.0000	Rechazo	*va* no causa a *clc*	159.47	0.0000	Rechazo
eec no causa a *va*	76.83	0.0000	Rechazo	*va* no causa a *eec*	319.21	0.0000	Rechazo

Las variables aparecen en logaritmos y en primeras diferencias. Observaciones 1610. H_0: la variable *x* no causa en el sentido de Granger a la variable *y*. El estadístico es el de Wald para la hiótesis conjunta en que los coeficientes rezagados asociados a la variable *y* son todos cero.
Fuente: Elaboración propia.

Analizando el subsistema formado por los combustibles y lubricantes consumidos y las variables económicas, se tiene una relación en ambas direcciones entre *clc* y empleo, por lo que se acepta la hipótesis de realimentación. Sari *et al*., (2008) para EU, y Chang *et al*., (2001), llegan a resultados similares para Taiwán. Por el contrario, dado que solo el valor agregado Granger-causa al consumo de energía, *clc*, y no al revés, se confirma la hipótesis de conservación. Sari *et al*., (2008) encuentran evidencia de esta hipótesis para EU y Chen y Chen (2007) para Corea y Malasia.

Por último, centrándose en la energía eléctrica consumida, se verifica la hipótesis de realimentación entre *eec* y valor agregado y empleo. Esto significa que la relación de causalidad es bidireccional. En este sentido, Yoo y Kim (2006) comprueban la hipótesis de realimentación para el caso de Malasia y Singapur, y Chen y Chen (2007) para Hong Kong.

Adicionalmente, como se señaló, el modelo VEC permite estimar las relaciones de causalidad de corto y largo plazos entre variables cointegradas. Mediante el VECM se estiman las correcciones de corto plazo ante desajustes del equilibrio de largo plazo. La evidencia de éstasse muestra en el cuadro 8.

El VECM permite señalar que para todos los casos las variables exógenas son estadísticamente significativas; también, siempre se estiman los signos correctos. Lo anterior indica que existe una causalidad de corto plazo en los subsistemas formados por la producción industrial, medido por el valor agregado, consumo de energía (agregado y desagregado) y empleo. Así, por ejemplo, el cambio en el consumo de energía reacciona a las desviaciones del equilibrio de largo plazo.

Cuadro 8
Causalidad de corto plazo

Variable dependiente: va			*Variable dependiente: va*			*Variable dependiente: va*		
Regresor	γ	*p-val*	*Regresor*	γ	*p-val*	*Regresor*	γ	*p-val*
po	0.069	0.032	*po*	0.077	0.023	*po*	0.054	0.000
ce	0.782	0.029	*eec*	0.538	0.008	*clc*	0.694	0.001
tce	-0.748	0.011	*tce*	-0.095	0.011	*tce*	-0.087	0.001
R^2	0.84		R^2	0.78		R^2	0.82	
DW	2.04		DW	2.01		DW	2.01	
F-test	8.37		F-test	6.03		F-test	11.1	
Variable dependiente: po			*Variable dependiente: po*			*Variable dependiente: po*		
Regresor	γ	*p-val*	*Regresor*	γ	*p-val*	*Regresor*	γ	*p-val*
va	0.041	0.000	*va*	0.041	0.006	*va*	0.044	0.001
ce	0.407	0.002	*eec*	0.302	0.004	*clc*	0.495	0.002
tce	0.825	0.518	*tce*	0.815	0.000	*tce*	0.627	0.002
R^2	0.71		R^2	0.72		R^2	0.74	
DW	2.04		DW	2.02		DW	2.01	
F-test	9.44		F-test	5.08		F-test	4.98	
Variable dependiente: ce			*Variable dependiente: ce*			*Variable dependiente: ce*		
Regresor	γ	*p-val*	*Regresor*	γ	*p-val*	*Regresor*	γ	*p-val*
po	0.028	0.001	*po*	0.031	0.001	*po*	0.012	0.000
va	0.791	0.007	*va*	0.693	0.000	*va*	0.599	0.001
tce	-0.095	0.010	*tce*	-0.018	0.000	*tce*	-0.074	0.000
R^2	0.78		R^2	0.77		R^2	0.76	
DW	2.05		DW	1.98		DW	2.05	
F-test	4.18		F-test	12.73		F-test	12.12	

Fuente: Elaboración propia.

