

# La demanda de gasolina en México

## *El efecto en la frontera norte*

Jorge Ibarra Salazar\*  
Lida Sotres Cervantes\*\*

### RESUMEN

En este artículo estimamos la elasticidad precio de la demanda de gasolina en México. Para ello empleamos un panel de datos que combina series de tiempo mensuales, de enero de 1997 a diciembre de 2003, con sección cruzada de los estados mexicanos. La hipótesis que fundamentalmente probamos en el artículo es que la demanda de gasolina en la región fronteriza del norte de México es más sensible a cambios en el precio en comparación con la demanda en la región no fronteriza. Este resultado puede justificar la política diferencial de precios que ha aplicado el gobierno federal en la frontera norte desde 2002.

*Palabras clave:* 1. demanda de gasolina, 2. elasticidad precio, 3. política de precios gubernamental, 4. región fronteriza norte, 5. impuesto especial sobre producción y servicios.

### ABSTRACT

In this paper we estimate the price elasticity of the demand for gasoline in Mexico. We use a panel of data that combines cross section, of the Mexican states, and monthly time-series data, from January 1997 to December 2003. The basic hypothesis that is confirmed in the paper is that gasoline demand is more sensitive to price changes in the Northern Border than in non-border regions. This result could justify the differential pricing policy adopted by the federal government, regarding the north-border region, since 2002.

*Keywords:* 1. gasoline demand, 2. price elasticity, 3. governmental pricing policy, 4. northern-border region, 5. excise taxes.

\*Profesor asociado del Departamento de Economía del Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, campus Monterrey. Dirección electrónica: jaibarra@itesm.mx.

\*\*Investigadora del Departamento de Economía del Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey, campus Monterrey. Dirección electrónica: lksotres@yahoo.com.mx.

Fecha de recepción: 12 de abril de 2007.

Fecha de aceptación: 26 de noviembre de 2007.

## INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

Los precios de la gasolina en México son fijados por el gobierno federal a través de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público (SHCP). La política de precios que ha mantenido esta dependencia se ha fundamentado en tres aspectos: 1) su carácter eminentemente fiscal; 2) la política de precio uniforme por unidad de volumen en toda la república mexicana; y, 3) la consideración de políticas diferenciales de precios en las regiones fronterizas del norte y sur del país. Este artículo está relacionado con el tercer elemento de la política de precios de la gasolina en México.

Desde la década de los noventa, la fijación de precios de la gasolina en la frontera norte ha experimentado las siguientes modificaciones. En el período de 1991 a 1995, se ligó la evolución de los precios de la gasolina en la región de la frontera norte a los precios en el sur de Estados Unidos. Para tal efecto se definieron seis precios diferentes, dependiendo de la zona.<sup>2</sup> Ante la depreciación de la moneda mexicana hacia finales de 1994, a partir de febrero de 1995 se estableció una política de precios uniformes en todo el territorio nacional. La única diferencia fue la tasa de IVA en la región fronteriza (10%) y la no fronteriza (15%). La reducción en el precio de la gasolina en Estados Unidos, contrastada con el aumento continuo de los precios en México, trajo como consecuencia que, en 1997, las estaciones de servicio ubicadas en las zonas fronterizas III (Chihuahua), IV (Coahuila) y V (Tamaulipas) observaran notables reducciones en sus ventas por el aumento en el precio relativo de la gasolina mexicana. En 1999, el margen de las estaciones de servicio fronterizas fue incrementado<sup>3</sup> y, a partir del 29 de noviembre de 2002, el gobierno

<sup>1</sup>Agradecemos los comentarios de David J. Molina y Thomas Fullerton, de los participantes en el Congreso de la Association of Borderlands Studies en 2005 y de dos dictaminadores anónimos. Aplica el deslinde usual.

<sup>2</sup>La zona IA comprende los municipios de Tijuana, Rosarito y Tecate, en el estado de Baja California. La IB incluye sólo a Mexicali. La zona II comprende los municipios de Nogales, Cananea, Naco, Puerto Peñasco, Plutarco Elías Calles, Caborca, Altar, Fátic y Agua Prieta, en el estado de Sonora. La zona III abarca los municipios de Janos, Ascensión, Ciudad Juárez, Praxedis Guerrero, Guadalupe, Coyame, Ojinaga y Benavides, en Chihuahua. En la zona IV se incluyen los municipios de Ocampo, Acuña, Jiménez, Zaragoza, Piedras Negras, Nava, Guerrero e Hidalgo, en el estado de Coahuila, así como los municipios de Anáhuac, Nuevo León, y Nuevo Laredo, Tamaulipas. Finalmente, la zona V abarca los municipios de Guerrero, Ciudad Mier, Miguel Alemán, Camargo, Gustavo Díaz Ordaz, Río Bravo, Valle Hermoso, Matamoros y Reynosa, en el estado de Tamaulipas.

<sup>3</sup>A 6.17% en la zona II, a 7.47% en la III, a 7.45% en la IV y a 7.21% en la zona V, mientras que fuera de la frontera norte, el margen se mantuvo en 5.70%.

federal decidió homologar los precios en la frontera norte con los de su similar en Estados Unidos (Pemex, 2002a). Esta medida fue rechazada por los gobernadores de los estados fronterizos en abril de 2006, ya que, por el aumento en el precio internacional del petróleo, resultaba que la gasolina en la región fronteriza tenía un precio mayor que en el interior del país (Ojeda, 2006). En abril y mayo de 2006, el gobierno federal mexicano decidió que los precios en la frontera norte se fijarían en el nivel mínimo que registraron durante la semana del 11 al 17 de abril de 2006 y se mantendrían de esa forma hasta que las referencias internacionales se situaran por debajo de este nivel. En tal caso, los precios se volverían a fijar de acuerdo con las referencias del sur de Estados Unidos (SHCP, 2006a y 2006b).

Dado que las estaciones de servicio en la región de la frontera norte enfrentan competencia de sus contrapartes en el otro lado de la frontera (sur de Estados Unidos), nuestra hipótesis central es que la elasticidad precio de la demanda en la región fronteriza norte es mayor en valor absoluto que la elasticidad en el resto del país. Esto significa que la demanda de gasolina es más sensible respecto al precio en la frontera norte que en la región no fronteriza.

Así como en la literatura relacionada con las compras entre fronteras (Ferris, 2000; Saba *et al.*, 1995; Beard, Gant y Saba, 1997), consideramos que la presencia de la frontera genera una divergencia entre la demanda de una región y la de sus residentes. En general, al existir la posibilidad de realizar compras en ambos lados de la frontera, y al haber una diferencia significativa de los precios entre regiones, entonces la demanda de una región fronteriza se explica no sólo por sus residentes sino también por los de la región vecina. Este fenómeno provoca que los negocios fronterizos enfrenten una situación de mercado diferente de aquéllos no fronterizos.

Para probar nuestra hipótesis estimamos modelos de demanda usando un panel de datos que combina información de series de tiempo mensual, de enero de 1997 a diciembre de 2003, con información de corte transversal para 27 entidades federativas mexicanas.

Un estudio similar al nuestro se ha realizado para la región fronteriza de Suiza (Banfi, Filippini y Hunt, 2003). En México, sólo tenemos conocimiento de un par de artículos que han estudiado la demanda de gasolina en la frontera norte, así como un par de documentos de la SHCP que abordan la política de precios en esta región. Ayala y Gutiérrez (2004) y Haro e Ibarrola (1999) han estimado las elasticidades precio (relativo) de la demanda de gasolina en la

región de la frontera norte. En ambos estudios se han empleado datos mensuales que consideran las seis zonas fronterizas definidas por la SHCP para efectos de su política diferencial de precios.<sup>4</sup> Las elasticidades precio de corto plazo estimadas por Ayala y Gutiérrez (2004) varían entre -0.104, para la zona IB, y -0.410 para la zona IV. Las estimadas en Haro e Ibarrola (1999) van de -0.153 para la zona IB, a -0.608 para la zona IV. Los documentos oficiales de la SHCP (1999a y 1999b), que no presentan la metodología de estimación, suponen que la elasticidad precio de la demanda de gasolina en la frontera norte es de -0.29.

