

Demanda de carburantes en las provincias españolas: Estimaciones por tipos de vehículos*

Gasoline Demand in Provinces of Spain: A Panel Data Analysis by Vehicle Type

*Orlando Reyes** y Anna Matas****

RESUMEN

El objetivo principal de este trabajo es analizar la demanda de carburantes en las provincias de España utilizando datos de panel para el periodo 1999-2016. La investigación confirma que el consumo de carburantes es muy sensible al ingreso y menos sensible al precio. La aportación del estudio consiste en estimar las respuestas del consumo carburantes distinguiendo por tipos de combustibles y vehículos a cambios en los ingresos, precios, stock vehicular, red de carreteras y de la eficiencia de los combustibles. Se observa que la no inclusión de esta separación puede producir resultados erróneos sobre el comportamiento de la demanda de los combustibles, de los patrones de uso del automóvil y de sus consecuentes emisiones de GEI. Los resultados cuestionan la política seguida en Europa de fijar menores impuestos para el diésel que para la gasolina.

Palabras clave: Demanda de gasolina y diésel por tipo de vehículo, elasticidades, datos panel, cointegración.

Clasificación JEL: C33, D12 y L91.

ABSTRACT

The main objective of this paper is to analyze fuel demand in the provinces of Spain, using panel data for the period 1999-2016. The results confirm that gasoline consumption is very sensitive to income and less sensitive to price. The contribution of the study is to estimate fuel consumption responses to changes in income, price, vehicle stock, highway networks and fuel efficiency, distinguishing between types of fuels and vehicles. The results show that not accounting for this disaggregation can produce biased results for gasoline consumption demand, car use patterns and resulting GHG emissions. The results call into question the European policy of setting lower taxes for diesel than gasoline.

Keywords: Fuel demand by vehicle type, elasticities, panel data, cointegration

JEL classification: C33, D12 and L91

* Fecha de recepción: 09/01/2021. Fecha de aceptación: 30/06/2022. Fecha de publicación: 30/01/2023.

** Asistente de Asuntos Económicos de la División de Recursos Naturales (DRN) de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal). E-mail: orlando.reyes@cepal.org. ORCID: 0000-0003-2307-6027.

*** Catedrática de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad Autónoma de Barcelona (UAB). E-mail: anna.matas@uab.cat. ORCID: 0000-0001-8395-3533.

INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas se ha prestado gran atención al análisis de la demanda de carburantes del sector transporte. De los principales temas de interés destacan las consecuencias económicas de la escasez de petróleo y la necesidad de la economía de los combustibles. Recientemente, se ha puesto mayor interés sobre las consecuencias ambientales del consumo de gasolinas (Liddle y Parker, 2022). El consumo energético en el sector transporte crea numerosas externalidades negativas, incluyendo la contaminación local del aire y el cambio climático global (Stanley *et al.*, 2011). Reducir la demanda de gasolinas o estabilizar la contaminación de los automóviles es una prioridad, habida cuenta de su impacto sobre el medio ambiente y de la cantidad de emisiones contaminantes que se generan (Chapman, 2007). Recientemente, la pandemia de la Covid-19 generó una baja en la demanda de combustibles por la disminución de las actividades productivas y por la reducción del transporte. Este periodo de carestía de carburantes se ha visto reforzado por el conflicto entre la Federación de Rusia y Ucrania, que ha provocado que en el mercado global exista una menor oferta y un incremento en los precios de los carburantes. Lo que ha repercutido en una fuerte contracción del consumo de combustibles por parte de los hogares y de las principales actividades industriales.

Lo anterior tiene implicaciones para el diseño y aplicación de las políticas públicas en el sector transporte ya que no toman en cuenta el consumo por tipo de combustible y vehículo. Esto sin duda dificulta la instrumentación de políticas públicas que favorezcan a reducir la demanda de carburantes y las consecuentes emisiones de gases de efecto invernadero (GEI). De esta manera, las magnitudes de las elasticidades de la demanda de carburantes son parámetros clave para comprender cómo las emisiones de GEI derivadas del consumo de carburantes evolucionarán en el futuro. Sin embargo, debido a su relevancia política, la elasticidad se ha estimado por cientos de investigadores en las últimas décadas. La amplia investigación no ha dado lugar a un consenso sobre la magnitud de las elasticidades con respecto a la demanda de carburantes por tipo de vehículo. De esta manera, este documento ayuda a llenar este vacío en la literatura empírica.

Este trabajo tiene como objetivo analizar las tendencias del consumo de carburantes en el sector transporte por carretera en provincias de España de 1999-2016 distinguiendo por tipo de combustible (*gasolina y diésel*) y por tipo de vehículo (*turismos y camiones*) con el uso de modelos de datos panel. Asimismo, se busca determinar si además de las variables que típicamente determinan el consumo, como el precio y el ingreso, el stock vehicular, la red de carreteras de gran capacidad y eficiencia de los combustibles, tienen impactos diferenciados por tipo de combustibles y vehículo. Nuestra contribución es mostrar que la demanda de

combustibles también está en función de decisiones, preferencias del consumidor y factores sociodemográficos. Esto con el propósito de proponer distintas medidas de actuación que incidan en el consumo energético y, que esto a su vez, contribuya de manera significativa en la reducción de emisiones contaminantes a la atmósfera.

El documento está estructurado en seis partes más la presente introducción. En la primera se analiza la literatura de la demanda de gasolinas. En la sección dos se muestra la especificación de la demanda de gasolinas y se discuten las técnicas econométricas que se emplearon. La descripción de los datos se presenta en la tercera sección. En la cuarta parte se muestran los principales resultados de las estimaciones de la demanda de carburantes en las provincias españolas por tipos de vehículos. Un análisis sobre las implicaciones de política económica de la demanda de gasolinas y las emisiones de CO₂ se presenta en la quinta parte. Para llevar la discusión a su fin, se presentan las conclusiones.

I. DETERMINANTES DE LA DEMANDA DE CARBURANTES EN ESPAÑA

La investigación sobre la sensibilidad de la demanda de combustibles del transporte carretero se centra en estudios que contemplan la demanda agregada de los carburantes (*gasolina y diésel*), pero la mayoría considera exclusivamente el consumo de combustible de gasolina y algunas veces la demanda de diésel (Ajanovic *et al.*, 2012; Ramli y Graham, 2014), y sin realizar una diferenciación por tipo de vehículo (Sterner, 2007). Algunos resultados de estas investigaciones muestran magnitudes diferentes de respuesta en la sensibilidad del consumo de gasolina con respecto al diésel (Schipper, 2011). En términos de la demanda combustibles para diferentes tipos de vehículos, Belhaj (2002) modela vehículos ligeros y pesados en Marruecos, sin embargo, las estimaciones no fueron significativas. Garbacz (1989) estima la demanda de gasolinas de camiones para Taiwán, sus resultados reportan elasticidades precio de corto y largo plazos de -0.236 y -0.983 y para el ingreso de 0.435 y 1.813 . Recientemente, Wadud (2016) estima la demanda de diésel para diferentes tipos de vehículos (vehículos pesados, industriales ligeros y rígido y camiones articulados) en el Reino Unido. Los autores argumentan que el cambio a diésel a partir de motores de gasolina podría haber sesgado las elasticidades de la demanda de diésel y gasolina en Europa. Una solución aparentemente natural a este problema es tener especificaciones separadas por carburantes (*gasolina y diésel*) y por tipo de vehículos (*pesados y ligeros*). La separación del consumo de combustibles puede revelar algunas características importantes con respecto a la naturaleza estructural del comportamiento del consumidor de combustibles.

Un significativo número de estimaciones de la demanda de gasolinas se puede encontrar en la literatura para el caso español (cuadro 1). Sin embargo, el rango de elasticidades estimadas es amplio. Un primer conjunto de estudios se basa en microdatos provenientes de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares de España (ECPF). Dado que la variable dependiente en estos estudios es el gasto de los hogares, la función de demanda se refiere sólo a los automóviles privados. La elasticidad precio varía entre -0.08 a -0.958 y la elasticidad ingreso entre 0.341 a 1.79 . Los principales factores que contribuyen a explicar estas diferencias son la forma funcional especificada; las variables socioeconómicas y demográficas; el nivel de desagregación de gastos, y el número de ecuaciones estimadas. En particular, los estudios que estiman un sistema de demanda donde se incluye todos los bienes de la economía (Romero-Jordán y Sanz, 2003 y 2009) obtienen valores más altos (en términos absolutos) de las elasticidades precio. Mientras que estudios que estiman un sistema de demanda para el sector energético (que sólo distingue entre los bienes de energía) encuentran valores de las elasticidades más bajos (Labandeira *et al.*, 2006). El resto de los estudios estiman valores intermedios en línea con otras publicaciones internacionales. En términos generales, los estudios encuentran que la capacidad de respuesta de la demanda depende de las características del hogar y del lugar de residencia y es más elástica en términos de precios (en términos absolutos) en lugares donde el transporte público es un sustituto deficiente de los automóviles privados, principalmente los municipios pequeños y rurales.

