

El efecto de la frontera en la demanda de gasolina en Baja California

The cross-border effect on gasoline demand in Baja California

Jorge Ibarra Salazar^{a*}  <https://orcid.org/0000-0002-9581-9099>
Rafael Navarro-Aguirre^a  <https://orcid.org/0000-0003-3773-0464>
José Guillermo Guzmán-Segura^b  <https://orcid.org/0000-0002-5770-6229>
José Roberto González Bistení^c  <https://orcid.org/0000-0001-8263-2519>

^a Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Economía, Monterrey, México, correo electrónico: jorge.ibarras@uanl.edu.mx, rnavarroaguirre@gmail.com

^b Tecnológico de Monterrey, Escuela de Ciencias Sociales y Humanidades, Monterrey, México, correo electrónico: jgguzman@tec.mx

^c Tulane University, Department of Philosophy, Nueva Orleans, Estados Unidos, correo electrónico: jrgonzalez.bistení@gmail.com

Resumen

En este artículo se estimó la demanda de gasolina del estado fronterizo de Baja California para determinar la magnitud del efecto frontera a través de la elasticidad con respecto al precio de la gasolina de California. Se utilizó una base de datos mensual de enero de 1997 a diciembre de 2015 y se aplicó el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos para estimar la demanda. Se encontró que en el largo plazo la demanda de gasolina en Baja California es aproximadamente unitaria en relación con el precio de la gasolina en California. Esto confirma la importancia del efecto frontera en la demanda de gasolina y ofrece evidencia que justifica la política fiscal hacia ese sector en esa región.

Palabras clave: demanda de gasolina, efecto frontera, turismo gasolina, modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL), Baja California.

Abstract

This paper estimates gasoline demand in the border state of Baja California to determine the magnitude of the border effect through price elasticity relative to gasoline prices in California. A monthly database from January 1997 to December 2015 was used and the distributed lag autoregressive model was applied to estimate demand. It was found that, in the long run, gasoline demand in Baja California is approximately unitary with respect to the price in California. This confirms the importance of the cross-border effect on gasoline demand and provides evidence supporting fiscal policy towards this sector in that region.

Keywords: gasoline demand, cross-border effect, gasoline tourism, autoregressive distributed lag model (ARDL), Baja California.



Esta obra se publica bajo una licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional.

CÓMO CITAR: Ibarra Salazar, J., Navarro-Aguirre, R., Guzmán-Segura, J. G. & González Bistení, J. R. (2026). El efecto de la frontera en la demanda de gasolina en Baja California. *Estudios Fronterizos*, 27, Artículo e185. <https://doi.org/10.21670/ref.2607185>

Introducción

El diagnóstico del Programa Zona Libre de la Frontera Norte (Secretaría de Economía, 2021) reconoce la existencia de distorsiones de precios que tienen influencia en la actividad económica de los municipios fronterizos de México. Particularmente, anota que los precios de las gasolinas en las estaciones de servicio en el lado norte de la frontera eran más bajos que en México. En efecto, durante diciembre de 2018, el citado diagnóstico indica que el precio por litro de gasolina en Texas fue de \$10.62, mientras que en Tamaulipas, de \$16.48, una diferencia de 55%. Ante esto, el sector gasolinero fue incluido en el programa de estímulos fiscales hacia la frontera, denominado Programa Zona Libre de la Frontera Norte que entró en vigor el 1 de enero de 2019.

La Secretaría de Hacienda y Crédito Público está a cargo del establecimiento de los estímulos a la gasolina, que se publican semanalmente en el *Diario Oficial de la Federación*. Originalmente, el estímulo para las gasolinas en la frontera norte fue establecido con base en el decreto publicado el 27 de diciembre de 2016 y actualizado el 28 de diciembre de 2018, donde incluye rebajas al IEPS (impuesto especial sobre producción y servicios) que se carga al precio de la gasolina.

Anterior a la política fiscal que se aplica desde 2019, el sector gasolinero fronterizo ya había sido objeto de distintas medidas regulatorias y fiscales (Ayala Gaytán & Gutiérrez González, 2004; Haro López e Ibarrola Pérez, 1999; Ibarra Salazar & Sotres Cervantes, 2022, 2008). Hasta 2015, cuando los precios de la gasolina en México eran fijados por el gobierno federal, no solo la política fiscal era diferente entre los mercados mexicano y estadounidense, sino también lo eran las medidas regulatorias hacia el sector. Además de eso, la evolución del tipo de cambio peso (MXN)-dólar (USD) era también un elemento que se debía considerar en el diferencial de precios de la gasolina en ambos lados de la frontera. Ya con los precios de la gasolina en México liberados desde 2017, los factores que principalmente influyen en el diferencial de precios son los impuestos cargados por autoridades locales y federales, así como el tipo de cambio MXN-USD.

El tratamiento especial en la política fiscal y regulatoria que ha tenido el mercado fronterizo de gasolina obedece a la influencia del diferencial de precios entre la gasolina de México y la de Estados Unidos sobre la demanda de gasolina en dicha región. El denominado efecto frontera refiere dicha influencia. Al aplicar el modelo propuesto en Banfi y colaboradores (2005), en este artículo el objetivo es estimar el efecto frontera en la demanda de gasolina de la zona fronteriza de Baja California (BC). Se utiliza una base de datos que está compuesta de una serie de tiempo mensual, de enero de 1997 a diciembre de 2015, para estimar la elasticidad de la demanda de gasolina en la frontera de BC con respecto al precio mexicano (elasticidad precio-directa) y al precio estadounidense (elasticidad precio-cruzada).

Este trabajo contribuye a la literatura sobre el comercio transfronterizo, y particularmente a aquella sobre el denominado turismo de gasolina, al estudiar la demanda de gasolina de un estado fronterizo mexicano. Desde el punto de vista de la política fiscal, será importante determinar qué tan sensible es la demanda de gasolina en BC con respecto a los precios de la gasolina en la frontera norte de México y del otro lado de la frontera. La estimación de estas elasticidades es fundamental para predecir el efecto que sobre la demanda pueden tener los cambios en el precio de la gasolina en México (elasticidad precio-directa) y en California, Estados Unidos (elasticidad precio-cruzada). Como ilustración, entre más elástica sea la demanda con respecto

a su precio, mayor será su reducción ante un aumento en los impuestos si acaso es trasladado al precio de venta. Por otro lado, una reducción en el precio de la gasolina de California reduciría en mayor porcentaje la demanda de gasolina en BC si la elasticidad precio-cruzada es mayor a uno en valor absoluto.

El artículo está organizado de la siguiente forma: la siguiente sección presenta la revisión de literatura, luego se explica la metodología, después, los resultados y, finalmente, las conclusiones.

Literatura relacionada

Los efectos transfronterizos sobre el comercio han sido documentados para diferentes bienes. Por ejemplo, en el estudio de Leal y colaboradores (2010), los bienes sujetos a este fenómeno incluyen bebidas alcohólicas, tabaco, gasolina y loterías. Los resultados de esa revisión indican que los estudios teóricos coinciden con aquellos de los estudios empíricos: el diferencial de los impuestos más los costos de transporte de territorios vecinos influye en la decisión de compra de los consumidores. De acuerdo con Leal y colaboradores (2010), este tema ha sido estudiado desde la década de 1930.

Cuando se trata de fronteras en un mismo país, este fenómeno surge principalmente por diferencias en los impuestos fijados por gobiernos subnacionales. En el caso de fronteras internacionales, que utilizan diferentes monedas para el intercambio y que tienen diferente regulación en los mercados, además de las diferencias en la política fiscal, se esperaría que influyera la evolución en el tipo de cambio y las diferentes regulaciones en los mercados.

La literatura relacionada con el presente artículo incluye trabajos empíricos que estiman la demanda de gasolina en fronteras internacionales y nacionales para cuantificar de alguna forma el turismo de gasolina.