Si bien se han obtenido figuras numéricas de las elasticidades precio de la demanda de gasolina en las distintas zonas fronterizas, hasta la fecha no se ha probado si las elasticidades de estas zonas son distintas a las de la región no fronteriza. Establecer la desigualdad entre las elasticidades precio de la demanda de gasolina no sólo es importante para justificar la política diferencial de precios hacia la región fronteriza, sino que además es fundamental para estimar el efecto –diferencial también– de la evolución de los precios de la gasolina en los ingresos fiscales por concepto del impuesto especial sobre producción y servicios (IEPS) a la gasolina. El comportamiento de los ingresos fiscales por el IEPS no sólo influye en la recaudación del gobierno federal sino también impacta el monto de transferencias no condicionadas –llamadas participaciones federales– que reciben los gobiernos estatales y municipales en la república mexicana.<sup>5</sup>

En efecto, la regionalización de la elasticidad precio de la demanda tiene implicaciones no sólo en el ámbito de la política fiscal federal sino también en el de ingresos fiscales por participaciones federales a los estados y municipios. Además de esto, el ajuste en los precios de la gasolina puede influir en las ventas y el empleo del sector gasolinero. El impacto fiscal incumbe tanto a la SHCP como a las tesorerías y secretarías de finanzas de todas las entidades federativas y de todos los municipios mexicanos. El efecto sobre las ventas y el empleo ha de importar a los propios expendedores de gasolina y a su agencia de representación: la Organización Nacional de Expendedores de Petróleo (Onexpo).

<sup>4</sup>Véase la nota pie 2.

<sup>5</sup>Los impuestos asignables se toman en cuenta para determinar el factor de asignación de las participaciones federales. De acuerdo con el artículo 3 de la *Ley de coordinación fiscal*, los impuestos asignables consisten en los siguientes impuestos federales: sobre tenencia o uso de vehículos; especial sobre producción y servicios; y sobre adquisición de automóviles nuevos.

Cuando el gobierno federal evaluaba los efectos de homologar los precios de la gasolina en la frontera norte —a finales de los años noventa y todavía bajo el gobierno de Ernesto Zedillo (SHCP, 1999a y 1999b)—, usaba una estimación de la elasticidad precio de la demanda bajo el supuesto de que era constante no sólo en la región fronteriza norte sino en toda la república mexicana. Con base en esta estimación se proyectaban los efectos sobre las ventas y la recaudación de impuestos ante los ajustes en los precios, ejercicio sumamente dudoso si se juzga a la luz de los resultados que se obtienen en este artículo. Actualmente, sin embargo, desconocemos si la autoridad federal ha basado su decisión de homologar los precios de la gasolina en la frontera norte en estimaciones semejantes a las que presentamos en este trabajo. Al haber tomado tal decisión, intuimos que la autoridad central ha considerado que las condiciones de mercado en la frontera norte son diferentes a las de las zonas no fronterizas y ha estimado los beneficios y costos de tal medida. De acuerdo con nuestra perspectiva, estimar los beneficios y costos implica aproximar el efecto de la homologación de precios sobre las ventas de gasolina y los empleos en el sector gasolinero, y sobre los ingresos por el impuesto al valor agregado (IVA), el IEPS y las participaciones federales a todos los gobiernos estatales y municipales, no sólo de la región fronteriza norte sino de toda la república. Si tal no fuera el caso, y aunque *ex-post*, los resultados de este estudio podrían servir para estimar tanto los efectos económicos como fiscales de las modificaciones en los precios de la gasolina.

Las contribuciones de este artículo son fundamentalmente tres: en primera instancia estudiamos un aspecto de la política de precios de la gasolina en México, el cual tiene profundas implicaciones fiscales y económicas y no ha sido abordado en estudios anteriores; en segunda, para determinar las elasticidades precio de la demanda de gasolina en México usamos una base de datos diferente de la empleada en estudios previos; y en tercera instancia, al considerar las peculiaridades regionales, el artículo contribuye a la literatura relacionada con la estimación de la demanda de gasolina.

El resto del estudio está organizado de la siguiente manera: la segunda sección contiene la revisión de literatura relacionada con la estimación de elasticidades de la demanda de gasolina; en la tercera sección presentamos la metodología; la cuarta contiene los resultados; y en la quinta sección concluimos y comentamos las implicaciones de la política de precios del gobierno federal.

## LITERATURA RELACIONADA

La literatura que estudia la demanda de gasolina y presenta estimaciones de elasticidades precio es muy extensa. Este artículo se relaciona con los estudios de demanda de gasolina que analizan el impacto transfronterizo del diferencial de precios de la gasolina y con aquellos que resaltan características regionales en los modelos de demanda.

Entre los estudios que corresponden al primer grupo, sus autores analizan el impacto transfronterizo de la demanda de gasolina en las siguientes regiones: Banfi, Filippini y Hunt (2003), en la frontera de Suiza con Italia, Alemania y Francia; Rietveld, Bruinsma y van Vuuren (2001), en la frontera de Holanda con Alemania; Lilley III y De Franco (1996), en los estados de la unión americana; y Deck y Wilson (2003), en distintas zonas geográficas.

Como el precio de la gasolina en Suiza es generalmente menor que en los países colindantes (Italia, Alemania y Francia), los conductores foráneos que viven en la frontera tienen un incentivo para llenar su tanque de gasolina en este país, fenómeno al que se le ha llamado *fuel tourism*. Banfi, Filippini y Hunt (2003) encuentran que el consumo de gasolina en la región fronteriza es muy sensible a los diferenciales de precio y que una buena proporción de las ventas de gasolina en las regiones fronterizas de Suiza se atribuye al *fuel tourism*. En términos de política energética, los mencionados autores (2003) afirman que mientras exista un diferencial de precios en la gasolina, el alcance de un incremento de impuestos a este combustible sería muy limitado en las regiones fronterizas.

Rietveld, Bruinsma y van Vuuren (2001) analizan el cambio en patrones de consumo de gasolina y de millas recorridas como consecuencia de un incremento en los impuestos al combustible. Demuestran que, por el diferencial de precios, los conductores holandeses que viven en la frontera tienen una alta propensión a viajar a Alemania para llenar sus tanques de gasolina.

Lilley III y De Franco (1996) estudian el impacto de los diferenciales de precios en las compras transfronterizas entre los estados de la unión americana. Los autores concluyen que estos diferenciales pueden tener un impacto significativo en el nivel de bienestar y la creación de empleos en las áreas colindantes.

Deck y Wilson (2003) también abordan una problemática parecida a la que nos ocupa en este artículo, aunque con un enfoque experimental. Diseñan un mercado experimental de gasolina para analizar los efectos de la fijación de precios con base en regiones geográficas (*zone pricing*). Con esta práctica, las

refinerías fijan diferentes precios de mayoreo a las estaciones de gasolina localizadas en diferentes zonas geográficas. Tal política de precios diferenciales es contrastada con la fijación de precios uniformes en términos de los efectos sobre consumidores, estaciones de gasolina y refinerías. Deck y Wilson (2003) concluyen que los precios de la gasolina en áreas relativamente aisladas son mayores que los precios en aquéllas con mayor grado de competencia.

En el segundo grupo de estudios se comparan las elasticidades precio de la demanda de gasolina entre diferentes regiones: áreas metropolitanas, estados o países (Gallini, 1983; Archibald y Gillingham, 1980; Houthakker, Verleger y Sheehan, 1974; Kraft y Rodekohr, 1978; Nicol, 2003). Estos artículos se han enfocado principalmente a determinar el impacto del grado de urbanización sobre la elasticidad precio de la demanda y a probar si esta elasticidad es igual entre regiones o países.

En Canadá, por ejemplo, Gallini (1983) estimó el potencial del sector del transporte para ahorrar gasolina en respuesta a un incremento del precio. Empleando datos para 10 provincias canadienses, desarrolló y aplicó un modelo de demanda que identifica la forma en que los individuos responden ante un incremento de precios de la gasolina. Encontró que, mientras la elasticidad precio de la demanda de gasolina calculada para el corto plazo varía de -0.3 a -0.4, la elasticidad de largo plazo presenta una mayor variación entre las provincias analizadas. Los resultados del estudio confirmaron el argumento de que el precio de la gasolina puede ser un instrumento efectivo de política para el ahorro de gasolina en el sector del transporte en Canadá.

Archibald y Gillingham (1980) analizan el consumo de gasolina en 23 áreas metropolitanas de Estados Unidos, tomando como determinantes: el precio de la gasolina, el ingreso de los hogares, la localización de éstos (en la ciudad, zona rural, centro, norte, sur y oeste), las características del jefe del hogar, así como el tamaño y características del acervo de automóviles de cada hogar. En relación con los aspectos regionales, el estudio concluye que el grado de urbanización de la zona en que se ubican los hogares y el consumo de gasolina están inversamente relacionados. También encuentran que los hogares ubicados en el oeste del país consumen menos gasolina que aquéllos localizados en el resto de las regiones consideradas.