Un segundo grupo de estudios utiliza datos agregados para estimar diferentes ecuaciones para el consumo de gasolina y diésel. Cabe señalar que el proceso generalizado de diésel que ha tenido lugar en España desde principios de la década de 1990 ha provocado un continuo descenso en la cantidad de gasolina consumida y un fuerte aumento en la cantidad de diésel. Por lo tanto, estimar ecuaciones separadas para los dos tipos de combustibles requiere controlar el porcentaje creciente de automóviles diésel en la flota total. Los estudios revisaron el control de este hecho al incluir el número de vehículos como una variable explicativa y/o al modelar el consumo por vehículo. Sin embargo, no podemos ignorar el hecho de que la proporción de automóviles diésel dentro de la flota total depende de variables como los precios del combustible y la eficiencia del combustible del vehículo. Los resultados muestran valores de elasticidad que están ampliamente en línea con otras pruebas. Por otra parte, Bakhat *et al.* (2017) encuentran que los conductores son más receptivos a los cambios de precios durante los periodos de crisis económica. Los bajos valores de elasticidad mostrados en algunos de los estudios pueden explicarse por el hecho de que se centran en el consumo por vehículo en lugar del consumo total. En cualquier caso, ninguno de estos estudios separa el diésel usado por vehículos pesados y autos privados.

Cuadro 1. *Demanda de carburantes en el sector transporte en España.*
(Resumen de resultados).

Autor	Dotos/modelo/periodo	Variables dependientes		Variables explicativas		Elasticidad precio ^a		Elasticidad ingreso ^b	
		gca	gca	tex, prf, plr, sdc	tex, prf, plr, sdc	CP	LP	CP	LP
López (1995)	md/se/1985-1989	gca	gca	tex, prf, plr, sdc	tex, prf, plr, sdc	-0.20 a -0.50	-0.20 a -0.50	0.50 a 0.70	0.50 a 0.70
Labiega y López (1997)	md/se/1985-1989	gca	gca	tex, prf, sdc, plr	tex, prf, sdc, plr	-0.419 y -0.536	-0.419 y -0.536	0.341 y 0.429	0.341 y 0.429
Labandeira y López (2002)	md/se/1985-1989	gca	gca	tex, prf, sdc, plr	tex, prf, sdc, plr	-0.08	-0.08	0.99	0.99
Romero-Jordán y Sanz (2003)	md/ces/1985-1995	gca	gca	tex, prf, pro, sdc, plr	tex, prf, pro, sdc, plr	-0.576 y -0.804	-0.576 y -0.804	0.691 y 1.246	0.691 y 1.246
Bakhat y Rosselló (2013)	mts/España (Islas Baleares)/1999(1)-2000(12)	cg	cg	prd, gdp, pcs, t	prd, gdp, pcs, t	-1.08 y -0.68	-2.66 y -1.52	0.19 y 1.30	1.93 y 3.97
		cd	cd	prg, gdp, pcs, t	prg, gdp, pcs, t	-1.19 y -0.49	-2.66 y -1.40	0.76 y 1.43	3.16 y 3.96
Labandeira et al. (2006)	md/energía ces/1973-1974, 1980-1981, 1985-1995	gca	gca	tex, prf, pro, plr, sdc, t	tex, prf, pro, plr, sdc, t	-0.110 y -0.058	-0.110 y -0.058	1.36 y 1.798	1.36 y 1.798
Romero-Jordán and Sanz (2009)	md/ces/1985-1995	gca	gca	tex, prf, pro, plr, sdc	tex, prf, pro, plr, sdc	-0.958	-0.958	1.246	1.246
Pedregal et al. (2009)	mts/ucm/1984-2006	cg	cg	gdp, prg, t	gdp, prg, t	n.s.	n.s.	0.024	-
		cd	cd	gdp, prd, t	gdp, prd, t	n.s.	n.s.	0.281	-
González et al. (2012)	pd, 16 regiones de España/pdm/1998-2006	cgpc	cgpc	prg, prd, gdp, gfp, dfpc, fcar	prg, prd, gdp, gfp, dfpc, fcar	-0.292 a -0.417	-0.292 a -0.417	n.s.	n.s.
		cdpc	cdpc	prd, prg, gdp, gfp, dfpc, fcar	prd, prg, gdp, gfp, dfpc, fcar	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Romero et al. (2014)	md/pdm/1998-2005	gca	gca	tex, prf, sdc, plr, t	tex, prf, sdc, plr, t	-0.282 a -0.344	-0.295 a -0.365	0.544 a 0.589	0.569 a 0.616
Asensio et al. (2014)	pd, 48 provincias de España/2008-2011	cca	cca	prg, tvs, ms, td	prg, tvs, ms, td	-0.20 a -0.24	-0.20 a -0.24	0.57 a 0.74	0.57 a 0.74
Danesin y Linares (2015)	pd, 16 regiones de España/2000-2007	cgv	cgv	prg, gdp, tvs, ds	prg, gdp, tvs, ds	-0.246 y -0.264	-0.558 y -0.815	0.058 y 0.069	0.12 y 0.228
		cdv	cdv	prd, gdp, tvs, ds	prd, gdp, tvs, ds	-0.231 y -0.243	-0.88 y -1.667	0.30 y 0.217	1.086 y 1.564
		ccv	ccv	prf, gdp, tvs, ds	prf, gdp, tvs, ds	-0.276 y -0.293	-1.072 y -2.491	0.25 y 0.162	0.924 y 1.46
Bakhat et al. (2017)	pd, 16 regiones de España/1999-2015	cgv	cgv	prd, gdp, cpd, scarr, t	prd, gdp, cpd, scarr, t	no-crisis: -0.064 crisis: -0.067	no-crisis: -0.185 crisis: -0.193	no-crisis: 0.248 crisis: 0.244	no-crisis: 0.706 crisis: 0.694
		cdv	cdv	prg, gdp, cpd, scarr, t	prg, gdp, cpd, scarr, t	no-crisis: -0.015 crisis: -0.019	no-crisis: -0.026 crisis: -0.035	no-crisis: 0.318 crisis: 0.311	no-crisis: 0.591 crisis: 0.578

Fuente: Elaborado por los autores.

Notas: Tipo de datos: mts: datos de series de tiempos mensuales; md: microdatos; pd: datos panel. Modelos de econometría: se: ecuación única; ces: sistema de ecuaciones; ucm: modelo de componentes no observados; pdm: modelo de datos de panel dinámico. Variables dependientes: cga: gasto en carburante para automóviles; cg: consumo de gasolina; cd: consumo de diésel; cgpc: consumo de gasolina per cápita; cdpc: consumo de diésel per cápita; gca: gasto en carburante para automóviles; cca: consumo de carburantes agregado; cgv: consumo de gasolina por vehículo; cdv: consumo de diésel por vehículo; ccv: consumo total de carburantes por vehículo. Variables explicativas: tex: gasto total; gdp = producto interno bruto; gdp = producto interno bruto per cápita; prg: precio de la gasolina; prd: precio del diésel; prf: precio de los carburantes; pro: precios de bienes que son sustitutos o complementarios; pcs: precio de combustible sustituto; prt: precio del transporte público; ds: vehículos diésel/vehículos total (cantidad de automóviles a diésel que circulan/número total de automóviles); tvs: stock total de vehículos; ms: stock de motocicletas; cpd: coches por conductor; gfp: flota de gasolina per cápita; dfpc: flota de diésel per cápita; fcar: flota vehicular total/red de carreteras (saturación de carreteras); ms: stock de motocicletas; carreteras (saturación de carreteras); sdc: características sociodemográficas; t: tendencia; td: dummies de tiempo; pr: lugar de residencia. n.s (insignificante).

II. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

El consumo de carburantes es una función de varios factores, como la renta, precios, la tecnología disponible e incluso de los estilos de vida (Dahl, 2012). Se especificó un modelo econométrico, con información para 48 provincias de España durante el periodo 1999-2016, del consumo de carburantes por tipo de vehículo (*carb*) con datos panel, en función de la renta (*y*) y de los precios (*pre*). Dado que se presentan estimaciones separadas para el consumo de gasolina y diésel es necesario incluir el stock de vehículos (*stock*) en la ecuación para poder controlar el fuerte proceso de sustitución de vehículos de gasolina por vehículos diésel. La inclusión de los kilómetros de red de carreteras de gran capacidad (*carr*) responde a la voluntad de captar si la mejora en la red de carreteras tiene un efecto sobre la generación de nuevo tráfico. Por último, resulta de interés contrastar si la mejora en la eficiencia en el consumo de carburante (*efi*) de los vehículos ha tenido un impacto en el consumo. Así la especificación se define como:

$$i) \quad carb_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma_1 pre_{it} + \gamma_2 y_{it} + \gamma_3 stock_{it} + \gamma_4 carr_{it} + \gamma_5 efi_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde los subíndices i ($i = 1, 2, \dots, n$) y t ($t = 1, 2, \dots, t$) indican las unidades de sección cruzada y de tiempo, respectivamente. Todas las variables continuas están expresadas en logaritmos. El parámetro α_i y β_t denotan la provincia o sección cruzada y el efecto fijo de tiempo. El coeficiente estimado γ_i ($i = 1, 2, \dots, 5$) se refiere a la elasticidad precio, renta, parque vehicular, carreteras y eficiencia, y ε_{it} es el término de error. Para verificar la consistencia de nuestras estimaciones, se usa un modelo de panel para el consumo de gasolina por tipos de vehículos. El método de estimación de los modelos de panel se determina mediante la aplicación de pruebas estadísticas F para detectar la existencia de heterogeneidad individual no observada, entre las 48 provincias consideradas de España, la cual no puede ser identificada por medio de la estimación de corte transversal o de series de tiempo (Arellano, 2003). Los métodos más usuales son el de efectos fijos y el de efectos aleatorios.