En general, los resultados tienden a confirmar los hallazgos resumidos en el cuadro 3. Se encuentra evidencia a favor de las hipótesis de realimentación entre consumo de energía total, eléctrica y de combustibles y lubricantes, tanto con el empleo como con el valor agregado. Esta conjetura es similar a la reportada por Galindo y Sánchez (2005) que hallan evidencia de realimentación.

En ningún caso se hallan elementos que sustenten la hipótesis de neutralidad, de crecimiento o conservación. Esto contrasta con la prueba de causalidad de Granger que determinó que solo el valor agregado causa al consumo de combustibles y lubricantes. La no evidencia de neutralidad contrasta con lo establecido por Narayan y Prasad (2008) y Cheng (1997). No obstante, en estos casos el estudio es para la producción agregada y no industrial.

Los resultados del modelo de corrección del error sugieren que el consumo de electricidad afecta significativamente la producción industrial en el corto plazo. Un efecto similar, aunque de menor magnitud, se encuentra para la relación entre combustibles y lubricantes y energía eléctrica con el empleo manufacturero. La elasticidad promedio del empleo respecto a la energía es 50% menor que la elasticidad del valor agregado.

De lo anterior resaltan dos aspectos. Primero, a pesar de las relativas elevadas tarifas eléctricas y de los precios de combustibles, estas energías continúan siendo esenciales para el desarrollo del sector en el corto plazo, dada la limitada oferta de energía alternativa para la manufactura mexicana. Segundo, poco más del 50% de la energía total es consumida por el sector industrial lo que por sí solo confirma los resultados respecto a la relevancia de esta variable para la producción industrial en el corto plazo.

Asimismo, en el análisis de largo plazo, los resultados implican que existe una causalidad en ambas direcciones entre valor agregado y empleo con el consumo de energía –agregada y eléctrica– y una relación unidireccional que corre del valor agregado al consumo de combustibles y lubricantes. Por ende, en un horizonte temporal mayor, el consumo de cualquiera de las variables energéticas afecta el empleo, y el mayor empleo –al aumentar las capacidades de producción de las industrias– provoca una mayor demanda de energía. En este sentido, se observa la relevancia individual de las variables energéticas. Además, la creación de fuentes de trabajo industrial incrementa la demanda de energía agregada, por lo que conforme el mercado laboral crezca la necesidad de fuentes de energía será cada vez mayor.

Además, el análisis econométrico sugiere que el uso de energía –agregada y eléctrica– fomenta la producción industrial, por lo que el desarrollo de este sector depende fuertemente de la disponibilidad de energía. Simultáneamente, la demanda de electricidad genera no solo mayores niveles de empleo, sino que impacta positivamente en el crecimiento manufacturero.

Alternativamente, se estimó la relación de cointegación siguiendo el enfoque PMG. Las estimaciones de los coeficientes (elasticidades) de corto y largo plazos y de convergencia se reportan en el cuadro 9. En todas las relaciones los coeficientes de corrección del error son negativos y significativos, lo que indica que el sistema sigue una dinámica dentro de un rango alrededor del equilibrio. Esto asegura la existencia de cointegración entre variables económicas y energéticas.

Cuadro 9
Cointegración de panel: Estimador PMG

consumo de energía (ce)			*energía eléctrica consumida (eec)*			*combustibles y lubricantes consumidos (clc)*		
Coeficiente	*Largo plazo*	*Corto plazo*	*Coeficiente*	*Largo plazo*	*Corto plazo*	*Coeficiente*	*Largo plazo*	*Corto plazo*
va	0.483	0.051	*va*	0.095	0.097	*va*	0.312	0.316
	[0.044]	[0.039]		[0.047]	[0.039]		[0.045]	[0.047]
po	0.485	0.036	*po*	0.122	0.048	*po*	0.132	0.038
	[0.044]	[0.042]		[0.045]	[0.048]		[0.044]	[0.042]
Coeficiente de ajuste		-0.11	Coeficiente de ajus te		-0.119	Coeficiente de ajuste		-0.123
		[0.029]			[0.033]			[0.033]
Test Hausman		1.76	Test Hausman		1.99	Test Hausman		1.55
		[0.89]			[0.64]			[0.92]

valor agregado (va)		
Coeficiente	*Largo plazo*	*Corto plazo*
ce	0.449	0.044
	[0.042]	[0.046]
eec	0.071	0.074
	[0.044]	[0.049]
clc	0.32	0.026*
	[0.042]	[0.056]
Coeficiente de ajuste		-0.163
		[0.36]
Test Hausman		3.11
		[0.41]

personal ocupado (po)		
Coeficiente	*Largo plazo*	*Corte plazo*
ce	0.537	0.563
	[0.041]	[0.046]
eec	0.138	0.195
	[0.047]	[0.041]
clc	0.137	0.107
	[0.042]	[0.048]
Coeficiente de ajuste		-0.131
		[0.025]
Test Hausman		4.17
		[0.21]

Todas las regresiones incluyen constante. Se muestran las probabilidades entre corchetes.
La significancia es al 1%. *Coeficiente no significativo.
Fuente: Elaboración propia.