Houthakker, Verleger y Sheehan (1974) clasifican los estados por grado de urbanización. Los resultados muestran que la elasticidad precio de corto plazo es menor —en términos absolutos— en los estados más urbanizados.

Kraft y Rodekohr (1978) usan datos de nivel estatal para estimar la demanda de gasolina en Estados Unidos. Estos autores encuentran que la elasticidad precio de la demanda varía significativamente entre las regiones.

Nicol (2003) emplea datos relativos al hogar correspondientes a diversas regiones de Estados Unidos y Canadá para estimar las elasticidades precio de la gasolina y el ingreso de los hogares. Nicol concluye que el consumo de gasolina es más sensible a cambios en el precio y el ingreso en las regiones de Canadá que en las de la unión americana.

Tomando en consideración la literatura relacionada, en este estudio proponemos y estimamos un modelo empírico para demostrar que existen diferencias significativas en la elasticidad precio de la demanda de gasolina en dos regiones: la frontera norte y la región no fronteriza. De esa forma abordamos el efecto transfronterizo de la demanda de gasolina en México.

## METODOLOGÍA

Para averiguar si existen diferencias entre la elasticidad precio de la demanda de gasolina en la frontera norte y la región no fronteriza, en este artículo consideramos dos hipótesis:

*Hipótesis 1 (H1).* La elasticidad precio de la demanda de gasolina en la frontera norte es mayor en valor absoluto que la elasticidad en la región no fronteriza.

*Hipótesis 2 (H2).* La elasticidad precio de la demanda de gasolina en cada una de las zonas estatales fronterizas es mayor en valor absoluto que la elasticidad en la región no fronteriza de la república mexicana.

Para probar ambas hipótesis, empleamos un panel de datos que combina información en serie de tiempo mensual –de enero de 1997 a diciembre de 2003– con información en corte transversal para 27 entidades federativas mexicanas.<sup>6</sup> El cuadro 1 muestra la definición de las variables y las fuentes de información; el 2 presenta estadística descriptiva y el cuadro 3 contiene la matriz de correlaciones de las variables.

<sup>6</sup>Las entidades federativas que no están incluidas en la muestra son: Quintana Roo, Tlaxcala, Durango, Hidalgo y Nayarit. Las primeras dos no fueron incluidas debido a que no existen superintendencias de ventas, bodegas, terminales o agencias de ventas de gasolina en su territorio. Hidalgo y Nayarit no fueron consideradas debido a que no hay disponibilidad del índice de ventas al menudeo del sector comercial para estas entidades. Esta variable fue empleada como explicativa en las estimaciones.



CUADRO 1. Descripción de variables y fuentes de información

Variable	Descripción	Fuente
$V_{it}$	Volumen de las ventas internas (en litros) de gasolinas nova, Pemex magna y Pemex premium en la entidad $i$ en el mes $t$ .	Pemex, Subdirección de Relaciones Sectoriales, a través del Instituto Federal de Acceso a la Información (IFAI).
$P_{it}$	Precio promedio (en términos reales) por litro de las gasolinas Pemex magna y Pemex premium en la entidad $i$ en el mes $t$ .	INEGI, Banco de Información Económica con base en indicadores petroleros de Pemex ( <a href="http://www.inegi.gob.mx">http://www.inegi.gob.mx</a> ).
$RAUT_{it}$	Número de automóviles registrados en circulación en la entidad $i$ en el mes $t$ (comprende vehículos oficiales, públicos y particulares).	INEGI, Sistema Municipal de Base de Datos (Simbad) y <i>Anuario estadístico de los estados</i> , 2003 y 2004.
$VCOM_{it}$	Índice de ventas netas al menudeo realizadas por establecimientos comerciales en la entidad $i$ en el mes $t$ , con base en 1994 = 100.	INEGI, <i>Encuesta mensual sobre establecimientos comerciales</i> , varios años.
$TDA_{it}$	Tasa general de desempleo abierto en la entidad $i$ en el mes $t$ .	INEGI, <i>Encuesta nacional de empleo urbano</i> , varios años.
$MAN_{it}$	Índice de volumen físico de producción de la industria manufacturera en la entidad $i$ en el mes $t$ , con base en 1993 = 100.	INEGI, Sistema de Cuentas Nacionales de México.
$ELEC_{it}$	Índice de volumen físico de la generación y distribución de electricidad en la entidad $i$ en el mes $t$ , con base en 1993 = 100.	INEGI, Sistema de Cuentas Nacionales de México.
$IND_{it}$	Índice de volumen físico de la actividad industrial en la entidad $i$ en el mes $t$ , con base en 1993 = 100.	INEGI, Banco de Información Económica con base en el Sistema de Cuentas Nacionales de México ( <a href="http://www.inegi.gob.mx">http://www.inegi.gob.mx</a> ).
$ICO_{it}$	Indicador coincidente para la entidad $i$ en el mes $t$ , con base en 1993 = 100.	INEGI, Banco de Información Económica con base en el Sistema de Indicadores Compuestos: coincidente y adelantado ( <a href="http://www.inegi.gob.mx">http://www.inegi.gob.mx</a> ).
$D$	Variable <i>dummy</i> para identificar si las superintendencias de ventas, bodegas, terminales o agencias de ventas se ubican en la región fronteriza norte. Toma el valor de uno (1) si se ubican en la frontera norte, y de cero en cualquier otro caso.	Construcción propia.
$D_{BC}$	Variable <i>dummy</i> para verificar si las superintendencias de ventas, bodegas, terminales o agencias de ventas se localizan en la zona fronteriza norte del estado de Baja California. Se le asigna el valor de uno (1) si se ubican en la frontera norte de la entidad, y de cero en cualquier otro caso.	Construcción propia.
$D_{Chih}$	Variable <i>dummy</i> para identificar si las superintendencias de ventas, bodegas, terminales o agencias de ventas se ubican en la zona fronteriza norte del estado de Chihuahua. Toma el valor de uno (1) si se localizan en la frontera norte de la entidad, y de cero en cualquier otro caso.	Construcción propia.
$D_{Son}$	Variable <i>dummy</i> para determinar si las superintendencias de ventas, bodegas, terminales o agencias de ventas se encuentran en la zona fronteriza norte del estado de Sonora. Se le da el valor de uno (1) si se ubican en la frontera norte de la entidad, y de cero en cualquier otro caso.	Construcción propia.
$D_{Tamps}$	Variable <i>dummy</i> para identificar si las superintendencias de ventas, bodegas, terminales o agencias de ventas se ubican en la zona fronteriza norte de Tamaulipas. Toma el valor de uno (1) si se localizan en la frontera norte del estado, y de cero en cualquier otro caso.	Construcción propia.

CUADRO 2. *Estadística descriptiva*

Variable	Promedio	Máximo	Mínimo	Desviación estándar
$V$	100 000 000	551 000 000	5 059 850	92 461 440
$P$	5.77	6.14	4.99	0.31
$RAUT$	495 311	3 151 292	90 220	596 502
$TDA$	2.5	7.7	0.0	1.0
$ELEC$	145.5	241.2	76.3	26.7
$MAN$	143.4	235.4	89.7	27.0
$IND$	128.8	143.8	106.5	8.2
$ICO$	114.5	125.2	99.7	6.2
$VCOM$	108.7	636.2	54.8	48.5

La variable dependiente en los modelos estimados ( $V_{ii}$ ) es el volumen de las ventas internas de gasolina nova, Pemex magna y Pemex premium en litros. La base de datos a la que tuvimos acceso proporciona el volumen de las ventas de gasolina de las superintendencias de venta, bodegas, terminales y agencias de Pemex ubicadas en las distintas entidades federativas. Para obtener el volumen de las ventas en la entidad federativa  $i$ , sumamos el volumen de ventas de los distintos tipos de gasolina y en las distintas superintendencias, bodegas, terminales y agencias ubicadas en esa entidad en el período correspondiente.

En la base de datos identificamos como fronteras seis superintendencias de ventas y una bodega. Las superintendencias se ubican en: Mexicali y Rosarito, Baja California; Ciudad Juárez, Chihuahua; Nogales, Sonora; y Nuevo Laredo y Reynosa, Tamaulipas. La bodega foránea se localiza en Cananea, Sonora.

Los valores de las variables independientes que asignamos a las observaciones de las distintas zonas que componen la región fronteriza norte son las que corresponden a la entidad federativa en que se ubican. Por ejemplo, las variables económicas y la cantidad de automóviles registrados que usamos en las observaciones de la zona fronteriza del estado de Tamaulipas fueron las que corresponden a ese estado. Esto significa que en la base de datos se consideraron dos series de éstos para Tamaulipas: la que corresponde a la zona

fronteriza, que incluye Nuevo Laredo y Reynosa, y la relativa a la región no fronteriza del estado.