La estimación de la ecuación (i) debe de considerar la estructura estadística y probabilística de las variables económicas asociadas a los conceptos de orden de integración, cointegración y de regresión espuria (Kao, 1999). Para analizar el orden de integración de las series se utilizaron las pruebas de raíces unitarias para datos panel de Maddala y Wu (1999); Breitung (2001); Levin *et al.*, 2002 e Im *et al.* (2003). Las pruebas asumen la hipótesis nula de no estacionariedad ($H_0: \phi = 0$). El análisis de cointegración para datos panel utiliza las pruebas de Pedroni (1999; 2001); Kao (1999) y Maddala y Wu (1999). Estas pruebas se basan en que en una regresión con variables no estacionarias existe cointegración en el caso en que

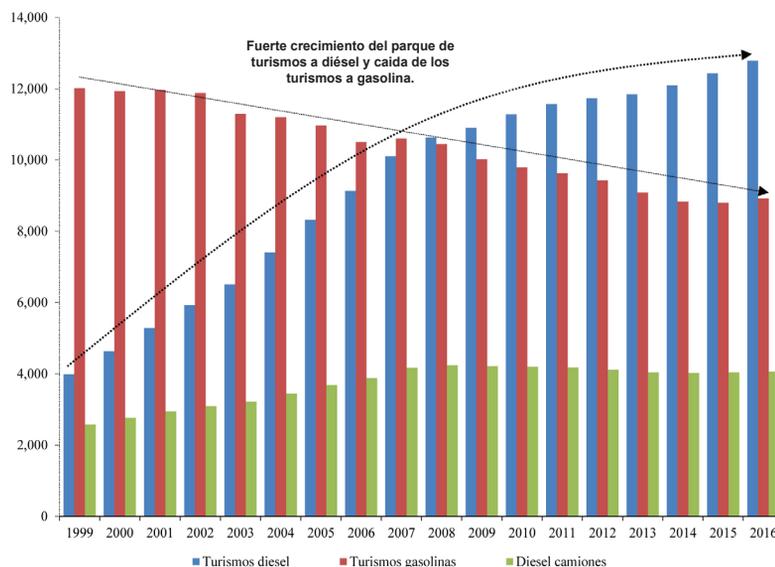
los residuales son estacionarios, $u_t \sim I(0)$ (Engle y Granger, 1987). De este modo, el análisis de la condición de cointegración entre series no estacionarias puede basarse en analizar que los residuales sean estacionarios. Para ello, se utiliza la prueba de ADF (Dickey y Fuller, 1981), bajo la hipótesis nula de no estacionariedad ($H_0: \phi = 0$).

III. CONSTRUCCIÓN DEL CONJUNTO DE DATOS

Nuestro amplio conjunto de datos permite trabajar con datos anuales y con más variables explicativas de lo habitual en esta literatura. Se utilizó la información sobre el stock de vehículos que usan gasolina (*turismos*) y diésel (*turismos y camiones*) distribuido por provincia. Para obtener esta información, recopilamos los datos sobre el parque vehicular que usan gasolina y diésel (*desde 1999 a 2016 por provincia*). La información disponible se desglosa por camiones, furgonetas autobuses, turismos, motocicletas y otros vehículos y se obtuvo a partir de la Dirección General de Tráfico (DGT). La evolución anual del parque nacional según el tipo de carburante refleja un importante crecimiento por parte de los motores a diésel (gráfica 1). Mientras que, en 1990, sólo 18.4 por ciento eran motores a diésel, para 2012 representan 56.7 por ciento, con un crecimiento anual promedio para ese mismo periodo de 7.0 por ciento. Esta situación se explica por la evolución del mercado de vehículos a diésel. Efectivamente, resulta considerable el incremento de las matriculaciones de vehículos a diésel que han pasado de representar 23.9 por ciento en 1990 al 56.3 por ciento en 2016. La tendencia es clara, cada vez se compran más vehículos a diésel.

Se consideraron los precios de la gasolina y del diésel en términos reales (*expresado en céntimos de euro por litro*) por provincia, para lo cual se deflactaron con precios internos por provincia publicados por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Las estimaciones incluyen a la eficiencia del combustible (l/100km) de los automóviles por tipo de combustible y vehículos. Para esta variable, no se cuenta con series de tiempo para el periodo considerado, así que fue necesario realizar una aproximación del consumo de combustible por tipo de vehículo a partir de ajustar de acuerdo con la antigüedad del stock vehicular y la eficiencia de los combustibles (l/100km) por tipo de vehículo. Los consumos de gasolina (*incluye 95 y 98 octanos*) y diésel (*miles de toneladas por año*) por provincia fueron obtenidos a partir del tráfico total estimado con aforos en la red de carreteras por titularidad y provincias obtenidas de la DGT. También se incluyó la red de carreteras de gran capacidad por provincia, obtenidas de la DGT.

Gráfica 1. Evolución del parque vehicular en España.
 (Miles de vehículos, 1999-2016).



Fuente: Elaborado por los autores con base en información estadística de la DGT.

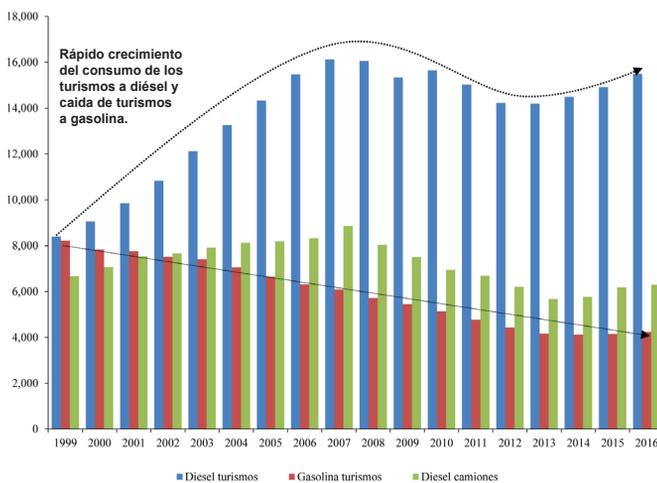
Las estadísticas de consumo de combustibles para las provincias españolas no distinguen entre el consumo de gasolinas y diésel del sector transporte de pasajeros y de mercancías. El consumo de carburantes incluye tanto el transporte de pasajeros y de carga. Para estimar el consumo por tipo de vehículo, se recopiló la información estadística a nivel provincia de 1999 a 2016. Tráfico, expresado en millones de vehículos-km y corresponde a la longitud (*redes de carreteras por titularidad y provincias: Estado, comunidades autónomas y diputaciones*) total recorrida recopilados del Anuario Estadístico (*sección tráfico*) del Ministerio de Fomento. El parque de vehículos ligeros y pesados (*flota desglosada en camiones, furgonetas, autobuses, turismos, motocicletas y otros vehículos*); el consumo específico (*litros por kilómetros recorridos*) según el tipo de vehículo y de la edad de los vehículos (*antigüedad*).

En principio, se identificó el flujo de los distintos tipos de vehículos para toda la red. Para ello se calculó los kilómetros recorridos por tipo de vehículo aplicando el porcentaje que le correspondía a los tres tipos de redes de carreteras. A partir de esta diferenciación se imputa los kilómetros recorridos de los tipos de vehículos (*pesados y ligeros*) al consumo de carburantes (*diésel y gasolina*). El consumo de diésel turismo se calcula como la diferencia entre consumo diésel observado menos consumo diésel camiones suponiendo que los kilómetros de vehículos pesados corresponden a camiones y, por lo tanto, a diésel. El consumo de gasolina en

turismos supone que todo el consumo de gasolina lo hacen los turismos (las estadísticas reportan datos sobre furgonetas, pero no camiones).

El resultado es el consumo de combustibles por vehículo pesados (*camiones*) y ligeros (turismos) en litros. Para contrastar las estimaciones del consumo con la información disponible, los datos se transformaron en toneladas. A nivel anual y por tipo de combustible las estimaciones son muy cercanas a la información oficial disponible. A continuación, se muestran los resultados correspondientes a las estimaciones del consumo de carburantes de forma gráfica (gráfica 2). La serie del consumo de diésel de turismos presenta una media de crecimiento anual de 3.67 por ciento para el periodo de 1999-2016. Por su parte, la evolución del consumo de diésel en camiones presenta una tendencia negativa, con una tasa promedio anual para el periodo 1999-2016 de -0.33 por ciento. El consumo de diésel de turismos y camiones ha registrado un menor dinamismo en sus tasas de crecimiento durante 2007-2016 de -0.45 y -3.72 por ciento, respectivamente. Históricamente, el consumo de gasolinas presentó hasta principios de 1990 una trayectoria ascendente. Durante el periodo de 1960 a 1992, la demanda de gasolina se incrementó a una tasa promedio anual de 8.3 por ciento. Esta tendencia fue revertida en los años de 1995 a 2012, motivada por la posición del transporte por carretera, dominada por el diésel. Para el periodo de análisis (1999-2016), la tasa promedio de crecimiento fue de -4.0 por ciento.