Banfi y colaboradores (2005) utilizan un panel de datos anuales de tres zonas fronterizas de Suiza (Italia, Francia y Alemania) para estimar la demanda y el método de mínimos cuadrados generalizados. A partir de la teoría neoclásica del consumidor y un modelo de presupuestación por etapas definen una ecuación empírica para estimar la elasticidad precio-cruzada de la demanda por gasolina. En los diferentes modelos estimados encuentran que la elasticidad precio-cruzada varía de 0.30 a 0.58, lo que confirma que al aumentar el precio de la gasolina en las estaciones de servicio de los países fronterizos, la demanda de gasolina en la frontera de Suiza aumenta.

Leal y colaboradores (2009) estudian cómo las diferencias de precios de gasolina entre comunidades autónomas vecinas en España influyen en la demanda de combustible en una de ellas (Aragón). Utilizan datos mensuales de enero de 2001 a marzo de 2007 para estimar un modelo de corrección de errores (*error correction model*). Su modelo empírico tiene como base el trabajo de Kanbur y Keen (1993), quienes caracterizan la decisión de los consumidores en regiones vecinas a través de un modelo de equilibrio parcial, que considera la comparación de los precios de reservación ajustados por los impuestos y el costo de transporte. Encuentran evidencia de que los precios relativos en las comunidades vecinas guardan una relación directa con la demanda de combustible en Aragón.

Al tener como base el estudio de Leal y colaboradores (2009), Kubovič (2013) utiliza datos mensuales de enero de 2005 a diciembre de 2012 para estimar la demanda de

gasolina de la República Checa a través del modelo de corrección de errores y analizar la relación de la demanda con respecto a los precios de la gasolina en los países vecinos (Alemania, Polonia, Austria y Eslovaquia). Sus resultados muestran que solo en el caso de Alemania hay evidencia de una relación directa: la elasticidad precio-cruzada de la demanda de gasolina checa es 0.51 con respecto al precio de la gasolina alemana.

Kennedy y colaboradores (2017) usan un panel no balanceado de 543 gasolineras de abril de 2013 a marzo de 2015 para estudiar la demanda de combustible transfronterizo en el norte de Irlanda con la aplicación del modelo de efectos aleatorios. En su estudio toman en cuenta el tamaño del mercado, la proximidad a carreteras, la competencia local y las características de la estación de servicio. Sus resultados muestran que las estaciones de gasolina cercanas a la frontera tienen ventas promedio superiores en 54.4% para diesel y 14.6% para petrol que aquellas en el interior del país.

En Irán, más que turismo por gasolina, se ha reconocido que los grandes diferenciales de precio con los países vecinos (Irak, Turquía, Armenia, Azerbaiyán, Turkmenistán, Afganistán y Pakistán) provocan contrabando que, de acuerdo con Ghoddusi y colaboradores (2018), se realiza a través del cruce ilegal del hidrocarburo o del llenado del tanque de grandes camiones o camionetas para despacharlo pasando la frontera iraní. Ellos analizan la demanda por gasolina en Irán mediante los diferenciales de precio y distancia con los países vecinos. Utilizan datos mensuales de 160 agencias de distribución, de 2005 a 2014, para estimar la demanda con la aplicación de efectos fijos. Sus resultados muestran que la razón del precio de gasolina iraní con el precio de los países vecinos hace a la demanda por gasolina de contrabando más elástica.

Jansen y Jonker (2018) emplean microdatos de una muestra de consumidores holandeses (35 766) con transacciones entre septiembre de 2013 y junio de 2015. A diferencia de otros estudios sobre turismo de gasolina, sus estimaciones con técnicas de panel de datos muestran evidencia de que la demanda por gasolina de los consumidores holandeses que viven cerca de la frontera es muy inelástica con respecto al diferencial transfronterizo de precios.

En su caso, la variable dependiente es una variable binaria que identifica un pago realizado por el consumidor en una estación de servicio holandesa en un determinado día. Las variables independientes incluyen características socioeconómicas, demográficas y diferenciales de precios con respecto a los países vecinos (Bélgica y Alemania), así como variables que reflejen la distancia del consumidor a la frontera. Sus resultados muestran que la probabilidad de que un consumidor en la frontera Holanda-Bélgica compre gasolina no varía con la distancia a una estación de servicio ni con el diferencial de precios.

Este resultado contrasta con aquel de los consumidores en la frontera Holanda-Alemania. En tal caso, la probabilidad de que un consumidor que vive hasta 10 km de la frontera compre gasolina aumenta en 1.1% si la gasolina en Alemania es 1% más cara que en Holanda. Esto, aparentemente fue un efecto temporal por una modificación en los impuestos a la gasolina. Su conclusión principal es que los diferenciales de precios no parecen influir significativamente en el turismo de gasolina de los consumidores holandeses.

El estudio de Moshiri (2020), al igual que el de Ghoddusi y colaboradores (2019), también averigua las diferencias en la elasticidad precio de la demanda en distintas regiones de Irán. Aplican el modelo AIDS (*almost ideal demand system*) y datos de gastos de los consumidores de 2005 a 2016. Encuentran que la demanda en las provincias fronterizas es más elástica que en aquellas no fronterizas.

También existen trabajos sobre la demanda de gasolina en la región frontera norte de México. Haro López e Ibarrola Pérez (1999) utilizaron datos mensuales de enero de 1995 a julio de 1999 para estimar las elasticidades de la demanda con respecto al precio relativo en distintas zonas fronterizas.¹ Encontraron que la elasticidad varía entre -0.112 y -0.639 entre las distintas especificaciones empíricas y regiones fronterizas.

Ayala Gaytán y Gutiérrez González (2004) estimaron la demanda de gasolina en la región frontera norte, también con datos mensuales de enero de 1993 a mayo de 2001. Su enfoque para calcular el turismo de gasolina fue eliminar el diferencial de precios de la gasolina entre México y las diferentes zonas del sur de Estados Unidos. Con este enfoque estimaron que los precios uniformes tendrían un efecto de 36% de aumento en las ventas de gasolina.

A diferencia de los trabajos referidos sobre México, que incluyen a la región fronteriza, el estudio de Fullerton y colaboradores (2012) se centra en la dinámica de consumo de gasolina en Ciudad Juárez, Chihuahua. Utiliza datos mensuales desde enero de 2000 hasta diciembre de 2009 y estima la demanda con el modelo de media móvil autorregresiva integrada (Arima, por su acrónimo en inglés: *autoregressive integrated moving average*). Ellos estiman que la elasticidad de la demanda con respecto al precio relativo es 0.26.

El enfoque adoptado en Ibarra Salazar y Sotres Cervantes (2008, 2022) fue el de comparar la elasticidad precio de la demanda de gasolina en el interior del país con aquella en la región frontera norte de México. La hipótesis de trabajo, al igual que en Ghodusi y colaboradores (2018) y Moshiri (2020), es que la demanda en las estaciones de servicio fronterizas es más elástica que aquellas no fronterizas. Dicha hipótesis es confirmada al estimar distintos modelos por efectos fijos con un panel de datos mensual de los estados mexicanos.

Como se puede apreciar, en la literatura se han aplicado tres diferentes enfoques para dimensionar el turismo de gasolina: comparar la elasticidad del precio de la demanda en la región fronteriza con aquella en el interior del país; comparar la demanda con precios diferentes en las zonas colindantes con aquella con precios iguales en ambas zonas; y estimar la elasticidad de la demanda en una región con respecto al precio en la región colindante.

Este artículo aplica el tercer enfoque al utilizar una serie de tiempo mensual en una zona fronteriza particular de México.