Respecto al ajuste en las variables energéticas, Dobnik (2011) muestra que el parámetro de convergencia es, en promedio, -0.11 para 50 países industrializados y en desarrollo; mientras que Mehmood *et al*., (2014) determinan un valor de -0.15 para 22 países asiáticos. De igual forma, Aziz *et al*., (2013) calcula un coeficiente de ajuste en las variables económicas que oscila entre -0.24 y -0.60 para 16 países en desarrollo. En consecuencia, la dinámica de ajuste estimada en este documento es consistente a la de evidencia reportada en la literatura.

El test de Hausman señala que, en todos los casos, la restricción de homogeneidad en el largo plazo no puede rechazarse al 1% de significancia, por lo que los parámetros de las unidades transversales son homogéneos en el largo pla-

zo. En consecuencia, la estimación PMG es apropiada para estudiar las relaciones propuestas.[9]

Las estimaciones sugieren resultados más interesantes. Primero, dada la significancia de los coeficientes δ_i y Φ_i se determina la existencia decausalidad tanto en el corto como en el largo plazo. El personal ocupado parece ser más sensible en el corto plazo. Esto es, incrementos en el consumo de energía en general y eléctrica crean rápidamente fuentes de empleo pero en un horizonte temporal mayor este efecto se reduce. Para el consumo de energía agregada se observa que la sensibilidad es mayor en el largo plazo que en el corto. Así, al aumentar la producción y el empleo en 1%, el consumo energético lo hace en 0.48 por ciento.

Segundo, el modelo implica una inercia de ajuste relativamente rápida; se converge al equilibrio con un 11% de la discrepancia corregida cada periodo, lo que implica que toma aproximadamente nueve años eliminar los efectos del shock. Tercero, aunado a que las elasticidades individuales pueden considerarse bajas sin importar el horizonte temporal, la suma de estas elasticidades es menor a la unidad en todos los casos –no obstante, las respuestas de las variables tienden a ser mayor en el largo plazo, salvo para el personal ocupado–. Por ende, los rendimientos a escala con respecto al valor agregado, personal ocupado, y los consumos de energía son decrecientes. Este hecho puede ser sorprendente para quienes caracterizan a la producción con rendimientos constantes a escala. Además, este resultado sugiere la necesidad de establecer reformas energéticas que propicien un cambio en los rendimientos, pues de lo contrario cada peso invertido en energía lleva a un rendimiento menos que proporcional limitando la competitividad del sector manufacturero.

Cuarto, la estimación PMG tiende a confirmar los resultados mostrados arriba. De este modo, se encuentra evidencia a favor de la hipótesis de retroalimentación para cualquier par de relaciones, tanto en el corto como en el largo plazo. La excepción se presenta entre valor agregado y combustibles y lubricantes consumidos puesto que en el corto plazo el coeficiente estimado para los segundos no es significativo; esto contribuye hacia la hipótesis de conservación en esta relación en el corto plazo, resultado propuesto a partir del enfoque de causalidad de Granger.

Por último, el efecto de las variables energéticas es mayor en la población ocupada que en el valor agregado ya sea en el corto o en el largo plazo.[10]

[9] Aún más, cuando se comparan estos resultados (incorporando la restricción de homogeneidad) con las estimaciones de corto plazo previas, se tiene que los errores estándar disminuyen, lo que sugiere que su uso es consistente. De cualquier modo, los resultados no varían significativamente entre los métodos de estimación.

[10] Los resultados aquí encontrados están en línea con los de la literatura. Por ejemplo, Campo y Sarmiento (2013) en un estudio para diez países latinoamericanos calculan coeficientes promedio de largo plazo para el PIB y consumo de energía de 0.590 y 0.594, respectivamente.

Además, en el largo plazo el consumo de energía agregada y eléctrica responde más a cambios en el empleo que en el valor agregado; mientras que el consumo de combustibles y lubricantes reacciona más ante el valor agregado. Sin embargo, el consumo energético es más sensible ante cambios en el valor agregado en el corto plazo. Esto implica, como señalan Caballero y Galindo (2007), que una aceleración en la producción manufacturera empuja la demanda de energía de corto plazo que se traduce en mayor empleo en el sector en el largo plazo.

