

# El impacto de la crisis automotriz de EUA en el subsector automóviles y camiones de México

Jorge Eduardo Mendoza Cota\*

Fecha de recepción: 9 de febrero de 2010; fecha de aceptación: 18 de junio de 2010.

*Resumen:* Este trabajo analiza el comportamiento del subsector de automóviles y camiones de México, y estima la relación funcional de largo plazo entre este subsector y el sector automotriz de Estados Unidos. La metodología del estudio se basa en un análisis de cointegración de las series de largo plazo de dicho subsector de automóviles y del sector automotriz de EUA, y en la estimación de un vector autorregresivo estacionario para evaluar el impacto de la industria automotriz de ese país en el subsector de automóviles y camiones. Los resultados de las estimaciones corroboran una relación funcional positiva de largo plazo y efectos positivos de la industria automotriz norteamericana hasta por cuatro periodos en el corto plazo.

*Palabras clave:* industria automotriz, integración económica, ciclo económico, análisis de cointegración, series de tiempo.

## *The Impact of the US Automobile Crisis on Mexico's Car and Truck Subsector*

*Abstract:* This paper analyzes the Mexican automobile and truck industries, and estimates the long run functional relationship between these industries and the automobile industry in the USA. The methodology consists of a cointegration analysis of the two series in the long run and the estimation of an autoregressive vector to evaluate the response of the Mexican automobile industry to shocks coming from the US automobile industry. The results show a long-run positive functional relationship between the US car industry and the Mexican car and truck industries, and also a short-term positive shock with four periods.

*Keywords:* car industry, economic integration, business cycle, cointegration analysis, time series.

Clasificación JEL: L62, F14, C32.

---

\*Jorge Eduardo Mendoza Cota, emendoza@colef.mx, investigador, Departamento de Estudios Económicos, El Colegio de la Frontera Norte. Tijuana, B.C., México.

## Introducción

La industria automotriz de Estados Unidos enfrenta una caída de su producción y experimenta una crisis financiera enmarcada por la recesión económica mundial. La caída de la dinámica de crecimiento de esa industria no es solamente privativa de Estados Unidos, ya que la caída del consumo y de la producción de vehículos también ha afectado a los mayores productores de Europa y Japón. En particular, las perspectivas de las *tres grandes* compañías de automotores norteamericanas —Ford, General Motors y Chrysler— son negativas, dados los bajos niveles de demanda interna, así como los resultados financieros de estas empresas.

La crisis del sector automotriz de Estados Unidos tiene profundas implicaciones para el crecimiento de la producción y exportación de automóviles, camiones y autopartes de México, las cuales se expandieron aceleradamente durante la década de 1990 (Bardán y Figueroa, 2003). Cabe destacar que, aunque el porcentaje de participación del valor de la producción de la rama automotriz en el producto nacional no es sumamente elevado, sus efectos multiplicadores en los sectores económicos son muy importantes, ya que su impacto se refleja en el sector de energía y en las industrias del acero, la electrónica y el hule, entre otras actividades productivas (Maldonado, 2009).

Asimismo, un aspecto que resalta de la expansión del sector automotriz en la década de 1990 es la gran heterogeneidad del crecimiento de este sector manufacturero a nivel regional en el país. Incluso, algunos autores han llegado a vislumbrar características de integración entre proveedores locales y las plantas automotrices en algunos estados (Unger y Chico, 2004). Estas diferencias regionales han tenido implicaciones importantes, tanto en el ciclo de expansión de la industria en México, como en la fase recesiva que inició en 2008.

En este contexto, a partir del tercer trimestre de 2006 se inicia un declive en la producción de automóviles y camionetas en Estados Unidos. La tendencia recesiva se agravó significativamente con la crisis financiera que llevó a la caída del crédito, la inversión y el consumo en ese país en 2008. Lo anterior ha tenido importantes implicaciones para el sector de producción automotriz en México. Así pues, el sector se especializó en la producción de automóviles y autopartes para la exportación hacia EUA, incluyendo las empresas automotrices que no provienen de ese país, lo que generó una alta dependencia de ese sector a la dinámica del mercado de consumo y la producción de automóviles de la Unión Americana.

Debido a que son escasas las investigaciones orientadas a estimar el grado de dependencia del sector de automóviles de México respecto al EUA, particularmente desde una perspectiva de largo y corto plazos, la importancia del presente trabajo consiste en la utilización de la metodología del análisis de cointegración, que permite evaluar la relación de largo plazo entre variables y los impactos que experimenta la industria del automóvil en México como consecuencia de las variaciones en la producción del sector automotriz estadounidense. Las hipótesis de trabajo del estudio son las siguientes: *a)* el comportamiento del nivel de empleo en el subsector automóviles y camiones de la economía mexicana depende de la evolución del mercado norteamericano; *b)* la actividad productiva del sector automotriz mexicano está supeditada a las estrategias de producción de las empresas automotrices localizadas en Estados Unidos, y *c)* la estrategia de desplazar segmentos de la producción de ensamblaje automotriz hacia México no ha permitido reducir la tendencia recesiva del sector automotriz de la Unión Americana.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera: en la sección I se describe el comportamiento de la industria automotriz mexicana a nivel regional a partir de la década de 1990; en los apartados II y III se analiza el impacto de la crisis del sector automotriz de EUA en el subsector automotriz de México; en la sección IV se estiman la relación de cointegración y las relaciones de corto y largo plazos del crecimiento del sector automotriz de Estados Unidos y del subsector de automóviles y camiones de México, y en la sección V se presentan las conclusiones del trabajo.

## **I. Expansión y localización regional de la industria automotriz mexicana**

A partir de la década de 1980 la industria automotriz mexicana experimenta un viraje en sus objetivos de producción y ventas, al desplazarse del mercado interno al mercado externo. Así, las empresas automotrices ubicadas en México basaron su crecimiento en la búsqueda de nuevos mecanismos de inserción en los mercados internacionales mediante la modernización tecnológica y la relocalización de plantas, con el fin de reducir los costos de transporte y laborales. Las empresas automotrices norteamericanas fueron un factor decisivo en el impulso a la creación y el establecimiento del acuerdo de libre comercio entre Canadá, EUA y México. Como resultado, la región de la frontera norte de México se convirtió en un área estratégica para aprovechar el desplazamiento de fases de producción ma-

nufacturera norteamericana hacia México, ya que la cercanía con el mercado de Estados Unidos permitió que la frontera norte se convirtiera en una región con mayores ventajas comparativas en términos de costos de transporte y de salarios.

De acuerdo con el censo económico de 2003, del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), dichas industrias representaban 17.1 por ciento del valor agregado generado por la producción manufacturera total. Al interior del subsector, las ramas de fabricación de automóviles y camiones, y carrocerías y remolques, representaron 6.9 por ciento de la producción manufacturera nacional. En cuanto a la participación en las exportaciones de México, de acuerdo con información del INEGI, se observa que el subsector de maquinaria y equipo representó, en promedio, 84.1 por ciento de las exportaciones totales entre 1993 y 2009. Por su parte, la rama del sector automotriz participó, en promedio para el mismo periodo, con 16.2 por ciento de las exportaciones totales, 26.0 por ciento de las exportaciones manufactureras y 36.0 por ciento de las exportaciones del subsector de maquinaria y equipo.<sup>1</sup> Lo anterior demuestra la importancia que tiene la industria del automóvil en el total de la producción manufacturera, y además la elevada participación de este subsector manufacturero en el comercio exterior de México.