Especificación del modelo

La construcción del modelo en Banfi y colaboradores (2005), que es aplicado en este artículo, se hace a partir de los trabajos de Becker (1965), Deaton y Muellbauer (1980)

¹ La zona IA comprende los municipios de Tijuana, Rosarito y Tecate, en Baja California; la IB incluye solo a Mexicali; la zona II comprende los municipios de Nogales, Cananea, Naco, Puerto Peñasco, Plutarco Elías Calles, Caborca, Altar, Sáric y Agua Prieta, en Sonora; la zona III abarca los municipios de Janos, Ascensión, Ciudad Juárez, Práxedes 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 Coahuila, así como los municipios de Anáhuac, en Nuevo León, y Nuevo Laredo, en Tamaulipas; y la zona V abarca los municipios de Guerrero, Ciudad Mier, Miguel Alemán, Camargo, Gustavo Díaz Ordaz, Río Bravo, Valle Hermoso, Matamoros y Reynosa, en Tamaulipas.

y de Lin y colaboradores (1984). Se adapta el modelo de producción casera (Becker, 1965) a la producción de transporte y al consumo de gasolina. De acuerdo con Banfi y colaboradores (2005) las preferencias del consumidor se definen con la siguiente función de utilidad:

$$U = u(S(G, C, T), X; D, R), \quad (1)$$

donde S representa los servicios de transporte que tiene como insumos la gasolina (G), el acervo de automóviles de la familia (C) y el tiempo de transporte (T). La variable X representa numerario, en tanto que D y R representan características demográficas y geográficas, respectivamente, que influyen en la utilidad del consumidor. Como resultado de un proceso de optimización en dos etapas (Deaton & Muelbauer, 1980) es posible concebir la demanda derivada por gasolina:

$$G = G(P, I, C, D, R). \quad (2)$$

En (2), P representa el precio de la gasolina, I el ingreso del hogar. Para adaptar este modelo general a la demanda agregada de gasolina en una región fronteriza habría que considerar los precios en ambos lados de la frontera, toda vez que los marcos regulatorios y fiscales, así como las estructuras de mercado pueden inducir precios diferentes; así como el ingreso y aspectos demográficos de ambos lados de la frontera.

De esta forma, y al aplicar la especificación en Banfi y colaboradores (2005) a la zona de interés de este estudio, se incluyen como variables explicativas el precio de la gasolina en la frontera de BC (P^{BC}); el precio relativo de la gasolina extranjera frente a la local (P^{CA}/P^{BC}); y un término de interacción entre el precio relativo de la gasolina y la población relativa (N^{CA}/N^{BC}). Adicionalmente, se incluyen medidas del ingreso per cápita en las localidades bajo análisis: I^{CA} es el ingreso de California e I^{BC} es el de Baja California. La población en cada entidad (N^{BC} y N^{CA}), el acervo de automóviles en BC (C) y la cantidad de viajeros que cruzan la frontera entre California (CA) y BC (V). Así, la especificación de la demanda por gasolina (G) de BC es:

$$\ln G_t = \alpha + \beta_1 \ln(P_t^{BC}) + \beta_2 \ln\left(\frac{P_t^{CA}}{P_t^{BC}}\right) + \beta_3 \left[\ln\left(\frac{P_t^{CA}}{P_t^{BC}}\right) \right] \left[\ln\left(\frac{N_t^{CA}}{N_t^{BC}}\right) \right] + \beta_4 \ln\left(\frac{I_t^{BC}}{N_t^{BC}}\right) + \beta_5 \ln\left(\frac{I_t^{CA}}{N_t^{CA}}\right) + \beta_6 \ln(N_t^{BC}) + \beta_7 \ln(N_t^{CA}) + \beta_8 \ln(V_t) + \beta_9 \ln(C_t) + e_t \quad (3)$$

En la ecuación (3) \ln representa el logaritmo natural, el subíndice t hace referencia al mes y e_t representa el término del error. Esta especificación, sin embargo, presentó problemas severos de multicolinealidad que sesgaron los parámetros estimados y las pruebas de hipótesis. Un claro indicio de ello se puede apreciar en la matriz de correlaciones de la Tabla 2. Solo para tenerlo como referencia, se estimó por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) la especificación (3), se impuso como restricción que $\beta_1 = \beta_3 = 0$ y se tomó la figura de los ingresos sin normalizar por la población de BC y CA. La restricción en los parámetros implica que la elasticidad precio-directa (β_2) es igual al negativo de la elasticidad precio-cruzada de la demanda de gasolina ($-\beta_2$).

El uso de datos de series de tiempo, en el contexto de este artículo, requiere verificar si las variables involucradas en la ecuación 3 presentan raíz unitaria. En caso de que así sea, y habiendo demostrado que existe una relación estable a largo plazo entre las variables mencionadas (cointegración), se procederá a estimar la siguiente especificación:

$$\ln(G_t) = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} \ln(G_{t-p'}) + \sum_{i=1}^q \beta_{2,q} \ln\left(\frac{P_{t-q}^{CA}}{P_{t-q}^{BC}}\right) + \beta_3 \ln(V_t) + \beta_4 \ln(C_t) + \beta_5 \ln(N_t^{BC}) + \beta_6 \ln(N_t^{BC}) + \beta_7 \ln(I_t^{BC}) + \beta_8 \ln(I_t^{CA}) + \lambda TCE_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Los subíndices p y q denotan el número de rezagos de la variable dependiente y la variable $\ln\left(\frac{P_{t-q}^{CA}}{P_{t-q}^{BC}}\right)$ empleadas en (4). El término de corrección de error $\lambda = (1 - \sum_{i=1}^p \delta_i)$ es el parámetro de velocidad de ajuste, mientras que TCE_{t-1} captura la relación de largo plazo del modelo. Si $\lambda < 0$, entonces el modelo tiene cointegración. En tal caso, la elasticidad de largo plazo con respecto al precio relativo de la gasolina se calcula dividiendo el parámetro del logaritmo natural de esa variable (β_2) por λ .

Como se anotó en la revisión de literatura, otros estudios para México que han estimado el efecto del precio relativo de la gasolina sobre la demanda en la región frontera norte son los de Haro López e Ibarrola Pérez (1999), Ayala Gaytán y Gutiérrez González (2004) y Fullerton y colaboradores (2012).

Estimación

Primero se discuten los resultados obtenidos al estimar por MCO la ecuación (3), al asumir que las variables no presentan problemas de raíz unitaria, y así establecer un marco de referencia que ilustre la pauta seguida en el proceso de estimación de la demanda. En estas estimaciones se realizaron diagnósticos de multicolinealidad mediante la matriz de correlaciones reportada en la Tabla 2 y a través de los factores de inflación de la varianza (VIF, por sus siglas en inglés, *variance inflation factor*). Además, se aplicó la prueba de Breusch-Pagan para detectar heterocedasticidad y la prueba de Breusch-Godfrey para detectar autocorrelación en los modelos.

Posteriormente, se llevó a cabo la prueba aumentada de Dickey-Fuller (ADF) para verificar la presencia de raíz unitaria en cada una de las variables. Como se comenta en la sección de resultados, las variables presentaron diferentes órdenes de integración, lo que llevó a la aplicación del método de cointegración de Pesaran y colaboradores (2001), implicando la estimación de modelos autorregresivos con rezagos distribuidos.

La elección del modelo de rezagos distribuidos autorregresivo (ARDL, por sus siglas en inglés, *autoregressive distributed lag*) para representar empíricamente el mercado de gasolina de Baja California obedece tanto a consideraciones económicas como técnicas. Desde el punto de vista económico, la demanda de gasolina es un proceso dinámico: los consumidores no ajustan instantáneamente su comportamiento ante un cambio de precios, pues ese ajuste implica modificar hábitos de consumo, itinerarios

de desplazamiento y, en el largo plazo, incluso decisiones sobre el parque vehicular. Esta inercia en el consumo justifica incorporar rezagos de la variable dependiente en la ecuación de demanda.