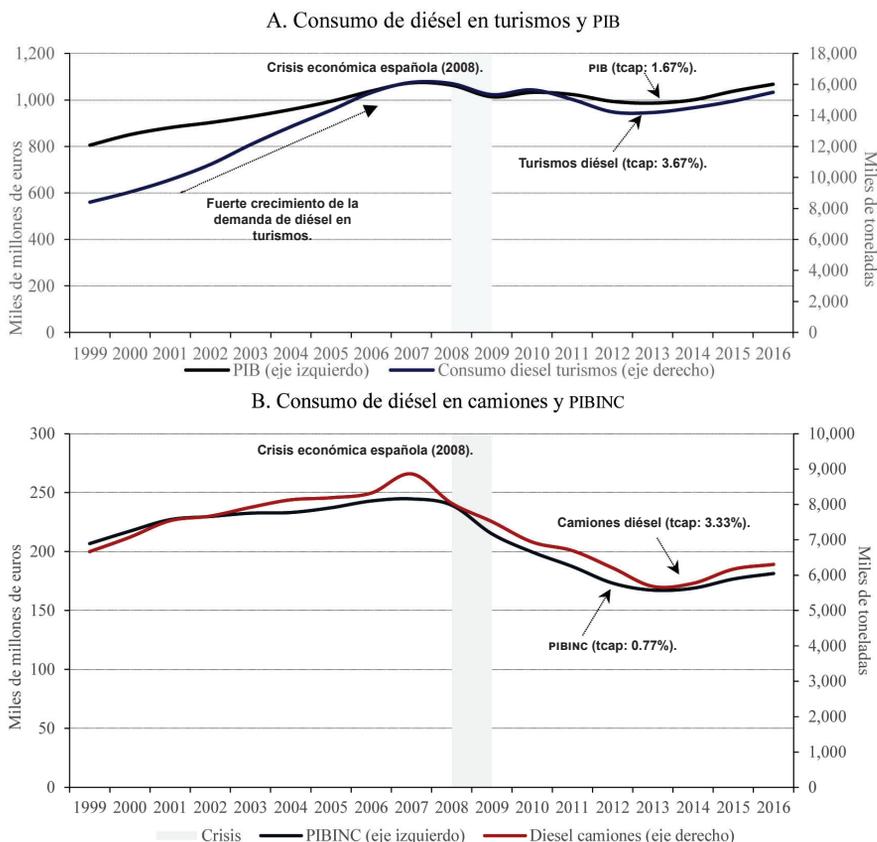
Gráfica 2. *Consumo de carburantes por tipos de vehículos en España.*
(Miles de toneladas, 1999-2016).



Fuente: Elaborado por los autores.

Como medida de renta, se utilizó la actividad económica por provincias en España, para ello se utilizó el PIB a precios de 2016, esta variable fue obtenida de las estadísticas del INE. Para la estimación de la demanda de diésel en camiones, como medida de renta se utilizó el Producto Interno Bruto de la industria transformadora y construcción (PIBINC, a precios constantes de 2016). La gráfica 3 ilustra los cambios en el consumo de diésel en turismos y camiones y la renta durante el periodo 1999-2016. Se observa claramente que el consumo de diésel y las medidas de ingreso están muy estrechamente vinculados. Es particularmente evidente durante la recesión a comienzos de 2008.

Gráfica 3. Consumo de carburantes del sector transporte y actividad económica en España. (Periodo, 1999-2016).



Fuente: Elaborado por los autores.

Notas: Las series consumo de turismos y camiones a diésel están expresados en miles de toneladas. Las series del PIB y PIBINC en miles de millones de euros a precios constantes de 2016. tcap: tasa de crecimiento anual promedio del periodo 1999-2016.

El cuadro 2 presenta un resumen de las variables utilizadas de nuestro análisis, así como algunas estadísticas.

Cuadro 2. *Tendencias de los indicadores del sector transporte en España.*
(Valores promedio, 1999-2016).

Concepto	Promedio	Máximo	Mínimo	Desviación estándar	$\Delta(1999-2012)$
Consumo (miles de toneladas)					
<i>Turismos gasolina (turg)</i>	128,661	1,171,374	9,977	161,072	-4.03
<i>Turismos diésel (turd)</i>	283,450	1,747,291	11,932	294,131	3.67
<i>Camiones diésel (camd)</i>	150,111	735,393	33,684	112,264	-0.33
PIB	2,040	21,200	178	3,230	1.67
PIBINC	438	4,160	42	632	-0.77
Precios carburantes (céntimos de euro por litro)					
<i>Turismos gasolina (preg)</i>	1.19	1.47	0.97	0.13	0.74
<i>Turismos diésel (pred)</i>	1.08	1.42	0.79	0.16	1.22
<i>Camiones diésel (predc)</i>	0.89	1.15	0.67	0.13	1.01
Stock vehicular (miles de vehículos)					
<i>Turismos gasolina (stockg)</i>	128,661	1,171,374	9,977	161,072	-1.74
<i>Turismos diésel (stockd)</i>	283,450	1,747,291	11,932	294,131	7.10
<i>Camiones diésel (stockdc)</i>	77,453	598,124	7,905	88,449	2.69
Red de carreteras (carr) en kilómetros	290	991	1	173	3.05
Consumo promedio carburantes (l/100 km)					
<i>Turismos gasolina (efig)</i>	7.39	8.06	6.74	0.41	-1.04
<i>Turismos diésel (efid)</i>	5.86	6.45	5.41	0.32	-1.03
<i>Camiones diésel (efidc)</i>	30.64	30.98	30.27	0.20	-0.05

Fuente: Elaborado por los autores con base en la información estadística de la DGT, el Ministerio de Fomento, Instituto para la Diversificación y el Ahorro de la Energía (IDAE) y MARM.

Notas: PIB y PIBINC en miles de millones de euros (a precios constantes de 2016). Δ (1999-2016): Tasa de crecimiento anual promedio.

IV. RESULTADOS ECONOMETRÍCOS: ELASTICIDADES DE LA DEMANDA DE GASOLINAS

IV.1. *Raíz unitaria y relaciones de largo plazo*

Las estimaciones de la función de la demanda de las gasolinas se basaron en el uso de métodos econométricos que consideran el orden de integración de las series y la posible presencia del problema de la regresión espuria (Kao, 1999). Para ello se utilizaron las pruebas de raíces unitarias de Levin *et al.* (2002); Breitung (2001); Im *et al.* (2003); ADF (1981); Phillips y Perron (“PP”, 1988) y Hadri (2000) para las todas las series (cuadro 3). Todas las pruebas de raíces unitarias asumen no estacionariedad bajo la hipótesis nula, a excepción de la utilizada por Hadri (2000) que asume estacionariedad bajo la hipótesis nula. Los resultados sugieren que los consumos de gasolina de turismos, de diésel turismos y de diésel camiones, la renta, los

precios (diésel y gasolina turismos y diésel camiones), el stock vehicular (diésel y gasolina) y la red de carreteras entre las provincias de España son series no estacionarias, se concluye que son I(1) a un nivel de significancia estadística de 5 por ciento.

Cuadro 3. *Determinantes y consumo de carburantes por tipo de vehículo en provincias de España.*
(Pruebas de raíces unitarias para datos panel).

Variable	Levin <i>et al.</i> (2002)	Breitung (2001), Estadística t	IPS, Estadística w	ADF, Fisher Chi-Cuadrada	PP, Fisher Chi-Cuadrada	Hadri (2000), Estadística Z
Niveles						
turg	-0.66	5.13	5.58	36.28	92.96	10.45
turd	-1.46	3.95	3.52	51.59	53.51	13.94
camd	-5.05	1.42	-1.35	112.03	117.73	12.53
pib	-4.19	3.23	1.42	67.00	74.98	14.43
pibinc	-3.04	4.94	1.46	60.91	61.93	11.24
preg	5.63	3.13	-8.78	216.84	31.93	2.43
pred	25.89	6.79	-3.60	127.28	23.56	9.02
predc	10.15	6.44	1.62	56.44	24.43	10.5637
stockg	-7.24	0.59	-2.26	118.84	239.44	15.86
stockd	9.89	16.81	17.42	1.56	2.97	13.97
stockdc	-5.79	1.33	3.62	41.49	2.75	13.87
carr	-2.97	1.73	0.83	86.59	70.16	12.42
efig	-2.10	-1.94	8.50	10.51	9.95	1.36
efid	-1.86	12.11	0.01	71.74	51.84	10.75
efidc	0.22	10.37	8.83	8.49	8.49	14.62
Primeras diferencias						
turg	-7.97	-1.06	-6.20	204.13	273.25	10.98
turd	-8.96	-6.50	-4.70	181.04	296.15	7.05
camd	-9.13	-4.63	-4.33	187.91	374.05	9.24
pib	-12.65	-3.30	-4.43	170.57	206.74	10.46
pibinc	-7.86	-2.51	-6.46	188.46	182.41	11.32
preg	0.63	-11.01	-6.33	177.03	207.67	5.60
pred	-20.99	-19.78	-13.80	331.44	331.37	4.09
predc	-24.18	-19.91	-15.01	357.91	357.98	6.16
stockg	-11.35	-2.18	-4.51	166.72	216.67	50.82
stockd	-4.59	-5.91	-2.36	112.21	62.92	6.23
stockdc	-8.69	-4.26	1.90	181.22	182.83	12.81
carr	-16.22	-11.76	-12.24	305.46	474.05	11.50
efig	-18.99	-17.88	-11.07	285.52	781.73	71.85
efid	-9.40	10.01	2.74	181.32	181.32	4.10
efidc	-25.55	-26.06	-16.92	399.99	399.99	0.56

Fuente: Elaborado por los autores.

Notas: Las probabilidades para las pruebas de Fisher se calculan utilizando una distribución Chi-cuadrada asintótica. Todas las otras pruebas suponen normalidad asintótica. Levin *et al.* (2002) asume, al igual que la prueba de Breitung (2001), un proceso de raíz unitaria común. IPS es la prueba de Im *et al.* (2003). La prueba IPS, ADF y PP asumen un proceso de raíz unitaria individual. La prueba de Hadri, asume estacionaridad bajo la hipótesis nula. PD: Primera Diferencia. Los números en negritas muestran el rechazo de la hipótesis nula al 5 por ciento o menos. Todas las series están en logaritmos. Periodo: 2009-2016. Número de provincias: 48. Las pruebas de raíz unitaria se llevaron a cabo con tendencias e intercepto, y los rezagos óptimos fue seleccionado de acuerdo con el procedimiento conocido como "MAIC" (Ng y Perron, 2001).