Con base en indicadores petroleros de Pemex, el Banco de Información Económica (BIE) del INEGI proporciona, al final de cada mes, los precios nominales por litro para las gasolinas Pemex magna y Pemex premium. Se proveen los precios tanto para la región fronteriza como para el resto del país. La variable precio que se utilizó en este artículo ( $P_{it}$ ) es el promedio simple de los precios por litro de los dos tipos de gasolina, descontando la inflación con el índice de precios al consumidor con base en 1994. Para la frontera norte se tomó el promedio mensual de los precios para la región fronteriza, mientras que para el resto de las entidades federativas se consideró el promedio de precios para el resto del país.

Para controlar —por el efecto que tiene— la cuantía de automóviles, y siguiendo el enfoque en el que la demanda de gasolina se deriva de la demanda de transporte en automóvil (Dahl, 1979; Archibald y Gilligham, 1980), incluimos el número de vehículos registrados en cada entidad federativa ( $RAUT_{it}$ ). Cabe mencionar que los estudios empíricos de la demanda de gasolina en México no incluyen esta variable en los modelos estimados.

Para controlar la evolución económica regional a través del tiempo, consideramos seis variables económicas ( $VECON_{it}$ ): cuatro que están disponibles con frecuencia mensual y a escala regional —la evolución de las ventas del sector comercial ( $VCOM_{it}$ ), la tasa de desempleo abierto ( $TDA_{it}$ ), la actividad del sector manufacturero ( $MAN_{it}$ ) y la generación de energía eléctrica ( $ELEC_{it}$ )—; y dos con frecuencia mensual y que tienen cobertura nacional —la actividad industrial ( $IND_{it}$ ) y el indicador coincidente de la actividad económica ( $ICO_{it}$ )—. El número de observaciones empleado en los distintos modelos estuvo condicionado por la disponibilidad de datos de las distintas variables económicas consideradas.

El índice de ventas netas al menudeo del sector comercial proviene de la *Encuesta mensual sobre establecimientos comerciales* (EMEC) que aplica el INEGI en 33 áreas urbanas (INEGI, 2005b). Tomamos el índice del área urbana como representativo de la evolución comercial en la entidad federativa. Para aquellos casos en que se dispone de información para más de un área urbana, entonces utilizamos el promedio del índice como el representativo del estado. Las regresiones que consideran la variable  $VCOM_{it}$  no incluyen datos de los estados de Durango, Hidalgo, Nayarit y Tlaxcala, dado que la EMEC no es aplicada en esas entidades.

La tasa de desempleo abierto —que se usa en los modelos como una forma de aproximar la evolución de la actividad económica mensual en las regiones consideradas— se obtiene a partir de los datos que arroja la *Encuesta nacional de empleo urbano* (ENEU) aplicada por el INEGI. El número de ciudades que se incluyen en la encuesta ha variado en el tiempo. A mediados de 2003, el número de áreas urbanas se redujo de 44 a 32 (INEGI, 2005b). La tasa de desempleo abierto de las entidades federativas fue calculada con el promedio de las tasas de desempleo de las ciudades de cada estado que se incluyen en la ENEU.

Las estadísticas regionales de producción manufacturera y generación de electricidad incluyen 17 estados. De acuerdo con el INEGI (2005b), el índice de la producción manufacturera se obtiene a partir de la *Encuesta industrial mensual*, la *Encuesta mensual de la industria maquiladora de exportación* y con información de Pemex. El índice de generación de electricidad —considerado como una variable que aproxima la evolución de la actividad económica regional— se obtiene con información de la Comisión Federal de Electricidad. Las estimaciones que incorporan alguno de estos índices no incluyen los siguientes estados: Baja California Sur, Campeche, Colima, Chiapas, Chihuahua, Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, Michoacán, Nayarit, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Tamaulipas y Zacatecas.

El índice de volumen físico de la actividad industrial comprende la industria minera, la manufacturera, la de construcción y la de electricidad, gas y agua. El indicador coincidente refleja un comportamiento similar al de los ciclos de la economía en su conjunto. La metodología con la que el INEGI elabora este indicador consiste en analizar un gran número de series de indicadores mensuales —referentes a los diversos mercados del país, como el productivo, el financiero y el laboral— para detectar las que tienen un comportamiento cíclico que coincida con el ciclo de la evolución de la actividad económica. Una vez determinadas las series coincidentes se estandarizan sus variaciones mensuales y se agregan en el indicador compuesto correspondiente (INEGI, 2004).

Dado que las variables  $IND_{it}$  e  $ICO_{it}$  sólo están disponibles a escala nacional, la observación de estas variables en cada período es igual en las distintas entidades federativas. Esto significa que el índice de volumen físico de actividad industrial para las entidades federativas en el período  $t$  es:  $IND_{1t} = IND_{2t} = \dots = IND_{27t} = IND_t$ . Lo mismo aplica para el indicador coincidente. Si bien estas variables de actividad económica coyuntural no capturan diferencias

entre los estados, sí logran aproximar la evolución de la actividad económica a través del tiempo.

Para probar *H1*, especificamos el modelo 1:

$$\ln(V_{it}) = \alpha + \beta_0 \ln(P_{it}) + \beta_1 [1-D] \ln(P_{it}) + \beta_2 \ln(RAUT_{it}) + \beta_3 \ln(VECON_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde  $\ln$  representa el logaritmo natural,  $VECON_{it}$  es la variable económica y  $\varepsilon_{it}$  es el término del error. Este modelo supone que los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$  son constantes a través del tiempo y entre las entidades federativas mexicanas. Notemos que si la variable  $D$  toma el valor de uno, identificando superintendencias ubicadas en la región fronteriza norte, entonces el coeficiente del  $\ln(P_{it})$  será igual a  $\beta_0$ , con lo que la elasticidad precio de la demanda de gasolina de la región fronteriza sería  $\beta_0$ . Por otro lado, si la variable dicótoma  $D$  toma el valor de cero, identificando las superintendencias no fronterizas, entonces el coeficiente del  $\ln(P_{it})$ —y por tanto la elasticidad precio de la demanda para la región no fronteriza— será igual a  $\beta_0 + \beta_1$ . De esta forma, la especificación (1) supone también que la elasticidad precio de la demanda de gasolina para la región no fronteriza ( $\beta_0 + \beta_1$ ) es igual para todas las entidades federativas que componen esta región. La elasticidad precio de la demanda para la región de la frontera norte ( $\beta_0$ ) se supone igual para las zonas estatales que componen esta región.<sup>7</sup> Además, por la especificación del modelo 1, el parámetro  $\beta_1$  muestra la diferencia entre la elasticidad precio de la gasolina para la región de la frontera norte y la elasticidad para la región no fronteriza. La hipótesis de que las elasticidades precio de la demanda de gasolina en las regiones fronteriza y no fronteriza son iguales (esto es, que  $\beta_0 + \beta_1 = \beta_0$ ) es equivalente a que  $\beta_1 = 0$ . Siendo negativas las elasticidades precio en ambas regiones, si  $\beta_1 > 0$ , entonces habrá evidencia de que  $\beta_0$  es menor en términos numéricos que  $\beta_0 + \beta_1$ , con lo que la demanda de la región fronteriza norte será más sensible a cambios en el precio que la demanda de la región no fronteriza. En términos del valor absoluto, que  $\beta_1$  sea positiva significa que la elasticidad precio de la gasolina de la región fronteriza norte es mayor que la elasticidad de la región no fronteriza. Este resultado confirmaría la hipótesis 1. Por otro lado, si se aceptara la hipótesis nula:  $\beta_1 = 0$ , entonces habría evidencia de que

<sup>7</sup>Este supuesto es relajado con el modelo 2.

no hay diferencia entre las elasticidades precio de las regiones no fronteriza y frontera norte, con lo que se rechazaría nuestra primera hipótesis de trabajo.