Asimismo, los precios de la gasolina —tanto el precio doméstico como el del lado californiano de la frontera— pueden afectar la demanda con un desfase temporal, lo que motiva la inclusión de rezagos de las variables explicativas. El modelo ARDL permite capturar de manera flexible estos patrones de ajuste dinámico. Esto es, el uso de ARDL reconoce la forma natural del ajuste paulatino que puede observar la demanda de gasolina ante modificaciones en las variables independientes, y separar los efectos de corto y largo plazo.

Desde el punto de vista técnico, el marco ARDL resulta particularmente apropiado porque las variables del modelo presentan distintos órdenes de integración: algunas son integradas de orden cero $I(0)$ y otras de orden uno $I(1)$. El método de cointegración basado en la prueba de límites de Pesaran y colaboradores (2001) —diseñado específicamente para el marco ARDL— es válido con independencia del orden de integración de los regresores, a diferencia de los enfoques clásicos de Engle-Granger o Johansen, que exigen que todas las variables sean $I(1)$.

Adicionalmente, el modelo ARDL en su representación de corrección de errores permite distinguir de manera directa entre las relaciones de corto y largo plazo: los parámetros asociados a las primeras diferencias de las variables capturan los efectos de corto plazo (ajuste dinámico), mientras que los parámetros del término de corrección de error (TCE) recogen la relación de equilibrio de largo plazo. Las elasticidades de largo plazo se obtienen dividiendo los coeficientes del nivel de las variables entre el parámetro de velocidad de ajuste λ , tal como se describe en la ecuación (4).

De esta forma, ARDL proporciona estimadores robustos e insesgados, ideales con muestras de tamaño pequeño. El método también brinda mayor flexibilidad en la estructura dinámica del modelo empírico ya que permite acomodar diferentes números de rezagos para cada variable y también permite descubrir las relaciones de largo plazo a partir de la dinámica de corto plazo (Kripfganz & Schneider, 2023).

Para identificar la especificación más apropiada del modelo ARDL se sigue una estrategia de selección conocida como “de lo general a lo particular” (*general-to-specific*). Este procedimiento parte de una especificación general con un número máximo de rezagos para la variable dependiente y las variables explicativas, y avanza sucesivamente hacia especificaciones más parsimoniosas que eliminan los términos no significativos. En este estudio, el criterio de información de Schwarz (BIC, por sus siglas en inglés, *Bayesian information criterion*) opera como dispositivo de selección: dado que el BIC penaliza la sobreparametrización de manera más estricta que el criterio de información de Akaike (AIC, por sus siglas en inglés, *Akaike information criterion*) favorece modelos más parsimoniosos y, por tanto, con mayor capacidad de generalización. Se exploraron múltiples combinaciones de rezagos para la variable dependiente y para el precio relativo de la gasolina, se seleccionó aquella combinación que minimizó el BIC. Los resultados de este proceso se reportan en la sección de resultados.

Datos

La base de datos utilizada para estimar la demanda (3) es una serie de tiempo mensual que va desde enero de 1997 hasta diciembre de 2015. La extensión de la base de datos estuvo condicionada a la disponibilidad de información sobre la demanda de gasolina en BC y sobre los precios de la gasolina en la frontera de BC. Adicionalmente, y como se anotó arriba, el último año en que los precios de la gasolina fueron fijados por el gobierno federal mexicano fue 2015. A partir de 2016 se implementó un sistema de precios diferenciados en distintas regiones del país para preparar su eventual liberación en 2017.

La variable dependiente es el volumen mensual de ventas internas en litros de gasolina magna en las superintendencias de Rosarito, Ensenada y Mexicali en Baja California. La fuente de estos datos es el Sistema de Información Energética de Petróleos Mexicanos (Pemex). A su vez, el precio mensual de la gasolina magna, en pesos por litro en la frontera norte, se obtuvo del Banco de Información Energética del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi).

Los precios por litro mensual de BC y CA están expresados en MXN. Para convertir estos últimos de USD a MXN se utilizó el promedio mensual diario del tipo de cambio FIX MXN-USD (Sistema de Información Económica, s. f.). El precio de BC es el que corresponde a la gasolina magna en la región frontera norte de México, mientras que el de CA corresponde al precio promedio de la gasolina regular en todo el estado de California.

El ingreso per cápita de Baja California se calculó como la razón del producto interno bruto (PIB) anual de la entidad en millones de pesos constantes a 2013 y la población anual de Baja California. Por su parte, el ingreso per cápita de California se calculó como la razón del PIB anual de la entidad en millones de pesos constantes a 2012 y la población anual de California. Los datos de PIB per cápita en ambos estados son figuras anuales. Para construir la base de datos que se usó en la estimación de la demanda, la cifra anual fue repetida en cada mes del año correspondiente.

La variable de viajeros que cruzan la frontera corresponde al número de automóviles particulares, autobuses y vehículos de carga que entran a Estados Unidos desde México en los puentes fronterizos de Andrade, Calexico, Calexico East, Otay Mesa, San Ysidro y Tecate.

El parque vehicular se obtuvo al agregar el número de automóviles, autobuses, camiones y motocicletas en circulación en los municipios de Ensenada, Mexicali, Tecate y Tijuana en BC en cada año.

La Tabla 1 presenta la descripción de las variables empleadas en este artículo, así como las fuentes de información, mientras que la Tabla 2 muestra la estadística descriptiva de las variables.

Tabla 1. Descripción de variables y fuentes de información

Variable	Descripción	Fuente
G_t	Volumen (litros) de ventas internas de gasolina magna en las superintendencias Rosarito, Ensenada y Mexicali en el mes t .	Secretaría de Energía, Sistema de Información Energética
P_t^{BC}	Pesos mexicanos por litro de gasolina magna promedio en la frontera norte de México en el mes t .	Inegi, Banco de Información Económica (BIE) https://www.inegi.org.mx/app/preciospromedio/
P_t^{CA}	Pesos mexicanos por litro de gasolina al por menor reformulados regulares de CA en el mes t .	U.S. Energy Information Administration https://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_gnd_dcus_sca_m.htm
N_t^{BC}	Población total de BC en el mes t . Se usa la estimación a mitad de año en BC para cada mes t .	Consejo Nacional de Población https://www.datos.gob.mx/dataset/proyecciones-de-poblacion/resourcel/3c3092be-583e-4490-8c23-67ef9a64b198
N_t^{CA}	Población total de CA en el mes t . Se usa la estimación a mitad de año en CA para cada mes t .	U.S. Census Bureau https://data.census.gov/table?q=population
I_t^{BC}	Producto Interno Bruto de BC en millones de pesos constantes (2013) para BC en el mes t .	Inegi, PIB por entidad federativa (PIBE) https://www.inegi.org.mx/app/tabulados/default.aspx?pr=17&vr=6&in=2&tp=20&wr=1&cno=2
I_t^{CA}	Producto interno bruto de CA en millones de pesos constantes (2012) para CA en el mes t .	BEA, Datos regionales https://apps.bea.gov/itable/?ReqID=70&step=1&gl=1*1fh2q3*_ga*MTI5ODI0NDU4Ny4xNzgw-MjM5MjMx*_ga_J4698JNNFT*cE3ODAyMzky-MzAkzEkZzEkdDE3ODAyMzkyNzIkaJE4JGw-wJGgw#eyJhcHBpZCI6NzAsInN0ZXBzIjpbMSwyO-SwyNSwzMSwyNiwyNywzMF0sImRhdGEiOltbIi-RhYmxlSWQjLlCI2MDAiXSxbIk1ham9yX0FyZWwiLlCIwIl0sWyJTdGF0ZSIzWyIwIl1dLFsiQXJlYSIsWy-IwNjAwMCJdXSxbIlN0YXRpc3RpYyIsWyIxIl1dLF-siVW5pdF9vZl9tZWZzdXJlIiwITGV2ZWxzIl0sWyJ-ZZWFyIixbIi0xIl1dLFsiWWVhckJlZ2luIiwilTEiX-SxbIlIiYXJfRlRw5kIiwilTEiXV19
V_t	Vehículos de motor que entran a Estados Unidos desde México a través de los puentes fronterizos de San Ysidro, Andrade, Calexico, Calexico Este, Otay Mesa y Tecate en el mes t .	Oficina de Estadísticas de Transporte, Cruce fronterizo/Datos de entrada https://data.bts.gov/stories/s/Tables-Query-Tool/6rt4-smhh
C_t	Vehículos de motor registrados en circulación en BC en el mes t . Se usa la cantidad anual para cada mes t .	Inegi, Subsistema de Información Económica https://www.inegi.org.mx/sistemas/olap/proyectos/bd/continuas/transporte/vehiculos.asp?s=est&c=13158&proy=vmrc_vehiculos