Con la finalidad de asegurar la robustez estadística de nuestros resultados estimamos un modelo de panel con efectos fijos debido a que el modelo de efectos aleatorios fue rechazado por las pruebas F y de Hausman de correcta especificación del modelo. La estimación busca identificar un patrón regular que evoluciona conjuntamente en el largo plazo a partir de las variaciones en el nivel de empleo, los precios relativos de las gasolinas, el stock vehicular, la red de carreteras, la eficiencia de los combustibles y la demanda de gasolinas. Así, se especificó el modelo y se estimó por efectos fijos. Las estimaciones para el conjunto de las provincias de España se realizaron por los métodos de cointegración, atendiendo a las pruebas de Pedroni (1999; 2004) y Kao (1999).

Los resultados obtenidos en el análisis de cointegración se presentan en el cuadro 4. Así, los resultados de la prueba de cointegración de panel heterogéneo de Pedroni (2004) para la función de la demanda de gasolinas total en las provincias de España, la hipótesis nula de no cointegración es rechazada en cuatro casos.¹ Los resultados para la Prueba de Kao (1999) rechaza la hipótesis nula de no cointegración para el consumo de gasolinas de las provincias de España un nivel de significancia del 1 por ciento. Los resultados de la prueba tipo Fisher (*basada en la metodología de Johansen*) apoya la presencia de una relación de cointegración entre

Cuadro 4. Pruebas de cointegración para los modelos de demanda de carburantes.

Pruebas / Modelos	Diésel turismos	Gasolina turismos	Turismos	Camiones
Pruebas de cointegración de Pedroni				
<i>Estadístico-v</i>	-2.643	-0.744	-3.869	-2.181
<i>Estadístico-rho</i>	4.735	7.964	6.507	1.823
<i>Estadístico-PP</i>	-4.170**	-1.912**	-3.521**	-11.699**
<i>Estadístico-ADF</i>	-5.700**	-8.512**	-4.288**	-11.641**
<i>Estadístico-rho grupal</i>	6.918*	10.97*	8.623*	4.394*
<i>Estadístico-PP grupal</i>	-13.751**	-2.230**	-14.623**	-18.615**
<i>Estadístico-ADF grupal</i>	-9.252**	-9.808**	-10.219	-12.828**
Pruebas de cointegración de Kao				
<i>ADF (estadístico t)</i>	-5.85**	-7.046**	-5.979**	-3.000**
Pruebas de cointegración Fisher				
<i>Trace test (ninguna)</i>	1900**	202.8**	151.7**	695.1**
<i>Trace test (al menos 1)</i>	815.3	116.1	65.0	308.7

Fuente: Elaborado por los autores.

Notas: La hipótesis nula es que las variables no están cointegradas. Bajo la hipótesis nula todas las estadísticas se distribuyen como una normal estándar. La distribución de la muestra finita de las estadísticas ha sido tabulada en Pedroni (2004); * y ** indican que los parámetros estimados son significativos al 5 y 1 por ciento. La probabilidad asintótica de la prueba Fisher se calcula usando una distribución de Chi-Cuadrada; ** y * indican que los estadísticos de prueba son significativos al 1 y 5 por ciento, respectivamente. Para la selección óptima de rezagos se utilizó el criterio de información de Akaike (AIC).

¹ Las pruebas Panel ADF-statistic y Group ADF-statistic presentan mejores propiedades para muestras pequeñas que las otras pruebas, y por lo tanto son más fiables (Pedroni, 2004).

las variables: Consumo de gasolinas, renta, precio, stock vehicular, red de carreteras y eficiencia de los combustibles. Por lo tanto, las variables se mueven juntas en el largo plazo. El siguiente paso es estimar las relaciones de cointegración. Se estimó la demanda de carburantes, distinguiendo entre consumo de diésel y gasolina por tipo de vehículos, bajo el argumento que las elasticidades cambian en el tiempo y que difieren entre carburantes y vehículos. Estas especificaciones permiten diferenciar los efectos sobre los gases contaminantes derivados de usar carburantes distintos. En términos generales, las estimaciones reflejan una relación positiva respecto al ingreso, al stock vehicular y a las carreteras, y una negativa con relación a los precios de los carburantes. La eficiencia de los carburantes no resultó ser una variable significativa en nuestros modelos.

IV.2. La demanda de combustibles: Turismos y vehículos pesados

Las estimaciones para el consumo de gasolina y diésel de los turismos muestran importantes diferencias en la magnitud y significación de los parámetros (cuadro 5). Los coeficientes estimados del ingreso fueron de 0.213 para la demanda de gasolina y 1.242 para el diésel. La elasticidad estimada para la gasolina es inferior a los resultados hallados en la literatura, mientras que la elasticidad del diésel se encuentra por encima. Es importante destacar que no ha sido posible separar claramente el efecto ingreso del impacto que ha tenido el proceso de dieselización. La alta correlación entre el ingreso y el parque vehicular dificulta la estimación del impacto de cada una de estas dos variables. Así, cabe observar que la suma de los coeficientes de las variables ingreso y turismos es prácticamente idéntica en las dos ecuaciones, aunque para los vehículos diésel el mayor efecto lo absorbe la variable ingreso, mientras que para los vehículos de gasolina el impacto lo absorbe el número de vehículos. Por ello, no es posible derivar conclusiones acerca de la elasticidad ingreso por tipo de carburante y será necesario acudir a la ecuación conjunta.

En el caso del precio de los carburantes, el resultado muestra que el consumo que más se ve afectado por el alza en el precio es la gasolina en turismos. La elasticidad precio son negativas y con valores de -0.253 y -0.322 para la demanda de diésel y gasolinas de turismos, respectivamente. Las elasticidades reflejan el costo asociado al uso del automóvil que resulta inferior para el caso del diésel. Este resultado es sumamente interesante, la demanda de gasolina presenta una mayor sensibilidad de los consumidores que podría explicarse por un tratamiento fiscal diferenciado que han recibido el diésel y las gasolinas en el periodo de estudio. Para el caso del diésel, las políticas incluyeron un menor impuesto sobre el precio del combustible. Una baja sensibilidad a largo plazo de los consumidores españoles podría

explicarse por el relativamente bajo precio de los combustibles en España si se compara con otros países europeos. Este es el resultado que se apunta también en González *et al.* (2008). En España el diésel es más barato que la gasolina. No obstante, desde una perspectiva distinta, los resultados del estudio también son relevantes para evaluar el impacto que pudiese tener en las provincias las diferencias de las elasticidades precios, ya sea por motivos de mercado, de recaudación fiscal o ambiental a partir de impuestos al carbono para la reducción de emisiones contaminantes. Por tanto, la política seguida en Europa de fijar menores impuestos para el diésel que la gasolina, resultó ser una política efectiva para aumentar la cuota de vehículos a diésel en el parque total (para otros estudios de caso véase: Mayeres y Proost, 2013; Hasanov, 2015; Silva, *et al.*, 2022). Además, un aumento del consumo de diésel de turismos representó impactos ambientales significativos, en particular emisiones de GEI.

Algunos estudios estiman el consumo de gasolina sin considerar el proceso de dieselización que se observó durante los últimos años en la mayoría de los países europeos (Sternier, 2002; Pock, 2010). Esto podría conducir a estimaciones sesgadas (Hayashi, 2000). Los valores de los parques automotores reportan efectos acordes con la teoría económica y todos resultaron significativos, aunque con diferente magnitud por estimación. Esto es, el parque vehicular a diésel tiene un coeficiente cercano a 0.299 en el consumo de diésel de turismos. El valor positivo del parque vehicular diésel confirma que hay un aumento en la conducción asociado con el incremento en el manejo de turismo a diésel (Hivert, 2013). La penetración de los autos a diésel resulta en la disminución de la utilización de automóviles a gasolina por lo que el consumo de gasolina disminuye de manera automática. El coeficiente del stock turismo diésel en el consumo de gasolina turismos fue negativo y significativo de -0.137 . Los consumidores que utilizan vehículos cuyo precio es alto, son más propensos a cambiar a los vehículos diésel que otros, debido a que los costos de adquisición de los vehículos de combustión a diésel son más altos que para los automóviles con motor de gasolina, así, poco a poco, los usuarios menos intensivos de coches con precios altos se quedan con la flota de vehículos a gasolina, lo que sin duda reduce el consumo de gasolinas. En la estimación del consumo de gasolina turismos, también se incluyó el stock vehicular de gasolinas, éste tiene un efecto positivo y significativo. Un aumento del parque de gasolinas tendría un aumento en el consumo de combustible.

El cuadro 5 presenta también las elasticidades de la suma del consumo de diésel y gasolina de los turismos. Los resultados de la magnitud de las elasticidades son consistentes con las estimaciones reportadas en diversas investigaciones empíricas a nivel internacional, sobre la sensibilidad del consumo de carburantes (suma de gasolina y diésel) a cambios en el nivel de la actividad económica y los precios. Por ejemplo, un metaanálisis reciente encontró elasticidad de los precios e ingreso de

largo plazo promedio de la demanda de gasolina de -0.403 y 0.929 , respectivamente (Reyes, 2016). La elasticidad ingreso estimada de la demanda de combustibles en turismos es de 1.544 . Esto implica que el crecimiento económico se traducirá en un aumento proporcional del consumo de combustibles. La elasticidad precio de los combustibles es negativa y con un valor de -0.195 . Estos resultados confirman la evidencia de que la elasticidad del precio de la demanda de los carburantes es inferior a la unidad y cercana a cero, aunque estadísticamente significativa. De esta manera, para lograr reducciones significativas en el consumo de carburantes es necesario fuertes aumentos en el precio, por ejemplo, a través del uso de impuestos. En comparación con el metaanálisis de Reyes (2016) la elasticidad de precio e ingreso a largo plazo estimadas son relativamente cercanas a los valores que se mencionan.