Vinculado a esto, considerando las elasticidades de producción y empleo a la demanda energética, sostener el crecimiento en estas variables económicas en el largo plazo podría significar dificultades para reorientar la generación de energía a través de medios más sustentables sin detrimento en éstas. De igual manera, una desaceleración en el sector manufacturero se traduce en un menor crecimiento en el sector energético.

Conclusiones

En este documentose investigó empíricamente la relación causal entre consumo de energía, agregada y dos de sus componentes, y producción y empleo industrial en México en el periodo 2003-2012 para 231 clases manufactureras. Desde diferentes enfoques, que incluyen pruebas de causalidad de Granger, pruebas de cointegración de panel, el modelo de corrección de errores y la estimación PMG, se estudió sistemáticamente la causalidad en el sistema formado por estas variables. Este documento fortalece los resultados encontrados en la bibliografía para el caso mexicano, puesto que el consumo de energía a nivel agregado es sólo una representación cruda de los servicios derivados de la energía, por lo que acá se investigaron también los efectos a un nivel desagregado.

Se utilizaron las propiedades de las series agrupadas en un panel, por lo que se determinó primero el orden de integración y se aplicó la prueba de cointegración de Pedroni. Una vez aceptada la existencia de relaciones de largo plazo entre estas variables se estimaron diferentes modelos de corrección del error. Esta última formulación permite identificar otros canales de causalidad, al examinar la dinámica de corto plazo sin pérdida de información de largo plazo. Alternativamente, se siguió la metodología PMG que se considera robusta para muestras con limitadas observaciones temporales y amplías unidades transversales.

A pesar de los estudios previos para la economía mexicana, este documento se centró en un análisis a nivel manufacturero, contribuyendo a la literatura específica en este renglón, lo que tiene importantes implicaciones de política económica. En general, el análisis muestra que existe una causalidad tanto de corto como de

largo plazo entre producción manufacturera y consumo de energía en el sector. Así, parece comprobarse las hipótesis de realimentación. En los dos enfoques temporales, la causalidad bidireccional se presenta entre el consumo de energía agregada, de electricidad y de combustibles y lubricantes con el valor agregado y empleo. Al mismo tiempo, no se halla evidencia para aceptar las hipótesis de crecimiento, conservación o neutralidad.

Por ende, la producción industrial depende del uso de energía y viceversa. Dado que el sector manufacturero tiene gran influencia en la economía mexicana, el papel de la energía adquiere mayor relevancia. La evolución de la oferta y precios de energía impacta en la producción industrial y, en menor medida el empleo. En consecuencia, el mercado de energía es un determinante de la actividad económica. En otras palabras, el uso de energía en México impacta directamente en el crecimiento de la industria y de la economía en general.

En el terreno de las implicaciones de política asociadas con estas hipótesis, se tiene que las medidas públicas que tiendan a limitar el consumo de energía pueden tener un efecto negativo en la producción y el empleo del sector. Por el contrario, las medidas que incentiven el uso de energía y, particularmente, eléctrica, tienden a favorecer el desarrollo industrial y el crecimiento económico. Al mismo tiempo, la creación de nuevos empleos manufactureros debe acompañarse de ampliaciones en la generación de este tipo de energías, para no generar cuellos de botella. Conforme se invierta en infraestructura para la producción y distribución de estos tipos de energía, que abarata costos de manufactura y contribuye a reducir los rendimientos a escala decrecientes, la producción del sector se estimulará favorablemente. Por ende, los hacedores de política deben considerar el efecto retroalimentador entre consumo de energía y producción y empleo al momento de implementar regulaciones respecto al uso energético.

Por último, si bien en una economía semi-industrializada como la mexicana, el desarrollo industrial, por las externalidades sobre el resto de la actividad económica, es fundamental, las políticas en este sentido no pueden dejar de lado otros aspectos como las consecuencias ambientales derivadas de la producción y consumo de estas energías. En concreto, deben establecerse instrumentos de fomento para la oferta y para el consumo de energías renovables, que permitan mejorar la eficiencia en la producción y mejorar los patrones de consumo industrial, base de una mayor competitividad de la industria a nivel internacional.