Fuente. elaboración propia

Tabla 2. Estadística descriptiva y matriz de correlaciones

Variable	G_t	P_t^{BC}	P_t^{CA}	N_t^{BC}	N_t^{CA}	I_t^{BC}	I_t^{CA}	V_t	C_t
Mínimo	68853840	2.790	2.458	2256820	32486010	0.1303	0.2565	1012172	449521
Máximo	183465570	13.570	15.812	3357794	38918045	0.1825	1.0847	3249254	1085329
Media	138771912	7.227	8.043	2887888	35973021	0.1517	0.5567	2564065	775526
Desv. Est.	25299724	2.801	3.961	348704.4	1868019	0.0128	0.1893	327777.2	180305.7
G_t	1.00								
P_t^{BC}	0.66	1.00							
P_t^{CA}	0.83	0.94	1.00						
N_t^{BC}	0.78	0.94	0.95	1.00					
N_t^{CA}	0.72	0.95	0.94	0.99	1.00				
I_t^{BC}	-0.72	-0.61	-0.70	-0.77	-0.74	1.00			
I_t^{CA}	0.68	0.94	0.91	0.94	0.96	-0.64	1.00		
V_t	-0.43	-0.30	-0.37	-0.39	-0.27	0.38	-0.25	1.00	
C_t	0.43	0.45	0.49	0.62	0.58	-0.54	0.52	0.14	1.00

Nota. Todos los coeficientes de correlación de Pearson son significativos (p - valor < 0.05).
Fuente: elaboración propia

Resultados

La Tabla 3 presenta las estimaciones por MCO de los modelos, introduce las variables independientes en bloques para evaluar la consistencia de los resultados. La última columna de ese cuadro muestra el VIF de cada variable. Los modelos 1, 2 y 5 no presentan problemas de multicolinealidad. Como se observa en la Tabla 3, las variables asociadas a la población son las responsables de la multicolinealidad. La prueba Shapiro-Wilks, en la que ningún modelo rechazó su hipótesis nula, permite concluir que los residuales de cada modelo siguen una distribución normal. No obstante, al aplicar las pruebas de Breusch-Pagan y Breusch-Godfrey, se encontró que todos los modelos presentan heteroscedasticidad y autocorrelación, por lo que se aplicó la corrección de errores estándar de Eicker-Huber-White en las estimaciones.

Tabla 3. Resultados de estimaciones de modelos por mínimos cuadrados ordinarios

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	VIF
Constante	18.699*** (0.006)	21.733*** (1.283)	98.370*** (9.436)	113.854*** (11.047)	21.383*** (0.796)	
$\ln\left(\frac{P_t^{BC}}{P_t^{CA}}\right)$	-0.761*** (0.029)	-0.719*** (0.042)	-0.419*** (0.037)	-0.413*** (0.037)	-0.587*** (0.037)	[2] 1.607 [3] 2.955 [4] 2.971 [5] 2.056
$\ln(V_t)$		-0.219** (0.093)	-0.054* (0.029)	-0.057* (0.031)	-0.097* (0.056)	[2] 1.182 [3] 1.356 [4] 1.530 [5] 1.463
$\ln(C_t)$		0.015 (0.029)	-0.265*** (0.027)	-0.264*** (0.027)	-0.133*** (0.032)	[2] 1.557 [3] 3.018 [4] 3.037 [5] 2.279
$\ln(N_t^{BC})$			4.349*** (0.415)	4.092*** (0.424)		[3] 156.94 [4] 171.38
$\ln(N_t^{CA})$			-8.045*** (0.882)	-8.723*** (0.927)		[3] 125.80 [4] 147.11
$\ln(I_t^{BC})$				-0.143* (0.084)	-0.344*** (0.093)	[4] 3.266 [5] 2.730
$\ln(I_t^{CA})$				0.173*** (0.061)	0.145*** (0.020)	[4] 27.167 [5] 2.620
AIC	-449.764	-472.185	-608.437	-613.643	-537.457	
BIC	-439.476	-455.039	-584.432	-582.778	-513.452	
R^2 Aj	0.770	0.793	0.887	0.891	0.846	
Est F	760.153***	291.171***	358.037***	265.173***	250.378***	
χ^2	113.07***	77.758***	57.174***	53.143***	79.617***	
W	0.992	0.992	0.994	0.992	0.996	

Notas. 228 observaciones. VIF es el *variance inflation factor*. Errores estándar Eicker-White denotados dentro de paréntesis. *Significancia del 0.1; **del 0.05; ***del 0.01. AIC es el criterio de información de Akaike; BIC es el criterio de información de Schwartz. El estadístico F es para la prueba de significancia conjunta de significancia. χ^2 corresponde al estadístico de la prueba Breusch-Godfrey para autocorrelación. W es al estadístico de la prueba Shapiro-Wilks para normalidad de los errores. Fuente: elaboración propia

Los resultados obtenidos al aplicar MCO en los modelos 1, 2 y 5 indican que el parámetro del precio relativo de la gasolina mexicana es estadísticamente significativo. Los coeficientes de determinación (R^2) varían entre 0.77 y 0.846. En el modelo 1, la elasticidad de la demanda de gasolina con respecto al precio en la frontera de Baja California es de -0.761; es decir, un aumento de 10% en el precio reduciría la demanda en 7.61%. Además, según la especificación estimada para el mismo modelo 1, la elasticidad de la demanda de Baja California con respecto al precio de la gasolina de California es 0.761.

Las estimaciones por MCO también muestran que la elasticidad de la demanda de BC con respecto al ingreso de California (I_t^{CA}) es estadísticamente diferente de cero, con un valor estimado de 0.145 en el modelo 5. Por otro lado, se obtuvieron resultados inesperados en relación con el ingreso de Baja California y el número de vehículos que cruzan la frontera. De manera similar, aunque el número de vehículos en circulación en Baja California muestra una relación directa en el modelo 2, su parámetro no es estadísticamente significativo. Estos resultados pueden deberse a que las variables independientes utilizadas para aproximar el ingreso y el número de vehículos registrados corresponden a todo el estado de Baja California y no específicamente a su zona fronteriza.

La Tabla 4 muestra los resultados de la prueba ADF y el orden de integración de cada una de las variables. Las variables que no presentaron raíz unitaria en su forma logarítmica se identificaron como integradas de orden cero. Las demás variables se transformaron a primeras diferencias, donde todas mostraron no tener raíz unitaria, y se identificaron como integradas de orden uno.

La estimación del modelo empírico base requiere que las variables sean cointegradas. Dada la presencia de múltiples órdenes de integración, de acuerdo con el método de Pesaran y colaboradores (2001), se utilizó el modelo autorregresivo con rezagos distribuidos (ARDL) con corrección de error. En particular, las variables de ingreso (I_t^{BC} e I_t^{CA}), población (N_t^{BC} y N_t^{CA}) parque vehicular (C_t) y los vehículos que cruzaron los puentes internacionales de Baja California (V_t) se consideraron exógenas para determinar el orden de rezagos en los que deberían aparecer en la especificación, lo que implica que solo se incluyeron en su orden contemporáneo. Esto se debe a la forma en que se construyeron estas variables.