De igual forma, el cuadro 5 muestra los resultados para el transporte de mercancías (camiones a diésel). Los resultados muestran una elasticidad ingreso significativa y con un valor positivo de 0.709 , lo que indica que el transporte de mercancías y pasajeros es sensible a cambios en la trayectoria de la actividad económica. La elasticidad precio de la demanda de camiones a diésel es negativa con un valor de -0.121 . La elasticidad de la demanda por diésel de los camiones es relativamente más baja que la demanda por gasolina y diésel en turismos. Esto tiene implicaciones importantes para las opciones de políticas públicas dirigidas al transporte de mercancías. El transporte de mercancías por carretera es con mucho el modo de transporte dominante en España (Ortega *et al.*, 2011; Pérez y Miranda, 2016). Las provincias requieren del transporte, camiones para servicio ligero y pesado, para funcionar. Además de la movilidad de personas, alimentos, combustibles y otras mercancías ingresan en camiones y, del mismo modo, suelen salir. En años recientes, la movilidad de mercancías en España contribuyó entre 8.5 y 9.1 por ciento de las emisiones de GEI (Pérez, 2010 y Pérez y Miranda, 2016). Aunque se han producido mejoras ambientales debido a la tecnología de los nuevos vehículos de transporte por carretera, también se ha producido un deterioro ambiental constante (Pérez, 2009; 2012). La disminución de las emisiones de GEI por cuenta de un mejor combustible puede llegar a ser mínima si el vehículo en el cual se usa es de un modelo muy antiguo, como sucede en el parque automotor de carga de España, en 2020 88.8 por ciento de los camiones y furgonetas que aún se utilizan en España tienen 20 o más años de antigüedad (se matricularon antes de 1992). En general, la edad media del parque es 13.1 años. Además, de los turismos que circulan por España, 64 por ciento tienen más de 10 años. El uso de energía seguirá creciendo a menos que haya reducciones importantes en las intensidades energéticas de mercancías por carretera y un cambio en el reparto modal. Así, las políticas públicas dirigidas al transporte de mercancías deben de reconocer la necesidad de vincular la producción y distribución económica y consumo de energía del transporte de mercancías y sus implicaciones en el medio ambiente.

En las estimaciones se incluyó la red de carreteras de gran capacidad de las provincias españolas para capturar el efecto de una mejora en la red de carreteras sobre la generación de nuevo tráfico. La evidencia obtenida sugiere que tanto el consumo de gasolina y diésel (turismos), como la suma de carburantes (diésel y gasolina) de turismos y el consumo de diésel en camiones son sensibles a la ampliación de redes carreteras. Los coeficientes estimados son estadísticamente significativos y los signos esperados son correctos. Esto es, un incremento de las redes de carreteras de gran capacidad, aumenta el consumo de combustibles en las provincias de España. De esta manera, los resultados de este trabajo muestran que la mejora en la red de carreteras incentiva la generación de nuevo tráfico, parte del cual corresponde a un cambio modal desde otros modos como el ferrocarril. En otras palabras, la política de inversión en infraestructuras también tiene efecto en el consumo de carburantes y emisión de gases contaminantes. En la medida que la inversión favorezca modos de transporte más contaminantes, contrarrestará cualquier política de precios destinada a reducir el uso de los modos más contaminantes.

Cuadro 5. *Elasticidades a largo plazo de la demanda de carburantes.*

Variables dependientes / Variables explicativas	Diésel turismos	Gasolina turismos	Turismos	Camiones
Constante	-17.696*** (1.40)	-11.902** (0.81)	-20.982*** (1.34)	-2.112*** (0.40)
Precio	-0.253*** (0.04)	-0.322*** (0.03)	-0.195*** (0.08)	-0.121*** (0.08)
Ingreso	1.242*** (0.03)	0.213*** (0.04)	1.544*** (0.14)	0.709*** (0.02)
Turismos gasolina		1.718*** (0.04)		
Turismos diésel	0.299*** (0.03)	-0.137*** (0.02)		
Carreteras	0.070** (0.02)	0.030** (0.01)	0.161** (0.02)	0.016*** (0.01)
Pruebas de diagnóstico				
Efectos fijos provincia	Si	Si	Si	Si
Efectos temporales	No	No	No	No
R ² ajustada	0.985	0.997	0.981	0.959
Significancia global (F)	0.00	0.00	0.00	0.00
Prueba de Haussman χ^2	45.5 (0.00)	158.4 (0.00)	64.3 (0.00)	46.7 (0.00)
Observaciones	864	864	864	864
Número de provincias	48	48	48	48

Fuente: Elaborado por los autores.

Notas: Los errores estándar (entre paréntesis) se corrigen por heterocedasticidad y correlación general dentro de una sección transversal. ** y *** indican que los parámetros estimados son significativos en los niveles del 5 y 1 por ciento, respectivamente. Todas las variables están en logaritmos naturales.

La evidencia empírica sobre cointegración sugiere que es posible identificar una trayectoria de equilibrio de corto plazo entre los determinantes de interés y el consumo de carburantes en turismos y camiones de España. En este sentido, se estimó un modelo de corrección de error (ECM) a fin de obtener respuestas a corto plazo. Los resultados de la estimación del ECM se reportan en el [Error! No se encuentra el origen de la referencia.](#) Cada coeficiente de las variables denota la elasticidad a corto plazo. Los coeficientes resultan conforme a la teoría económica y son estadísticamente significativos. También, como era de esperar las elasticidades a corto plazo resultaron de menor magnitud en términos absolutos que las estimaciones a largo plazo (*con excepción de los ingresos para la demanda de turismos a gasolina y para la suma total de turismos*). Las elasticidades ingreso a corto plazo de la demanda de turismos a diésel y gasolina resultaron en 0.642 y 0.169, respectivamente, mientras que para la suma (turismos) de carburantes su valor se ubicó cercana a la unidad (0.897). Lo que implica que un aumento del 1 por ciento del PIB aumentaría el consumo de carburantes 0.987 por ciento, 0.642 por ciento para el consumo del diésel y a un ritmo más lento el consumo de gasolina (0.169 por ciento). En el caso del consumo de diésel de camiones, la elasticidad ingreso sugiere que el incremento en éste representará un aumento en el consumo de gasolina en 0.551 unidades porcentuales.

Las elasticidades de corto plazo con respecto a los precios son cercanas a cero: El diésel (-0.071), la gasolina (-0.201), la suma de carburantes (-0.141). Estos resultados confirman la evidencia de que la elasticidad del precio de la demanda de los carburantes es baja en el corto plazo. En el caso del precio del diésel en camiones, el resultado muestra un valor de -0.100, la proximidad de corto (-0.100) y largo (-0.121) plazos de estos precios implica que la elasticidad de los agentes económicos tiende a ajustar casi en su totalidad dentro de un año los cambios en los precios.

En tanto que los mecanismos de corrección de errores para los modelos de consumo de carburantes de turismos son negativos y significativos. Por tanto, los desajustes en la relación de equilibrio son incorporados en la modelación de corto plazo. Por su parte, el mecanismo de corrección de error del consumo de diésel de camiones es negativo y significativo y la velocidad de ajuste del modelo es 33.1 por ciento, para cada año.

Cuadro 6. *Elasticidades a corto plazo de la demanda de carburantes.*

Variables dependientes / Variables explicativas	Diésel turismos	Gasolina turismos	Turismos	Camiones
Constante	-0.027*** (0.00)	-0.021*** (0.00)	-0.009*** (0.00)	-0.003* (0.00)
Δ Demanda combustible (-1)	0.047*** (0.02)	0.222*** (0.03)	0.249*** (0.03)	0.044* (0.03)
Δ Precio	-0.071** (0.02)	-0.201*** (0.01)	-0.141*** (0.08)	-0.100*** (0.02)
Δ Ingreso	0.642*** (0.08)	0.169*** (0.03)	0.897*** (0.08)	0.551*** (0.04)
Δ Turismos gasolina		0.644** (0.05)		
Δ Turismos diésel	0.795*** (0.05)			
Δ Carreteras				0.026* (0.02)
ecm (-1)	-0.259*** (0.02)	-0.218*** (0.00)	-0.359*** (0.02)	-0.331*** (0.03)
Pruebas de diagnóstico				
R ² ajustada	0.590	0.548	0.487	0.3339
Significancia global (F)	0.00	0.00	0.00	0.00
Observaciones	720	768	768	716
Número de provincias	48	48	48	48

Fuente: Elaborado por los autores.

Notas: Los errores estándar (entre paréntesis) se corrigen por heterocedasticidad y correlación general dentro de una sección transversal. *, ** y *** indican que los parámetros estimados son significativos en los niveles del 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. Todas las variables están en logaritmos naturales.