Respecto a la distribución regional del empleo de la industria automotriz, se aprecia que durante la década de 1990 se incrementó notoriamente el crecimiento del empleo en todas las ramas manufactureras en el norte de México, en detrimento del empleo en las industrias del centro del país, como en la ciudad de México (Mendoza y Martínez, 1999). En particular, entre 1980 y 1993 la rama automovilística tuvo un acelerado crecimiento en los estados de Chihuahua, Coahuila y Tamaulipas.

Cabe destacar que la rama de fabricación de partes para vehículos automotores mostró un crecimiento explosivo durante la década de 1990, lo cual determinó que los estados de la frontera norte fueran los mayores empleadores de trabajadores en esa rama, en particular el estado de Chihuahua que, en los censos industriales de 1999 y 2003, participaba con alrededor de 37 por ciento del empleo total en la rama de autopartes, seguida de Coahuila, Tamaulipas y el Estado de México. Por ello, se puede corroborar una localización muy importante de alrededor de 50 por ciento de la producción de autopartes para automóviles y camiones en los esta-

---

<sup>1</sup> Estimaciones propias de acuerdo con datos del Banco de Información Económica (BIE) del INEGI.

dos de la frontera norte, lo que se relaciona no solamente con la producción de insumos para las empresas productoras de automóviles localizadas en México, sino también para abastecer la demanda de insumos de empresas automotrices localizadas en Estados Unidos.

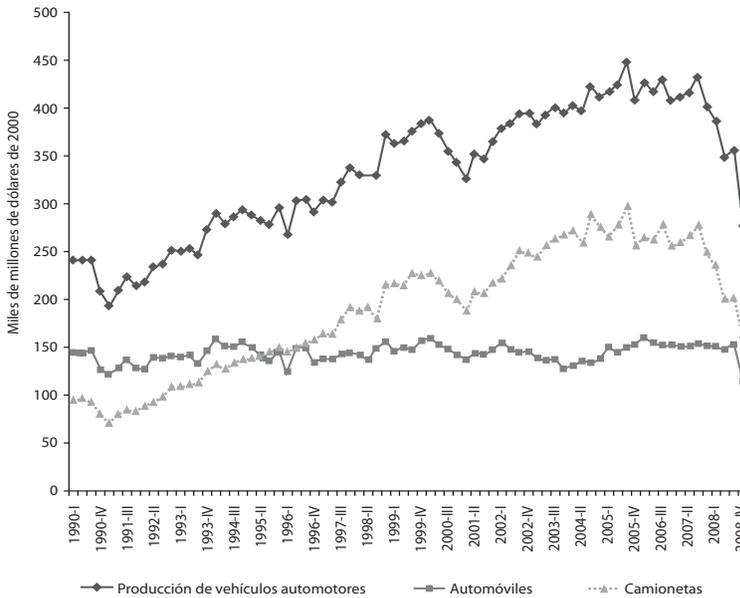
## II. La crisis del sector automotriz en EUA

Desde finales de los ochenta hasta 2002 se apreció un importante crecimiento de la producción del sector automotriz de Estados Unidos, que estuvo enmarcado en una creciente competencia global generada por las empresas extranjeras que operan en ese país, principalmente de Japón. Debido a la creciente pérdida de mercado, las *tres grandes* (General Motors, Ford y Chrysler) establecieron nuevas estrategias, como el desplazamiento de líneas de producción hacia México y el desarrollo de nuevas líneas de producción en automóviles grandes, como los vehículos utilitarios (SUV) y las minivans, por lo que en ese periodo estas empresas reaccionaron positivamente a la competencia internacional (Baily *et al.*, 2005).

De esta manera, la intensa competencia de automóviles de Japón, Alemania y Corea, que determinó una pérdida del mercado de vehículos ligeros para las *tres grandes*, fue compensada con la demanda de camionetas ligeras, que funcionó para mantener el segmento de mercado de estas tres empresas durante los noventa. No obstante, las ganancias atrajeron a competidores extranjeros hacia ese mercado, introduciendo innovaciones que permitieron pasar de vehículos utilitarios con plataformas de camionetas a plataformas de automóviles, lo que redujo los costos de los competidores japoneses y alemanes. Como resultado, desde principios de los años dos mil también se observó una caída en la participación del mercado relacionada con la falta de competitividad en calidad y precio.

La problemática de la competencia de compañías extranjeras y la creciente falta de competitividad en la industria norteamericana de automóviles determinó que la producción de vehículos automotores en Estados Unidos pasara de un crecimiento constante durante la década de 1990 a una caída en la producción trimestral anualizada a partir de 2005. Específicamente, se observa cómo la producción de automóviles se mantuvo estancada desde los noventa, mientras que la producción de camionetas mostró un crecimiento constante hasta 2005 lo que, de hecho, determinó el patrón de crecimiento de toda la industria. En el tercer semestre de 2006, que fue el pico de la fase expansiva, la producción de camionetas representaba más de 50 por ciento de la producción de automotores (gráfica 1). No

**Gráfica 1.** Producción anualizada desestacionalizada de vehículos automotores en EUA, 1990-2008



*Fuente:* Estimaciones propias con base en información del Bureau of Economic Analysis. *Nota:* Las series de dólares encadenadas (2000) se calculan como el índice de cantidad del producto y el valor de los dólares corrientes de 2000 de las series correspondientes, divididas por 100.

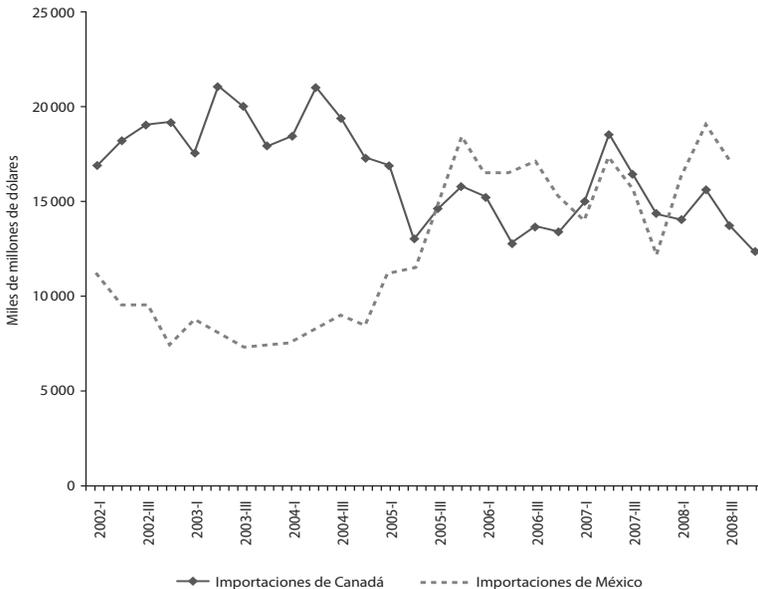
obstante, la tendencia recesiva se agravó significativamente con la crisis financiera que llevó a la caída de la inversión y el consumo en EUA, la cual determinó una drástica reducción del consumo y la producción de vehículos de empresas estadounidenses.

Como consecuencia de la profundización de la recesión económica y la disminución de la demanda doméstica en EUA, las importaciones de automóviles de ese país disminuyeron drásticamente. A partir del tercer trimestre de 2008 dichas importaciones declinaron, pasando de un promedio de \$144.9 miles de millones de dólares para cada uno de los dos primeros trimestres de 2008 a \$120.3 y \$107 miles de millones en los dos últimos trimestres del mismo año, respectivamente (Bureau of Economic Analysis).