La segunda hipótesis (H2) va aún más allá. Establece que la demanda de gasolina es más sensible a cambios en el precio en cada una de las zonas estatales fronterizas que la demanda de la región no fronteriza. Para probar esta hipótesis definimos el modelo 2:

$$\ln(V_{it}) = \delta + \theta_0 \ln(P_{it}) + \theta_{BC} [D_{BC}] [\ln(P_{it})] + \theta_{Chib} [D_{Chib}] [\ln(P_{it})] + \theta_{Son} [D_{Son}] [\ln(P_{it})] + \theta_{Tamps} [D_{Tamps}] [\ln(P_{it})] + \theta_1 \ln(RAUT_{it}) + \theta_2 \ln(VECON_{it}) + \mu_{it} \quad (2)$$

De nuevo  $\ln$  representa el logaritmo natural y  $\mu_{it}$  es el término del error. El modelo descrito (2) supone que los parámetros  $\delta$ ,  $\theta_1$  y  $\theta_2$  son iguales para todas las entidades federativas, aunque permite que las elasticidades precio de las distintas zonas estatales fronterizas sean diferentes, relajando de esa forma el supuesto impuesto en el modelo 1.

Como para la región no fronteriza  $D_{BC} = D_{Chib} = D_{Son} = D_{Tamps} = 0$ , entonces la elasticidad precio para esa región es  $\theta_0$ . Como la variable  $D_j = 1$  para la zona fronteriza del estado  $j = BC, Chib, Son, Tamps$ , entonces la elasticidad precio de la demanda para la zona fronteriza del estado  $j$  es  $\theta_0 + \theta_j$ . El parámetro  $\theta_j$  representa la diferencia entre la elasticidad precio de la región no fronteriza y la elasticidad de la zona fronteriza del estado  $j$ . Probar la hipótesis de que  $\theta_0 + \theta_j = \theta_0$  es equivalente a probar la hipótesis de que  $\theta_j = 0$  para la zona fronteriza.

CUADRO 3. *Matriz de correlaciones*

	ELEC	ICO	IND	MAN	P	RAUT	TDA	V	VCOM
ELEC	1.0000								
ICO	0.3256	1.0000							
IND	0.5144	0.8245	1.0000						
MAN	0.5760	0.3202	0.3603	1.0000					
P	0.4040	0.6889	0.6739	0.2687	1.0000				
RAUT	-0.2378	0.0618	0.0479	-0.1979	0.0513	1.0000			
TDA	-0.1802	-0.4067	-0.3107	-0.2008	-0.2082	0.1666	1.0000		
V	-0.3259	0.0299	0.0219	-0.2982	0.0287	0.9120	0.2478	1.0000	
VCOM	0.3221	0.1335	0.1511	0.4215	0.2002	-0.1468	-0.1458	-0.1831	1.0000

za del estado  $j$ . Si el parámetro  $\theta_j$  es negativo, y si las elasticidades precio de la demanda en la región no fronteriza y en cada una de las zonas estatales fronterizas fueran negativas, entonces la demanda en la zona fronteriza del estado  $j$  sería más sensible a cambios en el precio que la demanda en la región no fronteriza. Éste es el ejercicio de inducción estadística que debemos realizar para probar  $H2$ .

## RESULTADOS

Los resultados de las estimaciones del modelo 1 se presentan en el cuadro 4, en tanto que los resultados del modelo 2 se consignan en el cuadro 5.

En cada caso estimamos ocho regresiones por mínimos cuadrados ordinarios, combinando las distintas variables económicas, tanto para evitar la correlación entre variables independientes como para mostrar la consistencia de los resultados. Empleamos este método de estimación en lugar de métodos econométricos con datos de panel, ya que en las especificaciones de los modelos empíricos 1 y 2 suponemos que no hay otras variables que pudieran no haber sido incluidas en los modelos y que causen diferencias en la demanda de gasolina entre las entidades federativas mexicanas.

Dado que los resultados de las estimaciones presentaron problemas de heteroscedasticidad y autocorrelación,<sup>8</sup> empleamos el método de Newey-West<sup>9</sup> para obtener un estimador de covarianza que fuera consistente ante la presencia de estos problemas.

Los resultados en el cuadro 4 muestran que el logaritmo de  $RAUT$  guarda una relación directa y significativa con las ventas de gasolina: el número de automóviles registrados, como se esperaba, influye positivamente en la demanda de gasolina. El valor absoluto de la elasticidad de la demanda de gaso-

<sup>8</sup>Empleamos la prueba de White (véase la sección 11.4 en Greene, 2003). En los cuadros 4 y 5 aparece el estadístico White y el valor de tablas  $\chi^2$ , correspondiente a cada uno de los modelos estimados por mínimos cuadrados ordinarios. En cada caso no es posible aceptar la hipótesis de homoscedasticidad en los modelos estimados.

<sup>9</sup>La varianza estimada de los parámetros ante la presencia de heteroscedasticidad y/o autocorrelación no es consistente. A través del método de Newey-West se puede corregir la varianza estimada de los parámetros para obtener un estimador consistente de la varianza de los parámetros estimados por mínimos cuadrados ordinarios (véase la sección 15.4 en Stock y Watson, 2006). Las estimaciones en los cuadros 4 y 5 incluyen la corrección de Newey-West.

CUADRO 4. Resultados de las estimaciones del modelo 1

$$\ln(V_{it}) = \alpha + \beta_0 \ln(P_{it}) + \beta_1 [1 - D][\ln(P_{it})] + \beta_2 \ln(RAUT_{it}) + \beta_3 \ln(VECON_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Regresión	1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Constante</b>	10.56 (36.0)*	9.13 (13.5)*	9.65 (8.2)*	10.03 (7.6)*	9.12 (14.5)*	9.12 (12.2)*	10.64 (33.0)*	10.00 (33.4)*
$\ln(P_{it})$	-1.19 (-7.5)*	-1.48 (-5.1)*	-1.08 (-3.0)*	-0.67 (-1.5)	-1.57 (-6.3)*	-1.51 (-5.9)*	-1.08 (-5.6)*	-0.86 (-4.9)*
$(1-D) \ln(P_{it})$	0.51 (15.9)*	0.50 (14.8)*	0.51 (7.6)*	0.52 (7.5)*	0.52 (16.1)*	0.51 (16.0)*	0.49 (14.7)*	0.48 (13.9)*
$\ln(RAUT_{it})$	0.69 (59.6)*	0.67 (63.8)*	0.59 (39.0)*	0.59 (37.2)*	0.69 (59.6)*	0.69 (59.8)*	0.67 (63.7)*	0.68 (57.2)*
$\ln(VCOM_{it})$		0.01 (0.3)					0.01 (0.3)	
$\ln(TDA_{it})$								0.13 (6.3)*
$\ln(MAN_{it})$			-0.68 (-7.4)*					
$\ln(ELEC_{it})$				-0.52 (-4.5)*				
$\ln(IND_{it})$		0.45 (2.3)*			0.43 (2.3)*			
$\ln(ICO_{it})$			1.15 (3.5)*	0.75 (2.1)*		0.42 (1.9)**		
$R^2$ ajustada	0.5681	0.5660	0.4647	0.4559	0.5686	0.5684	0.5654	0.5721
$DW$	2.3152	2.5804	3.9609	4.0224	2.3169	2.3165	2.5786	2.3191
Estadístico White	102.65	196.10	390.50	348.15	103.56	103.74	191.40	219.10
$\chi^2$	12.59	18.31	18.31	18.31	15.51	15.51	15.51	15.51
$N$	2 708	2 456	1 414	1 414	2 708	2 708	2 456	2 707
<b>Región no fronteriza</b>	-0.69	-0.97	-0.57	-0.15	-1.06	-1.00	-0.59	-0.38
<b>Región fronteriza norte</b>	-1.19	-1.48	-1.08	-0.67	-1.57	-1.51	-1.08	-0.86

Nota. Los estadísticos *t-student* aparecen entre paréntesis debajo de los parámetros estimados.

\*Significancia con *p-value* < 0.05.

\*\*Significancia con *p-value* < 0.10.



lina con respecto al número de vehículos registrados varía entre 0.59 y 0.69 en las distintas regresiones estimadas para el modelo 1.

El logaritmo del índice de volumen físico de la actividad industrial (*IND*), que se incluyó en dos regresiones, y el del indicador coincidente (*ICO*), que se incluyó en tres, resultaron significativos y con el signo esperado. El indicador de actividad comercial (*VCOM*) se consideró en dos regresiones y en ambas resultó con el signo esperado, aunque no fue significativo en ninguno de los casos. Los parámetros estimados del resto de las variables que se consideraron para aproximar la evolución de la actividad económica regional (*TDA*, *MAN* y *ELEC*) muestran signos contrarios a los esperados. En este sentido, es interesante notar, en el cuadro 3, que incluso los signos de los coeficientes de correlación de las variables *TDA*, *MAN* y *ELEC* con la demanda de gasolina son consistentes con este resultado. Mostramos las regresiones con estas variables para que se observe la consistencia de los resultados referentes a las elasticidades precio de la demanda de gasolina.