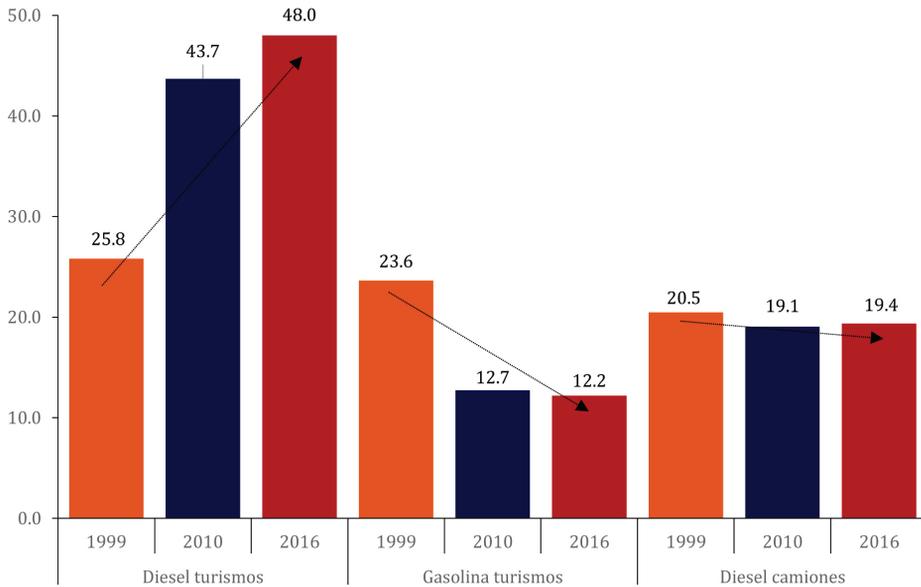
V. LA DEMANDA DE GASOLINAS Y EMISIONES DE GASES CONTAMINANTES

La quema de combustibles fósiles es el mayor contribuyente a las emisiones de GEI, y por lo tanto la causa principal del cambio climático. En 2019, el sector automotor en España aporta aproximadamente 84.5 millones de toneladas de CO₂ equivalente, lo que representa 28.3 por ciento del total de emisiones de CO₂ equivalentes. Los turismos emitieron 75.5 por ciento del total de emisiones de CO₂ de la categoría de transporte por carretera, mientras que los vehículos pesados emitieron 24.5 por ciento (MTERD, 2021). La evolución de las emisiones estimadas² de CO₂ del consumo de carburantes en 1999 y 2016 con base en los factores de

² Con base en la metodología del Panel Intergubernamental del Cambio Climático (ipcc por sus siglas en inglés: *Intergovernmental Panel on Climate Change*).

emisión se presenta en la gráfica 4. Los GEI del autotransporte están expresados en unidades de CO₂ equivalente. Las emisiones de GEI correspondiente al CO₂ provenientes de la quema de combustibles diésel en España ascienden a 81.4 millones de toneladas de CO₂ en 2016, con una tasa de crecimiento anual promedio del 17.6 por ciento, con respecto a 1990. Los camiones a diésel emitieron 12.2 millones de toneladas de CO₂ en 2016. Distinguiendo por tipo de combustible en turismos, destaca el firme crecimiento de la participación de emisiones del consumo de diésel frente al de gasolina. La evolución en cifras se sitúa para la gasolina en unos 23.6 millones de CO₂ equivalente en el año 1999 para descender progresivamente hasta el nivel de 12.8 en el año 2016, mientras que el diésel ha pasado de las 25.8 millones de CO₂ equivalente en año 1999 a 47.6 en el año 2016; es decir, se ha comenzado con un reparto prácticamente igualitario en el año 1999 y se ha alcanzado en el año 2016 una situación en la que el diésel representa más de tres cuartas partes de las emisiones de CO₂ equivalentes del consumo total de carburantes de los turismos. Esto significa que a pesar de que las emisiones de gases contaminantes disminuyen en algunos casos, se seguirá emitiendo una cantidad considerable de emisiones contaminantes de CO₂.

Gráfica 4. Evolución de las emisiones de CO₂ por consumo de combustibles en España. (en millones de toneladas de CO₂).



Fuente: Elaborado por los autores.

Las tasas de emisión del CO₂ (dióxido de carbono), óxidos de nitrógeno (NO_x) y partículas (PM) son más altos en los vehículos diésel *vis a vis* los vehículos gasolina. Los vehículos a diésel, registran emisiones relativamente bajas (el metano “CH₄” y monóxido de carbono “CO”) y reportan un mayor rendimiento de los combustibles, estas son algunas de las ventajas de los vehículos diésel. Sin embargo, estas no son las principales razones de la aceleración de la oferta y la demanda tanto del consumo como de vehículos nuevos a diésel en España. El factor clave responsable de esto es la diferencia es el tratamiento fiscal donde el gasóleo gozó de una ventaja significativa. Por ejemplo, la diferencia de precios entre carburantes y vehículos a diésel y gasolina. El ahorro de gases de efecto invernadero (GEI) que se esperaba por el cambio de vehículos de combustión a gasolina por diésel se han sobrestimado o resultado mínimo (Schipper, 2011). El calentamiento global se ha visto afectada negativamente, y la contaminación del aire se ha vuelto alarmante en muchos lugares de Europa. Las políticas de transporte de bajo carbono deben abordar la cuestión de los cambios en el tamaño del vehículo y el rendimiento de los combustibles (Anderson *et al.*, 2011). Las normas relacionadas con el CO₂ deben desalentar a los aumentos de peso y la potencia de un vehículo (Zachariadis, 2013).

CONCLUSIONES

La dependencia del petróleo como fuente de energía para el transporte produce condiciones cada vez más desfavorables sobre la sociedad y el medio ambiente. El sector transporte es en la actualidad, uno de los mayores impulsores de emisiones de CO₂ y representa el sector más importante de cara al desarrollo de políticas encaminadas a la reducción del consumo de gasolinas y las emisiones contaminantes asociadas. Comprender la sensibilidad de la demanda de gasolinas a las variaciones en los precios, cambios en los ingresos y sobre la evolución de la eficiencia energética tiene importantes implicaciones para las políticas públicas relacionadas con el cambio climático. Los vehículos con motor diésel se han convertido en la forma más popular de transporte privado en España en detrimento de los vehículos de combustión a gasolina, debido a los menores costos de operación, menores precios del carburante y del consumo de diésel. Del mismo modo, los vehículos diésel pesados han sido utilizados para el transporte de pasajeros y mercancías y representan una parte significativa del consumo de diésel en España.

La creación de los incentivos para los consumidores en el sector del transporte carretero es ahora una cuestión crucial y debe avanzar hacia un transporte más eficiente, especialmente en España, donde las consecuencias del cambio climático podrían resultar significativas. El documento analiza la demanda de los carburantes (gasolina y diésel) para turismo y camiones en España. Utilizando datos

panel anuales desde 1999 hasta 2016. Esta separación ayuda a la construcción de modelos que consideran reciprocidades más importantes entre los agentes económicos, los incentivos para la disminución del consumo de energía y políticas de transporte. Los siguientes resultados importantes se han desprendido del análisis:

En primer lugar, los resultados obtenidos muestran que el consumo de combustibles es particularmente sensible a la trayectoria del ingreso y poco sensibles a los precios relativos. Pero estas elasticidades difieren para el consumo de diésel y la gasolina de turismos. La poca capacidad de respuesta de los consumidores a las variaciones en los precios depende fundamentalmente a cambios estructurales, económicos, políticos y a las preferencias del consumidor. Los resultados reflejan la política seguida en Europa de fijar menores impuestos para el diésel que la gasolina. El precio de los carburantes resultó ser una variable significativa para todas las especificaciones; sin embargo, los turismos a diésel que más consumen son más inelásticos al precio del combustible. Hoy día, la aplicación de impuestos al diésel o gasolina es un elemento fundamental para generar una economía sólida ambientalmente (Stern, 2007, 2012). Sin embargo, las consecuencias de estas medidas dependen de las actuales sensibilidades de respuesta de los agentes económicos a señales de los precios, y de acuerdo con los resultados obtenidos son medidas insuficientes. No obstante, la política pública más directa de reducir el consumo de combustible es gravar el combustible. Una alternativa razonable, es combinar políticas públicas, como normas sobre la eficiencia y los impuestos sobre el carbono para contribuir al consumo óptimo y la reducción de las emisiones de GEI.

La creciente literatura sobre la demanda de gasolinas ha ofrecido bastantes resultados tanto de la elasticidad precio como en la elasticidad ingreso. Las estimaciones para el caso español son muy diversas a consecuencia de las especificaciones y de los distintos métodos de estimación. Pero también, implicaría que con el tiempo las elasticidades podrían cambiar como consecuencia de cambios económicos, políticos y tecnológicos. Sin embargo, este cambio tendría que ser diferente para las estimaciones del consumo de diésel y gasolina en turismos. En primer lugar, los datos utilizados cubren cierto periodo de tiempo y ciertas características, consumo por tipo de combustibles y vehículo, que difieren del tratamiento estadístico de los estudios dedicados a la estimación de la demanda de gasolina. Por tanto, las políticas públicas deben ajustar en consecuencia para dar cabida a estos cambios de comportamiento del consumidor. Existe una variación sustancial tanto con los precios de los carburantes y su consumo. En general, las provincias con precios bajos del diésel consumen más. El aumento de la preocupación por los problemas medioambientales globales combinado con la relación precio-consumo ha aumentado el interés en el uso de los impuestos al combustible como instrumento de política climática.

Desde el punto de vista ambiental, el transporte por carretera es responsable de casi una cuarta parte de las emisiones totales de gases de efecto invernadero, con

una participación del 28.4 por ciento en 2016. Las emisiones por desglose de participación de vehículos corresponden 24.5 por ciento a vehículos pesados, otras categorías de vehículos caracterizados de menor capacidad de carga representaron 5.8 por ciento y la mayor contribución la hicieron los turismos con 75.5 por ciento. Con una relación directa con las emisiones de contaminantes de turismos a diésel. Para 2016, de acuerdo con la desagregación de los datos de consumo de carburantes, los turismos con combustión a diésel tuvieron una participación del 60.1 por ciento del total del transporte por carretera (79.6 por ciento del total de emisiones de turismos). Mientras que el consumo de gasolina de turismos representó 15.4 por ciento del total del transporte por carretera (22.6 por ciento del total de emisiones de turismos). Comparando con la distribución del año 1999, se aprecia un aumento drástico de la cuota de emisiones de CO₂ del consumo de diésel, con una participación en el total de las emisiones del 36.9 por ciento del total del transporte por carretera (52.2 por ciento del total de emisiones de turismos). Por su parte las gasolinas, aportaban 33.8 por ciento del total del transporte por carretera (47.8 por ciento del total de emisiones de turismos). Las principales fuentes de variación de las provincias de las emisiones de CO₂ del transporte por carretera se relacionan con factores dirigidos por la demanda, en particular a las diferencias en la urbanización, la propiedad del vehículo y los niveles de ingresos, y la presencia de tráfico relacionados con las mercancías.