Esta tendencia afectó a dos de los principales exportadores de vehículos hacia Estados Unidos: Canadá y México. Lo anterior debido a que uno de los principales objetivos del establecimiento del Tratado de Libre Co-

mercio de América del Norte (TLCAN), establecido por Estados Unidos y Canadá, y posteriormente ampliado a México en 1994, fue incrementar el flujo de comercio del sector automotriz entre los países miembros. Al respecto, cabe mencionar que Garcés (2001) desarrolló un modelo de series de tiempo donde se aprecia que la expansión de la demanda de Estados Unidos, determinada por su propia producción industrial, explica el crecimiento de las exportaciones de automóviles. Por su parte, Fernández (2006) elabora otro modelo de series de tiempo con cambio estructural en el que demuestra que el crecimiento de las exportaciones de automóviles se vinculó al crecimiento de la economía estadounidense y a la integración económica con México, que venía dándose antes del establecimiento del TLCAN. En todo caso, la expansión de las exportaciones mexicanas hacia EUA sobrepasó la de Canadá a partir del primer trimestre de 2006 (gráfica 2).

**Gráfica 2.** Importaciones de automóviles de EUA provenientes de México y Canadá



*Fuente:* Estimaciones propias con base en información del Bureau of Economic Analysis. *Nota:* Las series de dólares encadenadas (2000) se calculan como el índice de cantidad del producto y el valor de los dólares corrientes de 2000 de las series correspondientes, divididas por 100.

No obstante el crecimiento experimentado por las exportaciones de automóviles en México en la década de 1990, se destaca que a partir del segundo trimestre de 2007 las importaciones de automóviles de México y Canadá iniciaron una tendencia decreciente que continuó a lo largo de 2008 y se profundizó en 2009. Al analizar la información sobre las exportaciones de automóviles por empresa localizada en México, se aprecia que han sido dos de las *tres grandes* de EUA localizadas en México las que mostraron una severa contracción de sus exportaciones. De esta manera Chrysler y General Motors, en un reflejo de la crisis que los llevó a la bancarrota y reestructuración financiera, tuvieron caídas de 70.3 y 49 por ciento, respectivamente, acumuladas entre el mes de junio de 2008 y el mismo mes de 2009. Fueron seguidas por Ford Motor y por otras empresas de origen distinto al de EUA, como Renault, Nissan, Volkswagen y Honda (cuadro 1). Lo anterior muestra que, aunque la problemática del sector automotriz es un fenómeno mundial relacionado con la recesión económica internacional, han sido las compañías automotrices de origen norteamericano las que más han caído en el país. Esto demuestra el lado negativo de la integración del sector, lograda por el establecimiento del TLCAN.

### **III. La crisis de la industria de automóviles en México**

La crisis internacional marca un importante parteaguas en el modelo de crecimiento seguido por la economía mexicana, fundamentado en la exportación de bienes manufacturados, y en particular las exportaciones de automóviles y autopartes. La estrategia de promoción de exportaciones, seguida desde la década de 1980 y sostenida en buena medida por la exportación de automóviles y autopartes de empresas norteamericanas localizadas en México, generó un alto grado de dependencia de la dinámica económica, el empleo y la generación de divisas respecto a este sector. Por otra parte, la aguda caída del consumo, la inversión y el crédito en la economía mexicana determinó una notable reducción del (de por sí) reducido mercado interno, lo cual agravó aún más la crisis del sector automotriz en México.

En lo que toca a las exportaciones de automóviles, como se señaló anteriormente, las compañías localizadas en las diferentes regiones de México experimentaron caídas drásticas en sus exportaciones hacia el mercado estadounidense, en particular las de origen norteamericano (cuadro 1). Asimismo, se aprecia que esta caída de las exportaciones tuvo una mayor concentración en las empresas automotrices norteamericanas que tenían como objetivo exportar hacia EUA. Por ejemplo, Chrysler exportó 97.8

**Cuadro 1.** Exportaciones de automóviles de empresas automotrices localizadas en México, 2008-2009

<i>Periodo</i>	<i>Chrysler</i>	<i>Ford Motor</i>	<i>General Motors</i>	<i>Honda</i>	<i>Nissan</i>	<i>Renault</i>	<i>Toyota</i>	<i>Volkswagen</i>	<i>Total</i>
Acum. a junio de 2008	144 381	141 351	192 062	15 822	138 443	18	25 148	179 190	836 415
Acum. 2008	253 601	272 924	387 152	34 037	281 039	19	50 092	382 755	1 661 619
2009/01	5 541	359	15 599	2 183	11 101	0	3 995	12 283	51 061
2009/02	12 848	244	18 700	3 057	14 701	0	2 814	25 469	77 833
2009/03	13 189	19 926	21 157	4 145	16 772	0	4 045	22 596	101 830
2009/04	10 388	20 831	20 759	3 748	11 298	4	1 857	16 236	85 121
2009/05	45	23 104	15 756	3 230	17 186	0	2 284	22 305	83 910
2009/06	810	22 548	6 005	3 800	22 372	0	3 608	25 791	84 934
Acum. a junio de 2009	42 821	87 012	97 976	20 163	93 430	4	18 603	124 680	484 689
Dif. % acum. ene-jun 09/08	-70.3	-38.4	-49.0	27.4	-32.5	-77.8	-26.0	-30.4	-42.1

*Fuente:* Elaboración propia con datos de la Asociación Mexicana de la Industria Automotriz, A.C.

**Cuadro 2.** Exportaciones mexicanas de automóviles y camionetas por región (acumulado a junio de 2009)

Empresa	Región	Total	Norteamérica (%)	Centroamérica y el Caribe (%)	Sudamérica (%)	América (%)	Asia (%)	Europa (%)	Ventas no especificadas (%)
Totales	autos	336 069	73.88	0.42	7.28	81.57	1.78	16.55	0.10
	cams.	148 620	91.47	0.09	7.03	98.60	0.00	1.22	0.18
Chrysler	autos	6 357	97.77	0.00	0.00	97.77	0.00	2.23	0.00
	cams.	36 464	95.04	0.00	0.00	95.04	0.00	4.96	0.00
Ford	autos	85 233	96.49	0.00	3.51	100.00	0.00	0.00	0.00
Motor	cams.	1 779	100.00	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00
General Motors	autos	27 000	79.19	0.26	20.55	100.00	0.00	0.00	0.00
	cams.	70 976	92.72	0.15	6.75	99.62	0.00	0.00	0.38
Honda	cams.	20 163	74.89	0.00	25.11	100.00	0.00	0.00	0.00
Nissan	autos	92 795	90.07	1.38	5.22	96.66	2.01	1.01	0.32
	cams.	635	0.00	5.04	94.96	100.00	0.00	0.00	0.00
Renault	autos	4	0.00	100.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00
Toyota	cams.	18 603	100.00	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00
Volkswagen	autos	124 680	44.00	0.03	8.88	52.92	3.31	43.75	0.02

Fuente: Elaboración propia con datos de la Asociación Mexicana de la Industria Automotriz, A.C.

por ciento de su producción de automóviles a Estados Unidos y 95.0 por ciento de camionetas; Ford envió 96.5 por ciento de automóviles y 100 por ciento de camionetas, y General Motors exportó 79.2 por ciento de automóviles y 92.7 por ciento de sus camionetas (cuadro 2).

Cabe destacar que las compañías automotrices originarias de otros países también siguieron el mismo patrón de producción para la exportación a Estados Unidos. En particular, las empresas Nissan y Toyota produjeron básicamente para exportar al mercado norteamericano. Los otros mercados de destino de las exportaciones de automóviles producidos en México, en orden de importancia, fueron Europa, con 16.6 por ciento de exportaciones de automóviles (debido fundamentalmente a las exportaciones de Volkswagen), y Sudamérica, con alrededor de 7 por ciento del total de exportaciones de automóviles y camionetas. Por lo tanto, esta estrategia de globalización del proceso de producción de automóviles no se tradujo en una disminución del alto nivel de comercio, interdependencia e integración a la dinámica de la industria automotriz de EUA.