El ajuste en las ocho regresiones ( $R^2$  ajustada) varía entre 0.46 y 0.57. La regresión 1, que no incorpora ninguna variable de actividad económica, presenta un coeficiente de determinación ajustado de 0.5681 (véase el cuadro 4). La inclusión de las variables económicas no mejora en forma significativa el ajuste del modelo 1 y además, para algunos casos, la  $R^2$  ajustada es menor que la obtenida en la regresión 1.

En los dos últimos renglones del cuadro 4 aparecen las elasticidades precio estimadas de la demanda de gasolina. En todas las regresiones, la elasticidad precio estimada para la demanda –tanto para la región fronteriza como para la no fronteriza– resultó negativa. Para la región no fronteriza, el valor numérico de la elasticidad varía entre -0.15 y -1.06, en tanto que para la región de la frontera norte varía entre -0.67 y -1.57.

El coeficiente de la variable  $(1-D) \ln(P_{ij})$ ,  $\beta_i$  en la expresión 1, representa la diferencia entre la elasticidad precio de la demanda en la región fronteriza norte y la elasticidad en la no fronteriza. En los resultados del cuadro 4 se observa que el valor estimado para este parámetro es positivo y fluctúa entre 0.48 y 0.52. La prueba de significancia nos indica que el parámetro poblacional  $\beta_i$  del modelo 1 es estadísticamente diferente de cero, con lo que la diferencia entre las elasticidades fronteriza y no fronteriza es significativa. En particular, como las estimaciones muestran que el parámetro  $\beta_i$  es estadísticamente mayor a cero, entonces podemos concluir que hay evidencia de que la

elasticidad precio de la demanda en la región de la frontera norte es menor en valor numérico (mayor en valor absoluto) a la elasticidad en la región no fronteriza. Este resultado muestra evidencia de que la demanda de gasolina es más sensible a cambios en el precio en la frontera norte que en la región no fronteriza y, por lo tanto, confirma la primera hipótesis (*H1*) del artículo.

Para probar la segunda hipótesis consideramos el modelo 2. En los resultados que aparecen en el cuadro 5, se observa que en las distintas regresiones, con excepción de la 4, la elasticidad precio estimada para la región no fronteriza es negativa. Además la variable  $\ln(P_{it})$  es estadísticamente significativa en las distintas regresiones, con excepción de las versiones 3, 4 y 8.

Al igual que en las estimaciones del modelo 1, y mostrando gran consistencia en los resultados, la elasticidad de la demanda de gasolina con respecto al número de autos registrados (*RAUT*) es positiva: los estimados varían entre 0.48 y 0.66, y además son estadísticamente significativos. Con respecto a las variables económicas consideradas, los resultados son también muy parecidos a los hallazgos en las estimaciones del modelo 1. Los coeficientes de los logaritmos naturales de la actividad industrial (*IND*) y del índice coincidente (*ICO*), además de los coeficientes poblacionales estadísticamente diferentes de cero, resultaron con signo positivo para ambas variables en las distintas regresiones en que fueron incluidas. El resto de las variables económicas (*VCOM*, *TDA*, *MAN* y *ELEC*) resultaron con una relación contraria a la esperada. De nuevo, la inclusión de variables económicas en las distintas regresiones no mejoró en forma importante el ajuste del modelo. Es importante notar que, al igual que en los resultados de las estimaciones para el modelo 1, la  $R^2$  ajustada de la regresión 1 (0.6542), que no incluye variable económica, no es muy diferente del mayor coeficiente de determinación ajustado que se obtuvo para la regresión 3 (0.67).

En la expresión 2, el parámetro  $\theta_j$  con  $j = BC, Chih, Son, Tamps$  representa la diferencia en la elasticidad precio de la demanda de gasolina de la zona fronteriza del estado  $j$  con respecto a la elasticidad precio de la región no fronteriza ( $\theta_0$ ). En relación con las zonas fronterizas de Chihuahua, Sonora y Tamaulipas, los resultados en el cuadro 5 muestran que los parámetros estimados  $\theta_{Chih}$ ,  $\theta_{Son}$  y  $\theta_{Tamps}$  son negativos y que las variables  $D_{Chih} \ln(P_{it})$ ,  $D_{Son} \ln(P_{it})$  y  $D_{Tamps} \ln(P_{it})$  son estadísticamente significativas. Esto quiere decir que las elasticidades precio de la demanda de gasolina en cada una de esas zonas fronterizas es diferente de la elasticidad de la región no fronteriza. El valor

CUADRO 5. Resultados de las estimaciones del modelo 2

$$\ln(V_{it}) = \delta + \theta_0 \ln(P_{it}) + \theta_{BC} [D_{BC}] [\ln(P_{it})] + \theta_{Chih} [D_{Chih}] [\ln(P_{it})] + \theta_{Son} [D_{Son}] [\ln(P_{it})] + \theta_{Tamps} [D_{Tamps}] [\ln(P_{it})] + \theta_1 \ln(RAUT_{it}) + \theta_2 \ln(VECON_{it}) + \mu_{it}$$

Regresión	1	2	3	4	5	6	7	8
<b>Constante</b>	11.01 (32.3)*	9.97 (12.3)*	10.18 (8.7)*	11.29 (7.7)*	9.65 (12.8)*	9.04 (10.2)*	11.45 (31.3)*	10.00 (27.9)*
$\ln(P_{it})$	-0.71 (-4.0)*	-0.78 (-2.6)*	-0.55 (-1.6)	0.52 (1.2)	-1.06 (-4.0)*	-1.14 (-4.1)*	-0.40 (-1.9)**	-0.15 (-0.7)
$D_{BC} \ln(P_{it})$	8.0E-04 (0.1)	0.03 (1.6)	0.13 (4.5)*	0.13 (4.1)*	-0.01 (-0.5)	-0.01 (-0.6)	0.04 (2.3)*	0.10 (4.2)*
$D_{Chih} \ln(P_{it})$	-0.45 (-30.2)*	-0.42 (-24.1)*			-0.46 (-29.5)*	-0.46 (-29.8)*	-0.41 (-24.5)*	-0.42 (-24.9)*
$D_{Son} \ln(P_{it})$	-1.22 (-50.9)*	-1.23 (-51.8)*	-1.32 (-55.9)*	-1.31 (-43.0)*	-1.23 (-52.3)*	-1.24 (-53.2)*	-1.22 (-50.7)*	-1.21 (-45.5)*
$D_{Tamps} \ln(P_{it})$	-0.51 (-29.9)*	-0.49 (-28.1)*			-0.52 (-30.3)*	-0.52 (-30.6)*	-0.48 (-27.9)*	-0.49 (-26.3)*
$\ln(RAUT_{it})$	0.66 (55.6)*	0.62 (57.4)*	0.49 (25.9)*	0.48 (27.6)*	0.66 (55.6)*	0.66 (55.8)*	0.62 (57.4)*	0.64 (52.5)*
$\ln(VCOM_{it})$		-0.12 (-5.1)*					-0.11 (-5.2)*	
$\ln(TDA_{it})$								0.24 (9.6)*
$\ln(MAN_{it})$			-1.20 (-11.6)*					
$\ln(ELEC_{it})$				-1.13 (-10.0)*				
$\ln(IND_{it})$		0.44 (1.9)**			0.41 (1.9)**			
$\ln(ICO_{it})$			1.84 (5.6)*	1.16 (3.0)*		0.57 (2.2)*		
$R^2$ ajustada	0.6542	0.6699	0.6725	0.6596	0.6546	0.6548	0.6693	0.6683
DW	1.7462	1.7848	1.6944	1.7771	1.7486	1.7490	1.7818	1.7132
Estadístico White	102.88	248.04	245.08	177.62	103.76	104.33	244.46	187.12
$\chi^2$	21.03	26.30	21.03	21.03	23.68	23.68	23.68	23.68
N	2 708	2 456	1 414	1 414	2 708	2 708	2 456	2 707
<b>Region no fronteriza</b>	-0.71	-0.78	-0.55	0.52	-1.06	-1.14	-0.40	-0.15
<b>Zona de B. C.</b>	-0.71	-0.75	-0.42	0.66	-1.07	-1.15	-0.36	-0.04
<b>Zona de Chihuahua</b>	-1.16	-1.20	n.d.	n.d.	-1.52	-1.60	-0.81	-0.57
<b>Zona de Sonora</b>	-1.93	-2.01	-1.87	-0.79	-2.29	-2.37	-1.62	-1.36
<b>Zona de Tampulipas</b>	-1.22	-1.27	n.d.	n.d.	-1.58	-1.66	-0.88	-0.64

Nota. Los estadísticos *t-student* aparecen entre paréntesis debajo de los parámetros estimados.