Al aplicar el criterio de información de Schwarz (BIC), los modelos emplearon trece rezagos de la variable dependiente y ningún rezago de $\ln\left(\frac{P_t^{BC}}{P_t^{CA}}\right)$. Con esta especificación y de acuerdo con Pesaran y colaboradores (2001) se procedió a realizar la prueba de límites de Wald para la ausencia de cointegración en cada modelo estimado. Los resultados, junto con el parámetro estimado para el término de corrección de errores, menor a cero, confirman la presencia de cointegración en todos los modelos. Esto permite estimar los parámetros y realizar estimaciones de las elasticidades de largo plazo. Los resultados se presentan en la Tabla 5.

Tabla 4. Pruebas Dickey-Fuller aumentadas para raíz unitaria

Prueba ADF	Intersección y tendencia			Solo tendencia		Ninguna
	Variable	τ_3	φ_3	φ_2	τ_2	
$\ln(G_t)$	-2.578	2.298	3.335	-1.752	1.644	0.450
$\Delta \ln(G_t)$	-16.518***	90.975***	136.462***			
$\ln\left(\frac{P_t^{BC}}{P_t^{CA}}\right)$	-3.913***	5.120**	7.679**			
$\ln(V_t)$	-9.485***	31.559***	46.577***			
$\ln(C_t)$	-1.615	1.219	1.534	-1.701	1.743	0.7346
$\Delta \ln(C_t)$	-10.587***	37.361***	56.941***			
$\ln(N_t^{BC})$	-1.549	7.789***	2.502	-1.863	10.895***	4.239
$\Delta \ln(N_t^{BC})$	-12.044***	48.356***	72.533***			
$\ln(N_t^{CA})$	-3.145	10.269***	5.4026	-1.326	10.534***	4.382
$\Delta \ln(N_t^{CA})$	-11.985***	47.887***	71.830***			
$\ln(I_t^{BC})$	-1.568	0.962	1.406	-1.490	1.147	0.207
$\Delta \ln(I_t^{BC})$	-10.542***	37.047***	55.571***			
$\ln(I_t^{CA})$	-3.305	6.659**	5.462	-0.652	4.554*	-2.901***

Nota. *Significancia del 0.1; **del 0.05; ***del 0.01.

Fuente: elaboración propia

Es pertinente comentar que la especificación óptima identificada por el BIC corresponde a un ARDL (13, 0), es decir, trece rezagos de la variable dependiente y cero rezagos adicionales del precio relativo de la gasolina en la dinámica de corto plazo. Lejos de ser un resultado problemático, este hallazgo es económica y estadísticamente coherente. En primer lugar, los datos son mensuales y la demanda de gasolina presenta una marcada dinámica estacional, de modo que los rezagos de la variable dependiente capturan los patrones cíclicos del consumo a lo largo del año. En segundo lugar, el hecho de que el precio relativo no requiera rezagos en la parte de corto plazo no implica que carezca de efecto: el precio relativo sí aparece en el nivel dentro del término de corrección de error (TCE), donde su coeficiente captura la relación de largo plazo. La estrategia de lo general a lo particular instrumentada mediante el BIC, que penaliza la inclusión de parámetros redundantes más severamente que el AIC, conduce a eliminar los rezagos del precio en la dinámica de corto plazo porque su contribución marginal no compensa el costo de la mayor parametrización. El modelo sigue siendo un ARDL con corrección de error, y las elasticidades de largo plazo se estiman correctamente a

partir del cociente entre el coeficiente del precio relativo en el TCE y el parámetro de velocidad de ajuste λ .

Tabla 5. Resultados de corto plazo de las estimaciones por ARDL

Variable	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10
Constante	4.616*** (0.856)	3.130** (1.286)	14.851 (9.602)	13.757 (12.088)	2.523** (1.286)
Estimación de corto plazo					
$\Delta \ln(G_{t,1})$	-0.419*** (0.065)	-0.463*** (0.064)	-0.427*** (0.068)	-0.446*** (0.074)	-0.481*** (0.068)
$\Delta \ln(G_{t,2})$	-0.385*** (0.062)	-0.427*** (0.064)	-0.397*** (0.066)	-0.415*** (0.069)	-0.443*** (0.067)
$\Delta \ln(G_{t,3})$	-0.228*** (0.063)	-0.265*** (0.061)	-0.240*** (0.061)	-0.256*** (0.064)	-0.277*** (0.063)
$\Delta \ln(G_{t,4})$	-0.321*** (0.054)	-0.353*** (0.055)	-0.334*** (0.056)	-0.348*** (0.056)	-0.364*** (0.056)
$\Delta \ln(G_{t,5})$	-0.128** (0.053)	-0.162*** (0.054)	-0.148*** (0.055)	-0.162*** (0.057)	-0.175*** (0.056)
$\Delta \ln(G_{t,6})$	-0.224*** (0.054)	-0.248*** (0.055)	-0.239*** (0.057)	-0.252*** (0.056)	-0.257*** (0.054)
$\Delta \ln(G_{t,7})$	-0.092* (0.049)	-0.107** (0.049)	-0.105** (0.052)	-0.166** (0.051)	-0.144** (0.050)
$\Delta \ln(G_{t,8})$	-0.122*** (0.045)	-0.147*** (0.048)	-0.149*** (0.052)	-0.163*** (0.049)	-0.162*** (0.048)
$\Delta \ln(G_{t,9})$	-0.031 (0.046)	-0.046 (0.047)	-0.051 (0.049)	-0.061 (0.049)	-0.058 (0.049)
$\Delta \ln(G_{t,10})$	-0.281*** (0.068)	-0.293*** (0.068)	-0.298*** (0.069)	-0.306*** (0.069)	-0.304*** (0.068)
$\Delta \ln(G_{t,11})$	-0.261*** (0.091)	-0.254*** (0.091)	-0.260*** (0.093)	-0.263*** (0.091)	-0.259*** (0.089)
$\Delta \ln(G_{t,12})$	0.257*** (0.087)	0.242*** (0.086)	0.238*** (0.084)	0.227*** (0.085)	0.227*** (0.087)
Término de corrección de error					
$\ln(G_{t,1})$	-0.247*** (0.046)	-0.209*** (0.054)	-0.254*** (0.081)	-0.244*** (0.084)	-0.203*** (0.056)

Tabla 5. Continuación

Estimación de largo plazo				
$\ln \left(\frac{P_t^{BC}}{P_t^{CA}} \right)$	-0.247*** (0.040)	-0.241*** (0.041)	-0.234*** (0.038)	-0.234*** (0.038)
$\ln(V_t)$		0.063* (0.033)	0.061* (0.034)	0.079** (0.038)
$\ln(C_t)$		-0.011 (0.012)	-0.032 (0.023)	-0.033 (0.024)
$\ln(N_t^{BC})$			0.540 (0.441)	0.374 (0.469)
$\ln(N_t^{CA})$			-1.069 (0.838)	-0.899 (0.987)
$\ln(I_t^{BC})$				-0.083* (0.050)
$\ln(I_t^{CA})$				0.016 (0.034)
Elasticidad de corto plazo				
$\mathcal{E} \frac{P_t^{BC}}{P_t^{CA}}$	-0.2466	-0.2409	-0.2340	-0.2344
Elasticidad de largo plazo				
$\mathcal{E} \frac{P_t^{BC}}{P_t^{CA}}$	-0.9990	-1.1522	-0.9209	-0.9612
AIC	-8.24.8413	-824.8363	-823.1630	-821.9609
BIC	-770.9111	-764.1648	-755.7502	-747.8069
R^2 Ajustada	0.751	0.753	0.753	0.754
Estadístico F	47.137***	41.831***	37.326***	33.813***
χ^2	25.277	26.456	23.972	23.275
F_w	20.971***	23.254***	20.301***	20.381***

Notas. 215 observaciones. Errores estándar Eicker-White en paréntesis. *Significancia 0.1; **0.05; ***0.01. AIC es el criterio de información de Akaike; BIC es el criterio de información de Schwartz. χ^2 corresponde al estadístico de la prueba Ljung Box para normalidad de los errores. F_w corresponde al estadístico de la Prueba de límites de Wald para ausencia de cointegración.