Asimismo, la producción de automóviles en México padece de la dramática caída de las compras de automóviles en el mercado interno. En efecto, el desaceleramiento de la actividad económica en México se reflejó en una disminución del consumo y la inversión agregada de la economía. De esta manera, se aprecia que en el periodo 2005-2007 la demanda total creció a una tasa trimestral promedio de 5.3 por ciento, mientras que en 2008 fue de 0.62 por ciento.<sup>2</sup> Lo anterior se debió a las disminuciones drásticas en el ritmo de crecimiento del consumo privado y del consumo de gobierno, y a la formación bruta de capital fijo. Particularmente, en el cuarto trimestre de 2008 se observa una tasa negativa de crecimiento de la demanda, derivada fundamentalmente de una caída del consumo privado.

Como resultado de lo anterior, el reducido mercado interno para compra de automóviles se contrajo considerablemente, llegando a representar solamente 20.8 por ciento del total de la producción de las empresas automotrices, y para el caso de las empresas norteamericanas esta cifra fue aún menor (8.8 por ciento para Chrysler, 12.3 por ciento para Ford y 23.3 por ciento para General Motors). Las otras empresas manufactureras establecidas en México tuvieron porcentajes de participación superiores a las norteamericanas, con excepción de Toyota en Tijuana, cuya planta destinó toda su producción solamente para exportación (cuadro 3). En este contexto de baja producción para el mercado interno, el primer semestre

---

<sup>2</sup>Estimaciones propias con información del Sistema de Cuentas Nacionales, publicada por el INEGI.

**Cuadro 3. México: producción de automóviles para el mercado interno, 2008-2009**

<i>Periodo</i>	<i>Chrysler</i>	<i>Ford Motor</i>	<i>General Motors</i>	<i>Honda</i>	<i>Nissan</i>	<i>Toyota</i>	<i>Volkswagen</i>	<i>Total</i>
Acum. 2008	24 611	38 578	118 754	16 579	168 338	49 879	70 808	437 668
Participación en la producción total de 2008 (%)	8.79	12.28	23.34	32.35	37.45	0.00	15.77	20.81
2009/01	646	-	3 286	1 127	12 441	3 995	4 770	22 270
2009/02	1 082	132	6 573	87	8 951	2 814	4 201	21 026
2009/03	898	26	7 588	512	5 080	4 045	1 708	15 812
2009/04	1 341	495	6 029	492	10 684	1 857	1 133	20 174
2009/05	-	176	3 809	1 166	10 009	2 284	1 871	17 031
2009/06	56	329	2 005	860	10 807	3 608	2 725	16 782
Acum. 2009	4 023	1 158	29 290	4 244	57 972	18 603	16 408	113 095
Dif. % acum. ene-jun 09/08	-57.60	-94.40	-36.7	-48.3	-29.5	-25.4	-53.4	-44

*Fuente:* Elaboración propia con datos de la Asociación Mexicana de la Industria Automotriz, A.C.

de 2009 ha representado una caída total de la producción para el mercado interno de 44 por ciento, siendo los casos más dramáticos los de Ford (94%) y Chrysler (57%), seguidos de Volkswagen y Honda.

Por lo tanto, es posible concluir que por una parte la estrategia de la industria automotriz de Estados Unidos de trasladar parte de la producción automotriz a las plantas en México estimuló la producción de automóviles. Sin embargo, en el largo plazo no logró competir exitosamente con las compañías de automóviles asiáticas y europeas. Por otra parte, la industria automotriz de México, orientada principalmente a la exportación a EUA, no logró expandir mercados y se hizo dependiente de la estrategia de producción y la dinámica del mercado de automóviles estadounidense.

#### **IV. Análisis de cointegración y relaciones de corto y largo plazos**

En este apartado se investiga la magnitud del impacto del desempeño del sector automotriz de Estados Unidos en el comportamiento del empleo del subsector manufacturero de producción de automóviles y camiones de México. Con este objetivo se construyeron índices mensuales del crecimiento de la producción del sector automotriz de Estados Unidos y del nivel de empleo del subsector de automóviles y camiones de México para el periodo 1994-2008. Con estas variables se estima un modelo VAR restringido con el fin de analizar cuál es el grado de impacto en el corto y largo plazos de la industria automotriz de ese país en el comportamiento del subsector productor de automóviles y camiones de México.

Ambos índices se construyeron tomando como base el primer mes de 1994. Además, los índices se expresaron en logaritmos naturales y se ajustaron estacionalmente a través del método de ajuste mensual X-11.<sup>3</sup> Las gráficas 3 y 4 muestran la evolución de los índices, así como la tendencia y el componente cíclico de cada uno de ellos. Las gráficas muestran, por una parte, una tendencia del ciclo de la producción automotriz estadounidense que se estanca en 2001, y a partir de 2004 empieza a decrecer. Por otro lado, el índice de automóviles y camiones de México muestra que la recesión de 2001-2003 tuvo un importante efecto en el empleo. No obstante, y de manera opuesta al comportamiento a la industria automotriz de Estados Unidos, se aprecia una recuperación entre 2004 y 2007. Sin embargo, a partir de 2008 el índice muestra nuevamente una fase recesiva que continúa en 2009.

---

<sup>3</sup> El ajuste estacional se basó en las estimaciones de ajuste mensual multiplicativo, utilizando promedios móviles y desarrollado por el U.S. Department of Commerce, U.S. Census Bureau.

**Gráfica 3.** Filtro HP para el índice de la producción automotriz de EUA

*Fuente:* Estimaciones propias con base en información de la Encuesta Industrial Mensual, INEGI, y del Board of Governors of the Federal Reserve. *Notas:* enero de 1994 = 100; Lambda = 14 440.

La relación funcional del modelo interrelaciona la producción del sector automotriz de Estados Unidos con el nivel de empleo del subsector de automóviles y camiones de México, y se expresa formalmente de la siguiente manera:

$$\text{AUTM} = F(\text{AEUA}) \quad (1)$$

Donde:

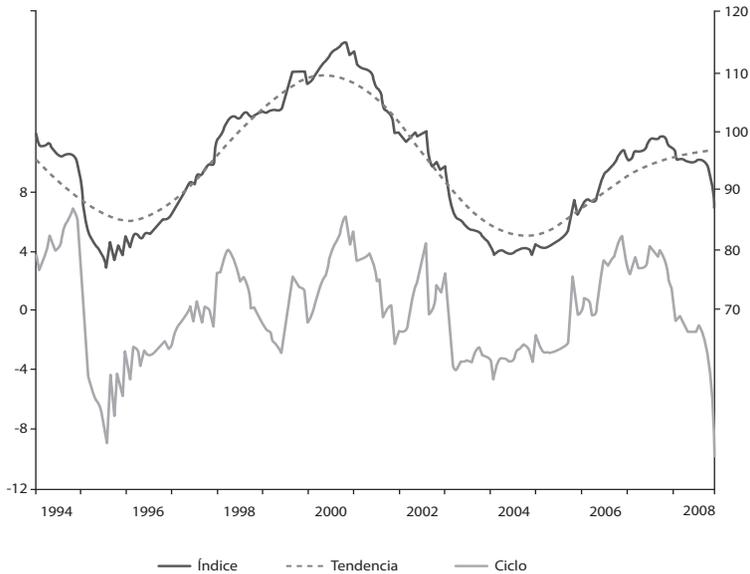
AUTM = empleo del subsector de automóviles y camiones de México.