En este sentido, mientras no se generalice este tipo de infraestructura en México, la oferta y uso de la energía fósil y eléctrica, limitarán la producción y empleo del sector. Por ende, podría pensarse que una política de consumo de energía debe priorizar las actividades de mayor valor en términos de producción y empleo,

por los vínculos productivos con el resto del sector manufacturero. Sin embargo, esta política automáticamente frenaría el desarrollo de otros sectores con relativo alto potencial. En consecuencia, establecer una "política de ganadores" reduciría la competitividad de clases manufactureras. En este sentido, las medidas horizontales que vienen aplicándose desde hace más de tres décadas, parecen correctas al no centrarse en ciertas industrias y buscar el desarrollo conjunto del sector.

Referenciasbibliográficas

AIE, (2009). "Energy Balances of OECD Countries and Energy Balances of Non-OECD Countries", *OCED Working papers*.

Ali, H. y Binti, N. (2012). "Energy essential in the industrial manufacturing in Malaysia", *International Journal of Economics and Finance*, vol. 4-1, 129-137.

Aziz, A., Mustapha, N. e Ismail, R. (2013). "Factors affecting energy demand in developing countries: A dynamic panel analysis", *International Journal of Energy Economics and Policy*, vol. 3, especial, 1-6.

Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons, Chichester.

Banerjee, S., Carlin, B. y Gelfand, A. (2004). *Hierarchical modeling and analysis for spatial data*, Chapman and Hall/CRC Press, Boca Raton.

Bartels, F. (2007). "Energy, industry modernization and poverty reduction: A review and analysis of current policy thinking", *UNIDO Working paper*.

Beenstock, M. y Willcocks, P. (1981). "Energy consumption and economic activity in industrialized countries: The dynamic aggregate time series relationship", *Energy Economics*, vol. 3-4, 225-232.

Benavides, D., Perrotini, I. y Venegas, F. (2013). "La hipótesis de convergencia en América Latina: Un análisis de cointegración en panel", *Econoquantum*, vol. 9-2, 99-122.

Blackburne, E. y Frank, M. (2007). "Estimation of nonstationary heterogeneous panels", *Stata Journal*, vol. **7**-2, 197-208.

Caballero, K. y Galindo, L. (2007). "El consumo de energía en México y sus efectos en el producto y los precios", *Problemas del Desarrollo Revista Latinoamericana de Economía*, vol. 38-148, 127-151.

Campo, J. y Sarmiento, V. (2013). "The relationship between energy consumption and GDP: evidence from a panel of 10 Latin American countries", *Latin American Journal of Economics*, vol. 50-2, 233-255.

Chang, T., Fang, W. y Wen, L. (2001). "Energy consumption, employment, output, and temporal causality: Evidence from Taiwan based on cointegration and error-correction modeling techniques", *Applied Economics*, vol. 33-8, 1045-1056.

Chen, S. y Chen, C. (2007). "The relationship between GDP and electricity consumption in 10 Asian countries", *Energy Policy*, vol. 35-3, 2611-2621.

Cheng, B. (2007). "Energy consumption and economic growth in Brazil, Mexico and Venezuela: A time series analysis", *Applied Economic Letters*, vol. 4-2, 671-674.

Chontanawat, J. Hunt, L. y Pierse, R. (2006). "Causality between energy consumption and GDP: Evidence from 30 OECD and 78 Non-OECD countries", *Surrey Energy Economics Discussion Paper Series* 113, University of Surrey.

Chontanawat, J., Hunt, L. y Pierse, R. (2008). "Does energy consumption cause economic growth? Evidence from a systematic study of over 100 countries", *Journal of Policy Modeling*, vol. 30-2, 209-220.

Dobnik, F. (2011). "Energy consumption and economic growth revisted: Structural breaks and cross-section dependence", *Ruhr Economic Papers*, 303.

Dolgopolova, I., Muhhamad, Q. y Stewart, I. (2012). "Energy consumption and economic growth: Evidence from non-OPEC oil producing states", *Quality and Quantity International Journal of Methodology*, vol. 12, 1-12.

Galindo, L. y Sánchez, L. (2005). "El consumo de energía y la economía mexicana", *Economía Mexicana Nueva Época*, vol. 14-2, 271-298.

Hsiao, C., Pesaran, M. y Tahmiscioglu, A. (1999). "Bayes estimation of short-run coefficients in dynamic panel data models", In Hsiao, C., Lahiri, K. Lee, L. y Pesaran, M. (Eds.), *Analysis of panels and limited dependent variables: A volume in honour of G. S. Maddala*, Cambridge: Cambridge University Press.