\*Significancia con *p-value* < 0.05.

\*\*Significancia con *p-value* < 0.10. En las regresiones que contienen las variables *MAN* y *ELEC* no se incluyen las *dummies*  $D_{Chih}$  y  $D_{Tamps}$  ya que estas variables no se reportan para estos estados.

numérico de la elasticidad precio estimada para la zona fronteriza de Chihuahua varía entre -0.57 y -1.60; para la zona fronteriza de Sonora, entre -1.36 y -2.37; y para la zona fronteriza de Tamaulipas, entre -0.64 y -1.66, en tanto que el valor numérico de la elasticidad precio estimada para la región no fronteriza varía entre -0.15 y -1.14. La evidencia sugiere que la diferencia entre la elasticidad precio de la demanda en cada zona fronteriza estatal y la elasticidad de la región no fronteriza es significativa desde el punto de vista estadístico, y que la demanda en cada una de las zonas fronterizas de Chihuahua, Sonora y Tamaulipas es más sensible a cambios en el precio, en comparación con la región mexicana no fronteriza. Este resultado comprobaría enteramente  $H_2$ , nuestra segunda hipótesis de trabajo, si acaso incluyera la zona fronteriza de Baja California.

Con respecto a esta última, sin embargo, la variable  $D_{BC} \ln(P_{it})$  no es estadísticamente significativa en cuatro de las ocho regresiones estimadas y en el resto sí lo es, pero el parámetro estimado  $\theta_{BC}$  es positivo, contrario a la hipótesis planteada. En este caso, la evidencia indica no solamente que la elasticidad precio en esta zona no es diferente de la elasticidad de la región no fronteriza, sino que además, en cuatro de las regresiones estimadas, la demanda de gasolina en la zona fronteriza de Baja California resultó menos sensible ante cambios en el precio que en la región no fronteriza de México. Los valores numéricos de las elasticidades precio estimadas para la zona fronteriza de Baja California fluctúan entre -0.04 y -1.15.

Los valores estimados de la elasticidad precio de la demanda de gasolina para la región fronteriza norte (a partir del modelo 1) y para las distintas zonas fronterizas de los estados (usando el modelo 2) difieren notablemente de las estimaciones presentadas en Ayala y Gutiérrez (2004), Haro e Ibarrola (1999) y SHCP (1999a y 1999b). Creemos que las diferencias se explican por las distintas bases de datos empleadas, los modelos empíricos planteados y la forma de cuantificar el precio de venta de la gasolina. Mientras los estudios de Ayala y Gutiérrez (2004) y de Haro e Ibarrola (1999) sólo emplean datos en serie de tiempo de cada zona fronteriza, en este artículo combinamos datos de sección cruzada de todas las agencias de venta ubicadas en las distintas entidades federativas, con series de tiempo mensual. Además, los modelos empíricos propuestos en este artículo incluyen el número de autos registrados en las entidades federativas, variable que no se considera en Ayala y Gutiérrez (2004) ni en Haro e Ibarrola (1999). Por otro lado, en este artículo, el precio de venta

de la gasolina en las distintas entidades federativas lo cuantificamos con un promedio del precio de las gasolinas Pemex magna y Pemex premium en términos reales, mientras que Ayala y Gutiérrez (2004) y Haro e Ibarrola (1999) utilizan una figura de precio relativo tomando en cuenta el tipo de cambio peso por dólar y el precio de la gasolina en la correspondiente región fronteriza de Estados Unidos. Dado que la SHCP (1999a y 1999b) no presenta metodología, no nos es posible intuir la diferencia entre nuestras estimaciones y las suyas.

### *CONCLUSIONES*

En este artículo hemos estimado distintos modelos de la demanda de gasolina en México con el objeto de probar dos hipótesis: la demanda es más sensible a cambios en el precio en la región de la frontera norte que en la región no fronteriza; y la demanda es más sensible a cambios en el precio en cada una de las zonas estatales fronterizas en comparación con la región no fronteriza. Para probar tales hipótesis definimos y estimamos dos modelos logarítmicos de demanda usando un panel de datos que combina información en series de tiempo mensual –de enero de 1997 a diciembre de 2003– con datos de corte transversal para las superintendencias y agencias de ventas de Pemex agrupadas por entidades federativas.

Los resultados confirman nuestras hipótesis de trabajo. Las regresiones estimadas para probar la primera hipótesis muestran evidencia consistente de que la demanda en la región fronteriza es más sensible a cambios en el precio que en la región no fronteriza. En relación con la segunda hipótesis, los resultados revelan, también consistentemente, que la demanda de gasolina en las zonas fronterizas de Tamaulipas, Sonora y Chihuahua es más sensible a cambios en el precio que en la región no fronteriza de México. Para la zona fronteriza del estado de Baja California, sin embargo, el resultado fue diferente: en cuatro de las regresiones estimadas, la demanda de gasolina resultó menos sensible a cambios en el precio en esta zona fronteriza en comparación con la región no fronteriza, en tanto que en otras cuatro regresiones, la elasticidad en la zona fronteriza de Baja California no resultó diferente de la del interior del país. Este último hallazgo es interesante, sobre todo si tomamos en cuenta que los precios de la gasolina en el estado norteamericano de California son

los mayores en comparación con los precios en otros estados fronterizos de la unión americana. Creemos que este resultado capta el siguiente fenómeno: antes de la homologación, a pesar de que el precio de la gasolina mexicana pudo haber aumentado más que el precio de referencia en la frontera sur de Estados Unidos, en la zona fronteriza de Baja California, el precio de la gasolina mexicana resultaba inferior al observado del otro lado de la frontera, en el estado de California. De esta forma, la reducción registrada en la demanda por el aumento en el precio —y en comparación con otras entidades fronterizas mexicanas— se debió básicamente a la disminución en la demanda de viajes más que a la sustitución de gasolina mexicana por estadounidense. Como resultado, tal como lo reportan Ayala y Gutiérrez (2004), la variación porcentual acumulada en las ventas totales de gasolina en el período 1997-2001 en las zonas IA (Tijuana, Rosarito y Tecate) y IB (Mexicali) fue de 4.1 y -5.5%, respectivamente, en tanto que el promedio del resto de las zonas fronterizas (II, III, IV y V) fue de -19.4%. La reducción en la zona fronteriza del oeste y colindante con California es significativamente menor a la reducción en las otras zonas fronterizas.

Los resultados tienen implicaciones regionales relacionadas con la política del gobierno mexicano sobre los precios de la gasolina. Las diferencias significativas en la elasticidad precio de la demanda entre las regiones fronterizas y las no fronterizas indican, entre otras cosas, que las condiciones de mercado enfrentadas por las estaciones de servicio en esas regiones son, en efecto, diferentes. La competencia que enfrentan las gasolineras en la frontera norte hace que, ante cambios en el precio, la demanda de gasolina sea más sensible en esta región que en el interior del país. Este aspecto ha motivado que la política de precios sea diferente en la región fronteriza, y puede ser un argumento que justifique la política de homologación de precios que se ejerce en la frontera desde finales de 2002. El carácter fiscal de la política de precios de la gasolina en México tiene su tinte de orientación para responder a condiciones de mercado, aunque con una dosis de contenido político.

Existe la gran interrogante, sin embargo, de los efectos que tuvo la política de precios establecida después de la crisis financiera de 1995, y los efectos que ha tenido la consecuente homologación en 2002. Con la homologación del precio de la gasolina en la frontera es de esperar un repunte en las ventas y el empleo relacionado con el sector gasolinero en la región. Los efectos sobre la actividad comercial y sobre los ingresos fiscales pueden resultar me-

nos evidentes. Uno de los argumentos que se usó para convencer al gobierno federal para que homologara el precio de la gasolina fue el efecto que tenía el pasado régimen de precios al reducir las ventas no sólo del sector petrolero sino las de todo el sector comercial de la región fronteriza. El citado argumento sostenía que el viaje que las personas realizaban al otro lado de la frontera para cargar gasolina, también lo aprovechaban para comprar otros productos. Ayala y Gutiérrez (2004) confirman tal causalidad.