AEUA = valor de la producción del sector automotriz de Estados Unidos.

Por lo tanto, la evidencia empírica permite asumir en el trabajo que, aunque existe una interdependencia de la producción de automóviles en México y EUA,<sup>4</sup> el efecto que predomina es el de una dependencia funcional del sub-

<sup>4</sup>La prueba de Granger para los residuos del modelo no mostró resultados significativos al

**Gráfica 4.** Filtro HP para el índice del subsector de automóviles y camiones de México



*Fuente:* Estimaciones propias con base en información de la Encuesta Industrial Mensual, INEGI, y del Board of Governors of the Federal Reserve. *Notas:* Primer mes de 1994 = 100; Lambda = 14 400.

sector de automóviles y camiones de México respecto a los niveles de producción y estrategias de venta de las empresas norteamericanas en EUA. Lo anterior hace relevante conocer el grado de dependencia funcional en el largo plazo, y los impactos de largo plazo de la industria automotriz estadounidense, en el comportamiento de la industria de automóviles en México.

#### IV.1. Pruebas de diagnóstico

Con la finalidad de determinar si el modelo de cointegración puede satisfacer los supuestos estadísticos, tanto la variable dependiente como la independiente fueron sometidas a dos pruebas de raíces unitarias y una de estacio-

5 por ciento y 1 por ciento de confianza respecto de una interdependencia entre el sector automotriz de EUA y el subsector de automóviles y camiones de México. De esta manera, los coeficientes de la distribución chi-cuadrada fueron de 17.87 y 17.40, con probabilidades de 0.057 y 0.55, respectivamente.

nariedad. Las pruebas de raíces unitarias se utilizan para saber si las series presentan una tendencia lineal o raíz unitaria  $I(1)$ , lo cual determina que la media y la varianza dependen del tiempo. A fin de corroborar los resultados de las pruebas de raíces unitarias, se utiliza la prueba de estacionariedad.

Para las pruebas de raíz unitaria se utilizaron la prueba aumentada de Dickey-Fuller (1979, 1981) y la prueba de Phillips-Perron (1988). Ambas se basan en la hipótesis nula de que las series son no estacionarias y tienen raíz unitaria:  $H_0: \delta = 0$ . Por su parte, para la prueba de estacionariedad se utilizó la prueba KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1991), cuyo estadístico se utiliza para verificar la hipótesis nula de estacionariedad de las series.

Los resultados de los valores críticos de MacKinnon y de los estadísticos  $t$  de las pruebas de raíz unitaria ADF y PP muestran que la variable AEUA es estacionaria, tanto en niveles como en primeras diferencias, al 1 por ciento del nivel de significancia para las diversas especificaciones de la prueba de cointegración.<sup>5</sup> Por su parte, la variable AUTM resultó estacionaria en diferencias y estadísticamente significativa al 1 por ciento en la prueba de PP, en todos los casos. Para el caso de la prueba ADF, fue significativa solamente en primeras diferencias al 1 por ciento de significancia, con excepción del caso que incluye una constante que lo fue al 5 por ciento (cuadro 4).

Por su parte, los resultados de los valores críticos de la prueba de estacionariedad KPSS muestran que ninguna de las dos series rechaza la hipótesis nula de estacionariedad, con excepción del caso que incluye una constante para la variable AUTM. Por ello, se puede concluir que esta prueba apoya los resultados de las pruebas de raíz unitaria, por lo que ambas series pueden ser estacionarias en primeras diferencias.

Finalmente, debido a la considerable reducción del crecimiento del empleo del subsector de automóviles y camiones de México a partir del año 2001, se consideró conveniente realizar pruebas de quiebre estructural exógeno a la serie. Dicho procedimiento, desarrollado por Perron (1989), permite realizar las pruebas de raíces unitarias para un cambio del intercepto o de la tendencia de las series. Lo anterior es importante porque permite asegurarse de que las pruebas de estacionariedad de Dickey-Fuller realmente rechacen la hipótesis nula de no estacionariedad de las series, cuando existe posibilidad de un quiebre estructural. El modelo asume que para una muestra dada con observaciones  $1, \dots, T$  de  $Y_{te}$  existe un quiebre estructural  $T_b$  ( $1 < T_b < T$ ) en la serie.

---

<sup>5</sup> Con constante, con constante y tendencia determinística, y sin constante y tendencia determinística.

**Cuadro 4.** Resultado de las pruebas de raíz unitaria y estacionariedad

<i>Variable</i>	<i>Especificación</i>	<i>Estadístico ADF Ho: raíz unitaria</i>	<i>Estadístico PP Ho: raíz unitaria</i>	<i>Estadístico KPSS Ho: estaciona- riedad</i>	<i>Orden de integración</i>
AUTM	C y T	-1.700	-1.321	0.226	I(0)
ΔAUTM	C	-3.053**	-7.498***	0.456**	I(1)
ΔAUTM	C y T	-3.530**	-8.146***	0.096	I(1)
ΔAUTM	Sin C y T	-3.068***	-7.537***	ND	I(1)
ΔEUA	C y T	-4.674***	-4.687**	0.155	I(0)
ΔΔEUA	C	-9.909***	-19.657***	0.286	I(1)
ΔΔEUA	C y T	-9.837***	-23.151***	0.295	I(1)
ΔΔEUA	Sin C y T	-9.872***	-12.508***	ND	I(1)

*Fuente:* Estimaciones propias con base en la Encuesta Industrial Mensual, INEGI, y el Board of Governors of the Federal Reserve: <http://www.federalreserve.gov/econresdata/releases/statisticsdata.htm>. *Notas:* C = constante y T = tendencia. Δ es el operador de primeras diferencias. Las pruebas ADF y PP utilizan los valores críticos de Mckinnon (1996). Para la especificación de la función utilizada los valores críticos son: -3.548, -2.921 y -2.594 para los niveles de confianza de 1, 5 y 10% estimando C, -4.121, -3.487 y -3.172 estimando C y T y -2.605, -1.946 y -1.613 para la estimación sin C y T. Los valores críticos de la prueba KPSS se obtuvieron de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) y son 0.739, 0.463 y 0.347 a los niveles de confianza de 1, 5 y 10% para la estimación con C, y de 0.261, 0.146 y 0.119 para la estimación con C y T. Los asteriscos \*\* y \*\*\* indican rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5 y 1%. ND = No disponible.

De esta forma, se aplicó una prueba de raíces unitarias según la metodología de Perron (1989). Como primer paso se estimó la siguiente ecuación de regresión para posteriormente aplicar la prueba Dickey-Fuller a los residuos de la misma:

$$IEA_t = a_0 + a_1t + \mu_1DT + \mu_2Du + \mu_3DBT_t + a_3 \sum_{i=1}^k \Delta IEA_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde:  $TB_t = 2001:1$

$DTB (2001/1) = 1$  y cero de otra manera.

$Du = 1$  al iniciar 2001/1 y cero de otra manera.

$DT = t$  para toda  $t = TB + 1$  y cero de otra manera.

*IEA* = índice del empleo del subsector de automóviles y camiones.

Los resultados de la aplicación de la prueba Dickey-Fuller aumentada a los residuos de la regresión rechazan la hipótesis nula de sólo un salto en el nivel y el cambio de tendencia del proceso de la raíz unitaria, lo cual favorece la hipótesis alternativa de un cambio, tanto en el intercepto como en la tendencia dentro del proceso estacionario. De esta manera, el estadístico ADF de la prueba (-16.01) se contrastó en relación con el valor crítico (-4.49) presentado en el cuadro II del trabajo de Zivot y Andrews (1992). Dicho valor asintótico crítico está determinado con base en la proporción del lugar en el que la serie tuvo el punto de quiebre estructural respecto al total de las observaciones de la muestra ( $T_y/T=\lambda\approx 0.5$ ).<sup>6</sup> Los resultados rechazan la hipótesis nula, por lo que es posible continuar con el análisis de corto y largo plazos.