Fuente: elaboración propia

En estos modelos también se realizó la prueba de Breusch-Pagan, y se rechazó la hipótesis nula de no heterocedasticidad en todos los casos, por lo que se utilizaron estimadores consistentes de los errores (errores estándar de Eicker-White). Además, se llevó a cabo la prueba de Ljung-Box para verificar la ausencia de autocorrelación en los residuales; al no rechazarse la hipótesis nula, se concluye que estos modelos no presentan autocorrelación.

Adicionalmente, los resultados presentados ofrecen evidencia de estabilidad de los parámetros estimados. En primer lugar, la notable consistencia de la elasticidad de

corto plazo entre los cinco modelos de la Tabla 5 —cuyo valor oscila entre -0.234 y -0.247— indica que las estimaciones no son sensibles a la inclusión o exclusión de variables de control adicionales, lo que constituye evidencia de robustez estructural. En segundo lugar, el parámetro de velocidad de ajuste λ es negativo y estadísticamente significativo en todos los modelos, lo que confirma que el sistema converge al equilibrio de largo plazo y descarta la posibilidad de inestabilidad dinámica. En tercer lugar, la prueba de límites de Wald (estadístico F_w en la Tabla 5), que es significativa en todos los modelos, confirma la existencia de una relación de cointegración estable entre las variables. En conjunto, estos resultados proveen una base sólida para afirmar la estabilidad del modelo y la robustez de las conclusiones de largo plazo.²

En los cinco modelos estimados por ARDL, el parámetro del logaritmo natural del precio relativo de la gasolina es estadísticamente significativo y tiene el signo esperado. Es interesante notar la consistencia del parámetro estimado en los modelos de la Tabla 5, cuyo valor varía de -0.234 a -0.247. Al usar el modelo 6 como referencia, la elasticidad precio-directa de la gasolina de Baja California a corto plazo es -0.247, mientras que la elasticidad precio-cruzada es 0.247. Esto significa que una reducción de 10% en el precio de la gasolina en California provocaría una disminución de 2.47% en el volumen de gasolina en Baja California. Este sería el efecto frontera estimado en la demanda de gasolina de Baja California a corto plazo.

Las elasticidades precio a largo plazo incorporan el efecto del ajuste de la demanda rezagada en un periodo. Este factor de ajuste temporal hace que la demanda de gasolina sea menos inelástica en comparación con el corto plazo, lo que amplifica el efecto frontera. Como se muestra en la parte inferior de la Tabla 5, la elasticidad precio relativo estimada de la demanda de gasolina varía entre 0.92 y 1.17 en valor absoluto. En cuanto al efecto del precio de la gasolina en California, que es el tema central de este artículo, la estimación en el modelo 6 indica que una reducción de 10% en el precio de la gasolina en California reduciría el volumen de gasolina en Baja California en 10%. Esta estimación a largo plazo representa lo que se conoce como una demanda unitaria en términos de elasticidad. Así, a largo plazo, el efecto frontera es casi cinco veces mayor que a corto plazo.

Estos resultados, obtenidos mediante técnicas de series de tiempo aplicadas a un modelo modificado a partir de la especificación de Banfi y colaboradores (2005), contrastan con los hallazgos de Ibarra Salazar y Sotres Cervantes (2008, 2022), quienes estimaron una especificación algo diferente de los modelos de demanda al utilizar un panel de datos de todos los estados de la república mexicana. Por otro lado, estudios

² Un método alternativo que se aplica para el análisis de series de tiempo es el de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés, *dynamic ordinary least squares*). En este caso se considera que no es necesario aplicar dicho método. El estimador ARDL-ECM de Pesaran y colaboradores (2001) produce parámetros de largo plazo asintóticamente eficientes y consistentes bajo cointegración, ya que la representación de corrección de error corrige simultáneamente por la endogeneidad de los regresores y por la correlación serial residual, propiedades que comparte con el DOLS. La ventaja comparativa del DOLS frente al ARDL se manifiesta principalmente cuando todas las variables son $I(1)$ y la muestra es pequeña; sin embargo, en este caso las variables presentan órdenes de integración mixtos $I(0)/I(1)$, condición para la cual el ARDL de Pesaran y colaboradores (2001) es el estimador preferido en la literatura. Además, con 228 observaciones mensuales el tamaño de muestra es suficiente para que las propiedades asintóticas del ARDL-ECM sean una buena aproximación. Por estas razones, se estima que la consistencia interna de los resultados de la Tabla 5 —en términos de signos, magnitudes y significancia estadística a través de los cinco modelos— junto con la evidencia de cointegración y estabilidad antes descrita, son suficientes para sustentar las conclusiones de largo plazo sin requerir una estimación adicional por DOLS.

que utilizan series de tiempo mensuales, como el de Fullerton y colaboradores (2012), estimaron una elasticidad precio relativo de corto plazo para Ciudad Juárez, Chihuahua, de 0.26. Ayala Gaytán y Gutiérrez González (2004) reportaron una elasticidad similar de 0.131 para Tijuana, Rosarito y Tecate, BC (zona IA), y de 0.17 para Mexicali, BC (zona IB), con elasticidades de largo plazo estimadas en 0.13 y 0.17, respectivamente. Además, Haro López e Ibarrola Pérez (1999) encontraron una elasticidad de corto plazo de 0.25 para la zona IA y de 0.15 para la zona IB.

El parámetro del ingreso de Baja California, incluido en los modelos 9 y 10, resulta significativo en ambos casos, aunque no presenta el signo esperado. Es importante señalar que los modelos 4 y 5 también muestran una elasticidad ingreso de Baja California estimada negativa y estadísticamente diferente de cero. En contraste con la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, el parámetro del logaritmo natural del ingreso de California no resultó ser estadísticamente significativo. Una relación inversa entre ingreso y demanda de gasolina se considera que va en contra de la intuición. Esto hace que en algunos casos no sean reportadas en los estudios empíricos (Havranek & Kokes, 2015). El análisis de Dahl (2012) incorpora 1 091 estudios que estimaron elasticidades ingreso de la gasolina. Entre ellos, alrededor de 10% reportan elasticidades ingreso negativas. De estos, 80% se refiere a modelos en los que se incluye el acervo de automóviles como variable explicativa. La relación inversa entre ingreso y demanda de gasolina sugiere que al aumentar el ingreso los consumidores pueden acceder a medios de transporte más eficientes en el uso de combustible.

Con relación al número de vehículos que cruzan la frontera (V), ahora se obtiene un resultado consistente que indica que el parámetro de esta variable es positivo y estadísticamente significativo. La elasticidad estimada de la demanda de gasolina en la frontera de Baja California con respecto a V varía de 0.061 a 0.092.

Conclusiones

Este artículo contribuye a la literatura que ha estudiado el comercio transfronterizo de bienes cuando la regulación, estructura de mercado o la política fiscal difiere en ambos lados de una frontera geográfica entre entidades de un mismo país o entre países. En el caso de la frontera México-Estados Unidos, el turismo de gasolina es una constante con periodos en que el diferencial de precios de ese producto en ambos lados de la frontera es tan grande que motiva a que los consumidores se trasladen al otro país a cargar gasolina.