International Energy Agency, (2014). *Energy Balances of OECD Countries*, París.

Krakt, J. y Kraft, A. (1978). "On the relationship between energy and GNP", *Journal Energy Development*, 3(1), 401-403.

Kumar, S. y Madheswaran, S. (2010). "Causality between energy consumption and output growth in the Indian cement industry: An application of the panel vector error correction model (VECM)", *Energy Policy*, vol. 38-11, 6560-6565.

Kümmel, R. (1982). "The impact of energy on industrial growth", *Energy*, vol. 7-2, 189-203.

Lee, C. (2006). "The causality relationship between energy consumption and GDP in G11 countries revisted", *Energy Policy*, vol. 34-4, 1086-1093.

Mahía, R. (2000). "Análisis de estacionariedad con datos de panel: Una ilustración para los tipos de cambio, precios y mantenimiento de la PPA en Latinoamérica", *Mimeo*, Instituto L. R. Klein.

Mehmood, B., Raza, S., Rana, M., Sohaib, H. y Khan, M. (2014). "Triangular relationship between energy consumption, price index and national income in Asian countries: A pooled mean group approach in presence of structural breaks", *International Journal of Energy Economics and Policy*, vol. 4-4, 610-620.

Mehrara, M. y Musai, M. (2012). "Granger causality between electricity consumption and economic growth in oil-dependent countries". *Universal Journal of Management and Social Sciences*, vol. 2-6, 134-139.

Mohamed, M., Youssef, A., M'Henni H. y Rault, C. (2014). "Exploring the causality links between energy and employment in African countries", *IPAG Business School* Working Paper, 2014-475.

Narayan, P. y Prasad, A. (2008). "Electricity consumption-real GDP causality nexus: Evidence from a bootstrapped causality test for 30 OECD countries", *Energy Policy*, vol. 36-2, 910-918.

Pedroni, P. (2004). "Panel cointegration; Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis", *Econometric Theory*, vol. 20-2 597–625.

Pérez, F. (2010). "Concentración de las industrias manufactureras en México: el caso de Zacatecas", *Investigación Científica*, vol. 6-1, 1-38.

Perron, P. (1991). "Test consistency with varying sampling frequency", *Econometric Theory*, vol. 7-1, 341–368.

Pesaran, H. y Smith, R. (1995). "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, vol. 68-2, 79–113.

Pesaran, H., Shin, Y. y Smith, R. (1999). "Pooled Mean Group estimation and dynamic heterogeneous panels". *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94-1,621–634.

Pierse, R. y Snell, A. (1995). "Temporal aggregation and the power of tests for a unit root", *Journal of Econometrics*, vol. 65-2, 333–345.

Popp, D. (2001). "The effect of new technology on energy consumption", *Resource and Energy Economics*, vol. 23-3, 215-239.

Qiao-Sheng, W., Jin-Hua, C. y Hual, W. (2005). "Change of energy consumption with the process of industrialization in China", *China Industrial Economy*, vol. 4-1, 135-157.

Sari, R., Ewing, B. y Soytas, U. (2008). "The relationship between disaggregate energy consumption and industrial production in the United States: An ARDL approach", *Energy Economics*, vol. 30-5, 2302-2313.

Secretaría de Energía (2012). *Balance Nacional de Energía 2011*, México.

Secretaría de Energía, (2010). *Prospectiva de petrolíferos 2010-2025*, México.

Soytas, U. y Sari, R. (2003). "Energy consumption and GDP: causality relationship in G7 countries and emerging markets", *Energy Economics*, vol. 25-1, 33-37.

Squalli, J. (2007). "Electricity consumption and economic growth: Bounds and causality analyses of OPEC countries", *Energy Economics*, vol. 29-1, 1192-1205.

Tang, C. (2008). "A re-examination of the relationship between electricity consumption and economic growth in Malaysia", *Energy Policy*, vol. 36-4, 3077-3085.
UNIDO, (1984). Energy and industrialization, *OPEC Review*, vol. 8-3, 409–433.
Yoo, S. y Kim, Y. (2006). "Electricity generation and economic growth in Indonesia", *Energy*, vol. 31-4, 2890-2898.
Yu, E. y Jin, J. (1992). "Cointegration tests of energy consumption, income and employment", *Resources and Energy*, vol. 4-3, 259-266.
Ziramba, E. (2009). "Disaggregate energy consumption and industrial production in South Africa", *Energy Policy*, vol. 37-6, 2214-2220.