A fin de vincular las dos series del estudio, se utilizó un modelo de vector autorregresivo (VAR) estacionario; es decir, el sistema VAR se estimó con base en las primeras diferencias de las series en un modelo no restringido, con el fin de evitar inferencias erróneas acerca de las respuestas de la función de impulso-respuesta en el largo plazo (Mitchell, 2000). Esta metodología permite un análisis flexible de la dinámica de interrelación de las series para estudiar el impacto de perturbaciones aleatorias en el sistema de variables. El modelo se desarrolla con base en las dos variables de interés en el estudio (AEUA y AUTM), y se representa formalmente en la siguiente forma:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1}, \dots, + A_p Y_{t-p} + BX_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$Y_t = (AEUA, AUTM)^t = \text{Vector } (N \times 1)$  de variables integradas de orden I(1).

$A_1, \dots, A_p$  y  $B$  = Matrices de coeficientes a ser estimados.

$P$  = Número de retardos incluidos en el VAR.

$X_t$  = Es un vector de variables exógenas.

$\varepsilon$  = Es un vector ( $N \times 1$ ) de términos de errores, normal e independientemente distribuido.

<sup>6</sup>En el documento no se incluye un cuadro con la información, por razones de espacio.

**Cuadro 5.** Raíces características

<i>Variables exógenas: AEUA AUTM</i>	
<i>10 rezagos</i>	
<i>Raíz</i>	<i>Módulo</i>
0.485153 + 0.801636i	0.937013
0.485153 - 0.801636i	0.937013
0.916	0.916103
-0.800399 - 0.428787i	0.908018
-0.800399 + 0.428787i	0.908018
-0.858	0.858005
-0.028947 + 0.852845i	0.853336
-0.028947 - 0.852845i	0.853336
-0.482696 + 0.682131i	0.835642
-0.482696 - 0.682131i	0.835642
0.180424 - 0.777713i	0.798367
0.180424 + 0.777713i	0.798367
-0.363413 + 0.691698i	0.781355
-0.363413 - 0.691698i	0.781355
0.647112 - 0.436843i	0.78076
0.647112 + 0.436843i	0.78076
0.684632	0.684632
-0.671738	0.671738
-0.33739	0.33739
0.240684	0.240684

*Fuente:* Estimaciones propias con base en la Encuesta Industrial Mensual, INEGI, y el Board of Governors of the Federal Reserve <http://www.federalreserve.gov/econresdata/releases/statisticsdata.htm>.

*Nota:* Ninguna raíz se localiza fuera del círculo unitario. La condición de estabilidad está satisfecha.

**Cuadro 6.** Prueba de Wald para los rezagos del VAR

*Observaciones: 169*

---

*Estadístico Chi-cuadrado para la exclusión de rezagos*

---

<i>Rezago</i>	<i>AEUA</i>	<i>AUTM</i>	<i>Conjuntos</i>
1	99.84403 [ 0.000000]	0.847823 [ 0.654482]	100.7427 [ 0.000000]
2	59.58897 [ 1.15e-13]	6.829644 [ 0.032882]	66.50473 [ 1.24e-13]
3	33.86338 [ 4.43e-08]	2.639272 [ 0.267233]	36.57858 [ 2.20e-07]
4	13.16479 [ 0.001385]	0.326388 [ 0.849426]	13.5001 [ 0.009074]
5	7.156343 [ 0.027927]	3.225841 [ 0.199305]	10.40728 [ 0.034098]
6	1.675431 [ 0.432698]	1.060103 [ 0.588575]	2.737368 [ 0.602692]
7	8.75676 [ 0.012546]	4.089443 [ 0.129416]	12.79031 [ 0.012347]
8	6.46416 [ 0.039475]	2.761492 [ 0.251391]	9.154071 [ 0.057362]
9	2.605736 [ 0.271751]	4.638383 [ 0.098353]	7.203408 [ 0.125522]
10	0.13217 [ 0.936051]	1.214904 [ 0.544737]	1.344083 [ 0.853853]

*Fuente:* Estimaciones propias con base en la Encuesta Industrial Mensual, INEGI, y el Board of Governors of the Federal Reserve <http://www.federalreserve.gov/econresdata/releases/statisticsdata.htm>.  
*Notas:* Ho = Los coeficientes de los retardos no son, en su conjunto, significativamente diferentes de cero. W estadístico (Chi) de Wald. Valores entre corchetes son p.

Previamente, y con el fin de determinar el número óptimo de rezagos del VAR y si los residuos cumplen con los supuestos de autocorrelación, normalidad y homoscedasticidad, se realizaron diferentes pruebas de diagnóstico. De esta manera, se realizaron las pruebas de raíces características de un VAR de 10 rezagos (datos mensuales) y se obtuvieron resultados que muestran que los valores característicos (eigenvalues) se encuentran dentro del círculo unitario, lo cual satisface las condiciones de estabilidad del VAR (cuadro 5).

Asimismo, se utilizó la prueba de Wald para determinar si los rezagos impactan (individualmente o en conjunto) de manera significativa el sistema VAR. De acuerdo con los resultados del cuadro 6, se aprecia que en el modelo establecido la prueba WALD rechaza la hipótesis nula de que los rezagos en conjunto no son significativamente diferentes de cero. En lo que toca a la prueba de normalidad, el estadístico Jarque Bera muestra que las series del VAR se ajustan a la distribución normal de acuerdo con la hipótesis nula de esta prueba (cuadro 7). Finalmente, se realizó la prueba de Breusch Godfrey o prueba del multiplicador de Lagrange (LM) para determinar la existencia de autocorrelación. De acuerdo con los resultados obtenidos, se aprecia ausencia de autocorrelación hasta en 10 rezagos (cuadro 8). Finalmente, se realiza la prueba de homoscedasticidad para evaluar si todos los términos de error tienen la misma varianza. Los resultados al 95 y 99 por ciento de confianza muestran que se rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad (cuadro 9).

### Cuadro 7. Pruebas de normalidad de los residuos del VAR

<i>Ortogonalización: Cholesky (Lutkepohl)</i>		
<i>Observaciones: 169</i>		
<i>Componente</i>	<i>Jarque-Bera</i>	<i>Probabilidad</i>
1	3.639	21.1801
Conjunta	4.1261	11.2356

*Fuente:* Estimaciones propias con base en la Encuesta Industrial Mensual, INEGI, y el Board of Governors of the Federal Reserve <http://www.federalreserve.gov/econresdata/releases/statisticsdata.htm>.  
*Nota:* Ho: J-B = los residuos son normales.

**Cuadro 8.** Prueba de autocorrelación serial LM

<i>Observaciones: 169</i>		
<i>Lags</i>	<i>LM-Stat</i>	<i>Probabilidad</i>
9	2.284281	0.6836
10	0.529001	0.9706

*Fuente:* Estimaciones propias con base en la Encuesta Industrial Mensual, INEGI, y el Board of Governors of the Federal Reserve <http://www.federalreserve.gov/econresdata/releases/statisticsdata.htm>. *Notas:* Ho: ausencia de correlación serial hasta el rezago de orden h. LM = T\*R<sup>2</sup> (número de observaciones por R al cuadrado).