El efecto sobre los ingresos fiscales del gobierno federal, estatal y municipal es, según nuestra opinión, la gran tarea pendiente. El reporte de la SHCP (1999a:19) estimaba que la homologación “generaría un costo fiscal de aproximadamente 1 140 millones de pesos (mp) para el período mayo-diciembre (de 1999) y una reducción de los ingresos participables a estados y municipios por 160 mp para el mismo período”. Para tales estimaciones suponía, entre otras cosas, que los ingresos del gobierno federal correspondían a 60.8% de las ventas netas de gasolina sin incluir el IVA ni el descuento comercial. Probablemente éste sea un promedio para la región fronteriza, ya que este porcentaje varía para cada agencia de ventas de Pemex. Además —y más relevante en la perspectiva del presente artículo— suponía también que la elasticidad precio de la demanda de gasolina en la frontera norte era de -0.29. Aunque sin conocer la metodología, ya que no se presenta en SHCP (1999a), y a la luz de los resultados del presente estudio, las estimaciones del costo fiscal de la homologación de precios resultan muy cuestionables. A pesar de tales estimaciones, Pemex (2002a), al analizar las ventajas de la homologación de precios, declaraba que “[la homologación] es una medida que tendrá beneficios para todos y no afectará las finanzas públicas”. Tal aseveración es un tanto aventurada.

Al cambiar la política de precios en la frontera homologando éstos, era de esperarse un cambio en la recaudación del IEPS sobre la gasolina. *A priori* es difícil determinar si el cambio producirá un aumento o una reducción en la recaudación de ese impuesto, ya que si bien se esperaría un incremento en el volumen de ventas, también se esperaría una reducción en la recaudación del impuesto por litro vendido. Sea cual fuere la dirección del cambio —que en sí mismo es un aspecto que requiere de investigación adicional—, al modificarse la recaudación del IEPS a gasolinas en los estados fronterizos, obviamente la recaudación del gobierno federal se vería afectada: ése es sólo el efecto inicial. Como el IEPS a la gasolina es un impuesto asignable, entonces tanto su evolución como su estructura regional influyen en la cantidad de recursos que

reciben los estados fronterizos por concepto de participaciones federales.<sup>10</sup> Si tal cosa sucede con las entidades fronterizas, entonces las participaciones federales que reciben los municipios de estos estados —y no sólo los municipios fronterizos— se verían afectadas, ya que de acuerdo con la *Ley de coordinación fiscal*, los municipios de cada estado reciben como mínimo 20% de los ingresos por participaciones otorgadas al estado. Pues bien, ahí no termina todo. Como base para distribuir las participaciones federales a las entidades federativas se calculan coeficientes de asignación que suman 100%. Por lo tanto, si el coeficiente de asignación de los estados fronterizos cambia, entonces, *ceteris paribus*, cambiará el coeficiente de distribución de todas las entidades federativas de la república mexicana y, por lo tanto, también se modificará la cantidad de recursos a todos y cada uno de los municipios del país. En este sentido, la política de precios de la gasolina en la frontera norte es un asunto de carácter nacional y no sólo regional. ¿Será que estos efectos fueron aproximados al decidir homologar los precios de la gasolina?

Dada la actual política de precios tanto para la región fronteriza como para el resto del país, y en virtud de los resultados encontrados en este artículo, si se quiere determinar el impacto fiscal de la homologación de precios en cada superintendencia o agencia de Pemex en cada una de las zonas fronterizas, habría que considerar que ni la tasa del IEPS ni la elasticidad precio de la demanda son fijas. Tal ejercicio debería ser objeto de futuros estudios.

## BIBLIOGRAFÍA

- Archibald, R. y R. Gillingham, “An Analysis of the Short-Run Consumer Demand for Gasoline Using Household Survey Data”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 62, núm. 4, 1980, pp. 622-628.
- Ayala Gaytán, E. y L. Gutiérrez González, “Distorsiones de la política de precios de la gasolina en la frontera norte de México”, *Comercio exterior*, vol. 54, núm. 8, 2004, pp. 704-711.
- Banfi, S., M. Filippini y L. Hunt, *Fuel Tourism in Border Regions*, Zurich, Centre for Energy Policy and Economics (CEPE), 2003 (Documento de trabajo núm. 23).

<sup>10</sup>Véanse artículos 2 y 3 de la *Ley de coordinación fiscal*.



- Beard, T., P. Gant y R. Saba, "Border-Crossing Sales, Tax Avoidance, and State Tax Policies: An Application to Alcohol", *Southern Economic Journal*, vol. 64, núm 1, 1997, pp. 293-306.
- Dahl, C., "Consumer Adjustment to a Gasoline Tax", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 61, núm. 3, 1979, pp. 427-432.
- Deck, C. and B. Wilson, "Experimental Gasoline Markets", *Interdisciplinary Center for Economic Science*, documento de trabajo, Fairfax, George Mason University, 2003.
- Ferris, J. S., "The Determinants of Cross Border Shopping: Implications for Tax Revenues and Institutional Change", *National Tax Journal*, vol. 53, núm. 4, 2000, pp. 801-824.
- Gallini, N., "Demand for Gasoline in Canada", *The Canadian Journal of Economics*, vol. 16, núm. 2, 1983, pp. 299-324.
- Greene, W., *Econometric Analysis*, fifth edition, Nueva Jersey, Prentice Hall, 2003.
- Haro López, R. y J. Ibarrola Pérez, "Cálculo de la elasticidad precio de la demanda de gasolina en la zona fronteriza norte de México", *Gaceta de economía*, vol. 6, núm. 11, 1999, pp. 237-262.
- Houthakker, H. S., Verleger, P. K. y D. P. Sheehan, "Dynamic Demand Analyses for Gasoline and Residential Electricity", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 52, núm. 2, 1974, pp. 412-418.
- INEGI (Instituto de Estadística, Geografía e Informática), Sistema de indicadores compuestos coincidente y adelantado. Metodología. En <http://www.inegi.gob.mx/est/contenidos/espanol/metodologias/otras/sicca.pdf>, 2004. Consultado en mayo de 2006.
- , *Indicadores del comercio al mayoreo y menudeo*, Aguascalientes, INEGI, 2005a.
- , *Indicadores regionales de coyuntura*, Aguascalientes, INEGI, 2005b.
- Kraft, J. y M. Rodekohl, "Regional Demand for Gasoline: A Temporal Cross-Section Specification", *Journal of Regional Science*, vol. 18, 1978, pp. 45-55.
- Lilley III, W. y L. J. de Franco, "Impact of Retail Taxes on the Illinois-Indiana Border", artículo presentado en el Taller Designing State-Local Fiscal Policy for Growth and Development, Chicago, Banco de la Reserva Federal, 1996.
- Nicol, C., "Elasticities of Demand for Gasoline in Canada and the United States", *Energy Economics*, vol. 25, núm. 2, 2003, pp. 201-214.
- Ojeda Lajud, O., "Rechazo a la homologación del precio de la gasolina", *El financiero*, 24 de abril de 2006, p. 18.

- Pemex (Petróleos Mexicanos), “Se informa a empresarios gasolineros las ventajas de la homologación de precios de la gasolina Pemex magna en la frontera del país”, boletín de prensa núm. 342, en <http://www.pemex.gob.mx>, 21 de noviembre de 2002a.
- , “Mañana se homologan los precios de la gasolina Pemex magna en la frontera norte”, boletín de prensa núm. 351, en <http://www.pemex.gog.mx>, 28 de noviembre de 2002b.
- Rietveld, P., Bruinsma, F. R., y D. J. van Vuuren, “Spatial Graduation of Fuel Taxes: Consequences for Cross-Border and Domestic Fuelling”, *Transportation Research Part A* 35, 2001, pp. 433-457.
- Saba, R., T. Beard, R. Ekelund, y R. Ressler, “The Demand for Cigarette Smuggling”, *Economic Inquiry*, vol. 33, núm 2, 1995, pp. 189-202.
- SHCP (Secretaría de Hacienda y Crédito Público), *Política de precios de las gasolinas en la frontera norte*, mimeo, 19 de abril de 1999a.
- , *Política de precios de las gasolinas en la frontera norte*”, mimeo, 7 de junio de 1999b.
- , “Se modifica la política de precios de las gasolinas en la frontera norte”, comunicado de prensa en <http://www.shcp.gob.mx>, 4 de mayo de 2006a. Consultado en febrero de 2007.
- , “Bajan precios de las gasolinas en la frontera norte”, comunicado de prensa, en <http://www.shcp.gob.mx>, 24 de marzo de 2006b. Consultado en febrero de 2007.
- Stock, J. y M. Watson, *Introduction to Econometrics*, 2a. ed., Boston, Pearson Addison, Wesley, 2006.