Se ha estimado la demanda de la zona fronteriza de Baja California utilizando una serie de tiempo mensual de enero de 1997 a diciembre de 2015. Al aplicar el método autorregresivo de rezagos distribuidos, y con base en la especificación de la demanda en Banfi y colaboradores (2005), se estimaron las elasticidades de la demanda de gasolina de la frontera de Baja California con respecto al precio de la gasolina en esa zona (elasticidad precio-directa) y con respecto al precio de la gasolina en California. Se encontró que en el corto plazo la demanda de gasolina fronteriza de Baja California es inelástica con respecto a ambos precios. Particularmente, se encontró evidencia de que, si el precio de la gasolina en California se redujera, por ejemplo, 10%, la demanda de gasolina en la frontera de Baja California se reduciría 2.5% en el corto plazo y 10% en el largo plazo. La evidencia muestra que este efecto es estadísticamente significativo.

La estimación del efecto frontera de la gasolina descrita en este artículo arroja evidencia de que, en su momento, la política de homologación de precios de la gasolina y la política fiscal (consistente en el ajuste semanal del IEPS [impuesto especial sobre producción y servicios] y la aplicación de una tasa reducida del IVA [impuesto al valor agregado] de 8%) hacia el sector gasolinero de la región fronteriza tienen sentido. Pequeñas variaciones en el precio de la gasolina en el lado norte de la frontera traerían como consecuencia reducciones importantes en la demanda de gasolina en las ciudades fronterizas.

Referencias

- Ayala Gaytán, E. & Gutiérrez González, L. (2004). Distorsiones de la política de precios de la gasolina en la frontera norte de México. *Comercio Exterior*, 54, 704-711.
- Banfi, S., Filippini, M. & Hunt, L. C. (2005). Fuel tourism in border regions: the case of Switzerland. *Energy Economics*, 27(5), 689-707. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2005.04.006>
- Becker, G. S. (1965, septiembre). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517. <https://doi.org/10.2307/2228949>
- Dahl, C. A. (2012). Measuring global gasoline and diesel price and income elasticities. *Energy Policy*, 41, 2-13. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.11.055>
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980). *Economics and consumer behavior*. Cambridge University press.
- Fullerton, T. M., Jr, Muñoz Sapien, G., Barraza de Anda, M. P. & Domínguez Ruvalcaba, L. (2012). Dinámica del consumo de gasolina en Ciudad Juárez, Chihuahua. *Estudios Fronterizos*, 13(26), 91-107. <https://doi.org/10.21670/ref.2012.26.a04>
- Ghoddusi, H., Morovati, M. & Rafizadeh, N. (2019). Foreign exchange shocks and gasoline consumption. *Energy Economics*, 84, 104472.
- Ghoddusi, H., Rafizadeh, N. & Rahmati, M. H. (2018). Price elasticity of gasoline smuggling: a semi-structural estimation approach. *Energy Economics*, 71, 171-185. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.02.008>
- Haro López, R. A. & Ibarrola Pérez, J. L. (1999). Cálculo de la elasticidad precio de la demanda de gasolina en la zona fronteriza norte de México. *Gaceta de Economía*, 6(11), 237-262.
- Havranek, T. & Kokes, O. (2015). Income elasticity of gasoline demand: a meta-analysis. *Energy Economics*, 47, 77-86. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.11.004>
- Ibarra Salazar, J. & Sotres Cervantes, L. (2008). La demanda de gasolina en México: el efecto en la frontera norte. *Frontera Norte*, 20(39), 131-156. <https://doi.org/10.17428/rfn.v20i39.998>
- Ibarra Salazar, J. & Sotres Cervantes, L. K. (2022). Fluctuaciones en el precio y demanda de la gasolina en la frontera norte de México. *Frontera Norte*, 34, <https://doi.org/10.33679/rfn.v1i1.2287>
- Jansen, D.-J. & Jonker, N. (2018). Fuel tourism in Dutch border regions: are only salient price differentials relevant? *Energy Economics*, 74, 143-153. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.05.036>

- Kanbur, R. & Keen, M. (1993). Jeux sans frontières: tax competition and tax coordination when countries differ in size. *American Economic Review*, 83(4), 877-892. <https://www.jstor.org/stable/2117583?seq=13>
- Kennedy, S., Lyons, S., Morgenroth, E. & Walsh, K. (2017). Assessing the level of cross-border fuel tourism. MPRA (76961). https://mpra.ub.uni-muenchen.de/76961/1/MPRA_paper_76961.pdf
- Kripfganz, S. & Schneider, D. C. (2023). ardl: estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal*, 23(4), 983-1019. <https://doi.org/10.1177/1536867X231212434>
- Kubovi, J. (2013). *Automotive fuel taxes and cross-border shopping* [Tesis de licenciatura, Charles University in Prague]. Charles University Digital Repository. <https://dspace.cuni.cz/handle/20.500.11956/53087>
- Leal, A., López-Laborda, J. & Rodrigo, F. (2009). Prices, taxes and automotive fuel cross-border shopping. *Energy Economics*, 31(2), 225-234. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.09.007>
- Leal, A., López-Laborda, J. & Rodrigo, F. (2010). Cross-border shopping: a survey. *International Advances in Economic Research*, 16(2), 135-148. <https://doi.org/10.1007/s11294-010-9258-z>
- Lin, S., Costello, D. J., Jr. & Miller, M. J. (1984). Automatic-repeat-request error-control schemes. *IEEE Communications Magazine*, 22(12), 5-17. <https://doi.org/10.1109/MCOM.1984.1091865>
- Moshiri, S. (2020). Consumer responses to gasoline price and non-price policies. *Energy Policy*, 137, Artículo 111078. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.111078>
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Secretaría de Economía. (2021, 8 de julio). *Zona Libre Frontera Norte*. Gobierno de México. <https://www.gob.mx/se/acciones-y-programas/zona-libre-de-la-frontera-norte>
- Sistema de Información Económica. (s. f.). *Tipo de cambio para solventar obligaciones denominadas en moneda extranjera (Serie del 01/07/2020 al 20/07/2020)* [Conjunto de datos]. Banxico. Recuperado el 20 de julio de 2020, de <https://www.banxico.org.mx/tipCamb/tipCamMIAction.do?idioma=sp>

Jorge Ibarra Salazar

Mexicano. Doctor en economía por la Southern Methodist University (SMU). Profesor de la Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), profesor emérito del Departamento de Economía del Tec de Monterrey y profesor visitante del Departamento de Economía de la SMU. Líneas de investigación: economía fronteriza, decisiones en situaciones de riesgo, federalismo fiscal, regulación económica. Publicación reciente: Ibarra Salazar, J. & Sotres Cervantes, L. K. (2022). Fluctuaciones en el precio y demanda de gasolina en la frontera norte de México. *Frontera Norte*, 34. <https://doi.org/10.33679/rfn.v1i1.2287>

Rafael Navarro-Aguirre

Mexicano. Doctor en ciencias económicas por la UANL. Profesor de la Facultad de Economía de la UANL y de la Facultad Libre de Derecho de Monterrey. Líneas de investigación: econometría, microeconomía aplicada y modelos de pronóstico. Publicación reciente: Ibarra Salazar, J., Salazar Cantú, J. J. & Navarro Aguirre, R. (2023). Cohesión social y satisfacción con la colonia: estudio en comunidades urbanas de ingreso medio-bajo. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 38(1), 163-206. <http://dx.doi.org/10.24201/edu.v38i1.2021>

José Guillermo Guzmán-Segura

Mexicano y Costarricense. Maestro en ciencia de datos por la Universidad de Leeds. Profesor del Tec de Monterrey. Líneas de investigación: bienestar subjetivo, economía laboral y econometría. Publicación reciente: Guzmán Segura, J. G. & Quezada Garza, P. F. (2025). Determinants of labor informality in Mexican metropolitan areas. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 40, 1-26. <https://doi.org/10.24201/edu.v40.e2210>

José Roberto González Bisteni

Mexicano. Maestro en filosofía por la Tulane University. Profesor de cátedra de Tulane University y Bard Early College New Orleans. Líneas de investigación: problemas asociados con metafísica y estética en los trabajos de Platón y Aristóteles.