**Cuadro 9.** Prueba de heteroscedasticidad de los residuos del VAR

<i>Observaciones: 169</i>		
<i>Prueba conjunta</i>		
<i>Chi-cuadrada</i>	<i>Grados de libertad</i>	<i>Probabilidad</i>
177.6465	120	0.0565

*Fuente:* Estimaciones propias con base en la Encuesta Industrial Mensual, INEGI, y el Board of Governors of the Federal Reserve <http://www.federalreserve.gov/econresdata/releases/statisticsdata.htm>. *Nota:* Ho = residuos homoscedásticos.

*IV.2. Cointegración y relaciones de corto y largo plazos*

Con la finalidad de analizar los resultados de la prueba de cointegración, se aplica la metodología de Johansen (1988) y se reformula el VAR en un modelo de vector de corrección de errores (VEC), que incluye un operador en primeras diferencias ( $\Delta Y$ ) y una matriz que recoge las relaciones de cointegración y la velocidad de ajuste de cada variable para regresar a su nivel de equilibrio, cuando ocurre un impacto que genera desviaciones del equilibrio. La estimación arrojó resultados que indican que existe al menos una ecuación de cointegración al 1 por ciento de significancia, al incluir una constante en el espacio de cointegración<sup>7</sup> (cuadro 10).

<sup>7</sup> El resultado permite que aun con la variable estacionaria en niveles y diferencias sea posible asumir que existe una combinación de los componentes del vector, la cual es estacionaria.

**Cuadro 10.** Pruebas de cointegración de Johansen basadas en los estadísticos de valor característico y de traza

<i>Ho</i>	<i>H1</i>	<i>Estadístico del valor característico (eigenvalue)</i>	<i>Valor crítico al 5%</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>r = 0*</i>	<i>r = 1</i>	19.99505	15.8921	0.0107
<i>r ≤ 1</i>	<i>r = 2</i>	4.491495	9.164546	0.3438

<i>Ho</i>	<i>H1</i>	<i>Estadístico del valor de traza</i>	<i>Valor crítico al 5%</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>r = 0*</i>	<i>r = 1</i>	24.48655	20.26184	0.0123
<i>r ≤ 1</i>	<i>r = 2</i>	4.491495	9.164546	0.3438

*Fuente:* Estimaciones propias con base en la Encuesta Industrial Mensual, INEGI, y el Board of Governors of the Federal Reserve. *Notas:* *r* = número de ecuaciones de cointegración. \*Rechazo de la hipótesis nula (*Ho*) al 1% de significancia. Las dos pruebas encontraron al menos una ecuación de cointegración al 1% de significancia.

Con base en los resultados de la prueba de cointegración se estimó el vector de cointegración normalizado de largo plazo, en el que se aprecia que el coeficiente del empleo del subsector de automóviles y camiones de México mostró un coeficiente positivo y estadísticamente significativo de acuerdo con el error estándar:  $AEUA = 0.000348(-0.0026) + 0.45359^*_{AUTM} (-0.323)$ ,<sup>8</sup> lo cual sugiere que existe una relación de largo plazo entre los sectores relacionados con la industria automotriz en México y los Estados Unidos.

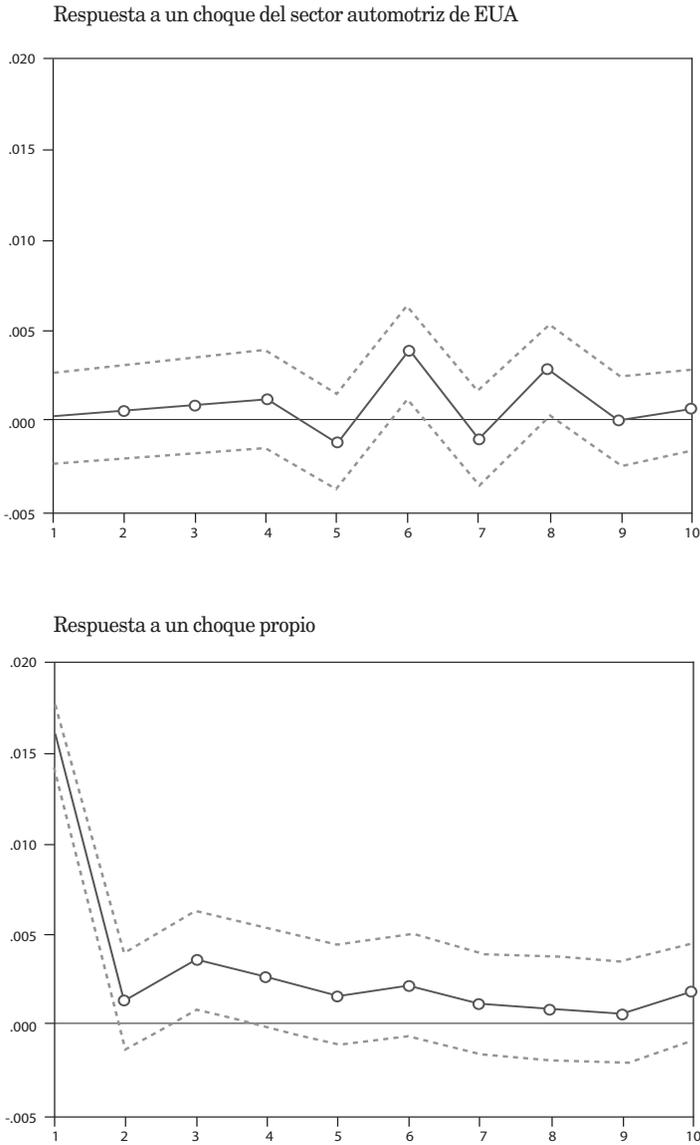
Respecto al análisis de la relación de estos dos sectores en el corto plazo y con base en los resultados del VAR estacionario,<sup>9</sup> se estima una función generalizada de impulso respuesta (FIR) que permite determinar la respuesta de la variable endógena, en este caso del índice de crecimiento del empleo del subsector de automóviles y camiones de México, respecto al

Es decir, si asumimos que  $Y_t = Y_{t-1} + m + V_t$ , cada componente de  $Y_{i,t}$ ,  $i = 1, \dots, k$  tiene un proceso de raíz unitaria, donde  $Y_t$  es una media-cero del proceso estacionario de la serie de tiempo, y existe una matriz  $b$  ( $k \times r$ ) con un rango  $r < k$ , de tal manera que  $b'Y_t$  es estacionaria.

<sup>8</sup>  $AUSA$  = índice de la producción del sector automotriz de EUA;  $AUTM$  = índice del empleo de la industria de automóviles y camiones de México. Se multiplicó el vector normalizado por -1 y se reordenaron los coeficientes. Errores estándar en paréntesis.

<sup>9</sup> El VAR estacionario en primeras diferencias permite estimar la FIR, independientemente de la ordenación de las ecuaciones del modelo (Pesaran y Shin, 1998).

**Gráfica 5.** Respuesta del índice del subsector de automóviles y camiones de México a impactos provenientes del sector automotriz de EUA



*Fuente:* Estimaciones propias con base en información de la Encuesta Industrial Mensual, INEGI, y del Board of Governors of the Federal Reserve.

**Cuadro 11.** Descomposición de la varianza

<i>Periodo</i>	<i>S.E.</i>	<i>DAEUA</i>	<i>DAUTM</i>
<i>Para DAEUA</i>			
1	0.123778	100	0
2	0.160836	99.87167	0.128328
3	0.161918	99.80487	0.195125
4	0.162251	99.65228	0.347718
5	0.163437	99.62605	0.37395
6	0.166196	97.46817	2.53183
7	0.169509	93.70969	6.290308
8	0.173089	89.93568	10.06432
9	0.176579	86.69488	13.30512
10	0.17754	86.50758	13.49242
<i>Para DAUTM</i>			
1	0.016226	0.00839	99.99161
2	0.016276	0.040136	99.95986
3	0.016692	0.165544	99.83446
4	0.016927	0.593052	99.40695
5	0.017056	0.880285	99.11971
6	0.017663	6.270138	93.72986
7	0.017732	6.305401	93.6946
8	0.018048	9.389677	90.61032
9	0.018062	9.411907	90.58809
10	0.018195	9.649611	90.35039

*Fuente:* Estimación con base en el VAR estacionario. *Nota:* Ordenamiento de Cholesky: DAUTM DAEUA.

impacto de una desviación estándar en el sistema, o una innovación o impacto en el término de perturbación  $\varepsilon_{1t}$  de la serie de la producción automotriz de EUA en un sistema de dos variables<sup>10</sup> (Johnston y Dinardo, 1997). La utilidad de la FIR es que permite mostrar la interacción de la variable endógena a través de la estructura dinámica del VAR.

En la gráfica 5 se aprecia que el sendero de comportamiento para la variable dependiente AUTM deriva de una innovación en una desviación estándar en la variable explicatoria (AEUA). En este se observa que el índice de crecimiento del empleo en el subsector de automóviles y camiones de México responde positivamente a un impacto en el término de perturbación de la producción automotriz de Estados Unidos hasta con cuatro rezagos. Por ello se puede concluir que, en el corto plazo, la dinámica de comportamiento del subsector manufacturero de México se encuentra afectada de manera significativa por los cambios en el comportamiento de la industria automotriz norteamericana. Por lo tanto, un shock derivado del incremento o la caída de la producción automotriz de Estados Unidos tendrá efectos rezagados en el nivel de empleo del subsector de automóviles de México.

Finalmente, con el propósito de generar mayor información sobre el comportamiento dinámico del modelo y la importancia de las innovaciones en el VAR estacionario, se estimó la descomposición de la varianza. Este es un método alternativo al FIR para complementar el análisis del efecto de impactos en la variable dependiente, ya que presenta la dinámica del modelo VAR desde la perspectiva de separar la variación de la variable endógena en componentes de impacto de todo el sistema.

De acuerdo con los resultados de la descomposición de la varianza del término de error pronosticado, basada en el sistema del VAR estacionario, se aprecia que el error de la varianza del sistema depende parcialmente del impacto derivado de la innovación en la producción de automóviles de Estados Unidos. Lo anterior corrobora el efecto de este sector en el empleo del sector de automóviles y camiones de México (cuadro 11).

## Conclusiones

La crisis del sector automotriz de EUA rebasa fronteras y se liga directamente a la industria automotriz establecida en México, que acompaña en este declive a las operaciones de sus empresas matrices estadounidenses.

<sup>10</sup>  $y_{1t} = \alpha_{11y1,t-1} + \alpha_{12y2,t-1} + \varepsilon_{1t}$

$y_{2t} = \alpha_{21y1,t-1} + \alpha_{22y2,t-1} + \varepsilon_{2t}$

El impacto adverso en el comportamiento de la producción y las exportaciones de la industria automotriz refleja el resquebrajamiento del modelo de crecimiento orientado a las exportaciones.

De esta manera, la dependencia de la industria de automóviles y camiones de México ha determinado las siguientes características de la crisis del sector automotriz mexicano:

1. El predominio de las empresas norteamericanas en la producción y exportación de automóviles a Estados Unidos ha dado como resultado que la contracción de las exportaciones de la rama automovilística de México sea severa y mayormente concentrada en las tres empresas estadounidenses. Adicionalmente, el reducido mercado interno de ventas de automóvil, que podría haberse convertido en un incentivo de crecimiento, se encuentra totalmente debilitado como consecuencia de la recesión económica experimentada en México, la cual se ha caracterizado por un elevado desempleo y la caída de la demanda doméstica. Ello ha determinado una drástica caída de la demanda interna de automóviles.
2. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria ADF y PP muestran que las series son estacionarias en diferencias y estadísticamente significativa al 1 por ciento. Asimismo, los resultados de los valores críticos de la prueba de estacionariedad KPSS mostraron que ninguna de las dos series rechaza la hipótesis nula de estacionariedad.
3. El modelo VEC corrobora una ecuación de largo plazo positiva entre los movimientos del índice de la producción automotriz estadounidense y el subsector de automóviles y camiones de México. De esta manera se corrobora un nivel de correlación entre ambos índices de carácter procíclico, y la dependencia funcional del subsector automóviles y camiones de México del sector automotriz de Estados Unidos.
4. La estimación de la función de impulso-respuesta muestra que el empleo del subsector de automóviles y camiones mexicano responde positivamente a una innovación del término de perturbación de la producción automotriz de EUA hasta con cuatro rezagos. Finalmente, los resultados de la descomposición de la varianza del término de error pronosticado corrobora la influencia del sector automotriz norteamericano en el empleo del sector de automóviles y camiones de México.

Así pues, las perspectivas de la industria de automóviles y camiones de México en el corto y largo plazos parecen estar limitadas y ser dependientes de los cambios en el sector automotriz de EUA. Por lo tanto, la reani-

mación del mercado y de la producción de automóviles de las tres grandes de EUA parece determinar el comportamiento sectorial de la dinámica de esta importante actividad manufacturera. La recuperación del sector automotriz en el corto plazo queda determinada por la interrelación con la dinámica de la producción y el consumo de las tres grandes firmas norteamericanas, y las perspectivas de largo plazo dependen de la posible reestructuración de las estrategias de producción y exportación, con el fin de evitar que esta industria se vea tan impactada como ahora por la caída de la producción automotriz de Estados Unidos.

### Referencias bibliográficas

- Baily, M., D. Farrel, E. Greenberg, J.-D. Henrich, N. Jinjo, M. Jolles y J. Remes (2005), "Increasing Global Competition and Labor Productivity: Lessons from the US Automotive Industry", *Mckinsey Global Institute*, manuscrito.
- Bardán, C. y A. Figueroa (2003), "La industria automotriz en el Tratado de Libre Comercio de América del Norte: Implicaciones para México", Instituto de Investigaciones del Senado de la República, LVIII Legislatura.
- Dickey, D. A. y A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- \_\_\_\_\_ (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Fernández, A. (2006), "La industria automotriz en México y el TLCAN: Un análisis de series de tiempo", *Observatorio de Economía Latinoamericana*, 65 (agosto).
- Garcés-Díaz, D. (2001), "Was NAFTA behind the Mexican Export Boom (1994-2000)?" Banco de México.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), pp. 231-254.
- Johnston, J. y J. Dinardo (1997), *Econometric Methods*, McGraw-Hill International editions, Economic Series.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1991), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), pp. 159-178.
- Maldonado Aguirre, S. (2009), "La rama automovilística y los corredores comerciales del TLCAN", *Comercio Exterior*, 59 (5), pp. 370-378.
- Mendoza, E. y G. Martínez (1999), "Globalización y dinámica industrial en

- los estados de la frontera norte”, *Comercio Exterior*, 49 (9), pp. 795-806.
- Mitchell, J. (2000), “The Importance of Long Run Structure for Impulse Response Analysis in VAR Models”, *National Institute of Economic and Social Research*, NIESR discussion papers, 172.
- Perron, P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, 57 (6), pp. 297-332.
- Pesaran, H. y Y. Shin (1998), “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Economics Letters*, 58 (1), pp. 17-29.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root”, *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Unger, K. y R. Chico (2004), “La industria automotriz en tres regiones de México: Un análisis de clusters”, *El Trimestre Económico*, LXXI (284), pp. 909-941.
- Zivot, E. y A. Donald (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Test Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3), pp. 251-270.