En resumen, se han presentado resultados que muestran que el consumo de diésel y gasolina por tipo de vehículo difieren en algunos aspectos. Como resultado, ambos combustibles deben ser tratados de manera diferente. La instrumentación y la ejecución de políticas públicas sobre los carburantes no garantizan que conduzcan cambios drásticos en la actividad del sector transporte carretero, ya que los conductores prefieren responder a los precios de los combustibles mediante la inversión en la economía de combustible más que al adaptar el comportamiento del conductor. Políticas sobre precios pueden modificar el comportamiento del consumidor a través de la compra de automóviles de consumo más eficientes, y con sus respectivas implicaciones sobre el medio ambiente.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ajanovic, Amela; Dahl, Carol y Schipper, Lee (2012), "Modelling transport (energy) demand and policies-An introduction", *Energy Policy*, 41, pp. 3-16, <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.12.033>.
- Álvarez García, Santiago; Jorge, Marta y Romero Jordán, Desiderio (2008), "Explorando la demanda de carburantes de los hogares españoles: Un análisis de sensibilidad", *Papeles de Trabajo*, 18, pp. 1-37.

- Anable, Jillian; Christian, Brand; Tran, Martino y Eyre, Nick (2012), “Modelling transport energy demand: A socio-technical approach”, *Energy Policy*, 41, pp. 125-138, <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.08.020>.
- Anderson, Soren T.; Parry, Ian; Sallee, James y Fischer, Carolyn (2011), “Automobile fuel economy standards: Impacts, efficiency, and alternatives”, *Review of Environmental Economics and Policy*, 5 (1), pp. 89-108, <https://doi:10.1093/reep/req021>.
- Antweiler, Werner y Gulati, Sumeet (2013), “Market Based Policies for Green Motoring in Canada”, *Canadian Public Policy*, 39 (s2), pp. 81-94, <https://doi.org/10.3138/CPP.39.Supplement2.S81>.
- Arellano, Manuel (2003), *Panel data econometrics*, Oxford University Press.
- Asensio, Javier Tafur; Gómez-Lobo, Andrés y Matas, Anna (2014), “How effective are policies to reduce gasoline consumption? Evaluating a set of measures in Spain”, *Energy Economics*, 42, pp. 34-42, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.11.011>.
- Bakhat, Mohcine y Rosselló, Jaume (2013), “Evaluating a seasonal fuel tax in a mass tourism destination: A case study for the Balearic Islands”, *Energy Economics*, 38, pp. 12-18, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.02.009>.
- Bakhat, Mohcine; Labandeira, Xavier; Labeaga, J. Maria y López-Otero, Xiral (2017), “Elasticities of transport fuels at times of economic crisis: An empirical analysis for Spain”, *Energy Economics*, 68, pp. 66-80, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.10.019>.
- Basso, Leonardo J. y Oum, Tae Hoon (2007), “Automobile fuel demand: A critical assessment of empirical methodologies”, *Transport Reviews*, 27 (4), pp. 449-484, <https://doi.org/10.1080/01441640601119710>.
- Belhaj, Mohamed (2002), “Vehicle and fuel demand in Morocco”, *Energy Policy*, 30 (13), pp. 1163-1171, [https://doi.org/10.1016/S0301-4215\(02\)00008-3](https://doi.org/10.1016/S0301-4215(02)00008-3).
- Breitung, Jörg (2001), “The local power of some unit root tests for panel data”, en Baltagi, Badi H; Fomby, Thomas B. y Carter Hill, R. (eds.), *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, Emerald Group Publishing Limited, [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15006-6](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15006-6).
- Cames, Michel y Helmers, Eckard (2013), “Critical evaluation of the European diesel car boom-global comparison, environmental effects and various national strategies”, *Environmental Sciences Europe*, 25 (15), pp. 1-22, <https://doi.org/10.1186/2190-4715-25-15>.
- Chapman, Lee (2007), “Transport and climate change: A review”, *Journal of Transport Geography*, 15 (5), pp. 354-367, <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2006.11.008>.
- Dahl, Carol y Sterner, Thomas (1991a), “A survey of econometric gasoline demand elasticities”, *International Journal of Energy Systems*, 11 (2), pp. 53-76.
- (1991b), “Analysing gasoline demand elasticities: A survey”, *Energy Economics*, 13 (3), pp. 203-210, [https://doi.org/10.1016/0140-9883\(91\)90021-Q](https://doi.org/10.1016/0140-9883(91)90021-Q).
- Dahl, Carol (2012), “Measuring global gasoline and diesel price and income elasticities”, *Energy Policy*, 41 (1), pp. 2-13, <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.11.055>.

- Danesin, Alessandro y Linares, Pedro (2015), “An estimation of fuel demand elasticities for Spain: An aggregated panel approach accounting for diésel share”, *Journal of Transport Economics and Policy*, 49 (1), pp. 1-16, <https://www.jstor.org/stable/jtranseconpoli.49.1.0001>.
- Dickey, David A. y Fuller, Wayne A. (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49 (4), pp. 1057-1072, <https://doi.org/10.2307/1912517>.
- Engle, Robert y Granger, Clive (1987), “Cointegration and error correction: Representation estimation and testing”, *Econometrica*, 55 (2), pp. 251-276, <https://doi.org/10.2307/1913236>.
- Garbacz, Christopher (1989), “Gasoline, diesel and motorfuel demand in Taiïwan”, *The Energy Journal*, 10 (2), pp. 153-163, DOI: <https://www.iaee.org/en/publications/ejarticle.aspx?id=1947>.
- González, Rosa Marina; Lorenzo, Rosa M. y Marrero, Gustavo A. (2008), “Fuel consumption, economic determinants and policy implications for road transport in Spain”, Fundación de Estudios de Economía Aplicada (Fedea), Working Paper No. 23.
- (2012), “A dynamic model for road gasoline and diesel consumption: An application for Spanish regions”, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 2 (4), pp. 201-209, <https://www.econjournals.com/index.php/ijeep/article/view/270>.
- Hadri, Kaddour (2000), “Testing for stationarity in heterogeneous panel data”, *Econometrics Journal*, 3 (2), pp. 148-161, <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>.
- Hasanov, Mübariz (2015), “The demand for transport fuels in Turkey”, *Energy Economics*, 51, pp. 125-134.
- Hayashi, Fumio (2000), “*Econometrics*”, Princeton University Press.
- Hivert, Laurent (2013), “Short-term break in the French love for diesel?”, *Energy Policy*, 54, pp.11-22, <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.11.014>.
- Im, Kyung So; Pesaran, Mohammad Hashem y Shin, Yongcheotl (2003), “Testing for unit roots in heterogeneous panels”, *Journal of Econometrics*, 115 (1), pp. 53-74, [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7).
- Johansen, Søren (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), pp. 231-254, [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3).
- (1995), *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press.
- Kao, Chihwa (1999), “Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data”, *Journal of Econometrics*, 90 (1), pp. 1-44, [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2).
- Labandeira, Xavier y López, Ángel (2002), “La imposición de los carburantes de automoción en España: Algunas observaciones teóricas y empíricas”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 160-(1/2002), pp. 177-210.

- Labandeira, Xavier; Labeaga, José M. y Rodríguez, Miguel (2006), “A residential energy demand system for Spain”, *The Energy Journal*, 27 (2), pp. 87-112, <http://dx.doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol27-No2-6>.
- Labeaga, José M. y López, Ángel (1997). “A study of petrol consumption using Spanish panel data”, *Applied Economics*, 29 (6), pp. 795-802, <http://dx.doi.org/10.1080/000368497326714>.
- Levin, Andrew; Lin, Chien-Fu y Chu, Chia-Shang James (2002), “Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties”, *Journal of Econometrics*, 108 (1), pp. 1-24, [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7).
- Liddle, Brantley y Parker, Steven (2022), “One more for the road: Reconsidering whether OECD gasoline income and price elasticities have changed over time”, *Energy Economics*, 114, 106280, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106280>.
- Liddle, Brantley; Hasanov, Fakhri J. y Parker, Steven (2022), “Your mileage may vary: Have road-fuel demand elasticities changed over time in middle-income countries?”, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 165, 38-53, <https://doi.org/10.1016/j.tra.2022.08.024>.
- López Nicolás, Ángel (1995), “Transporte privado y fiscalidad”, *Revista de Economía Aplicada*, 8 (3), pp. 25-39.
- Maddala, G. S. y Wu, Shaowen (1999), “A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (S1), pp. 631-652, <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>.
- Mayeres, Inge y Proost, Stef (2013), “The taxation of diesel cars in Belgium—revisited”, *Energy Policy*, 54, pp. 33-41.
- Ministerio para la Transición Ecológica y el Reto Demográfico (MTERD, 2021), “Informe del inventario nacional de emisiones de gases de efecto invernadero: 1990-2019, Secretaría General Técnica”, Gobierno de España.
- Ng, Serena y Perron, Pierre (2001), “Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power”, *Econometrica*, 69 (6), pp. 1519-1554, <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00256>.
- Ortega, Alejandro; Vassallo, José Manuel y Pérez, Pedro José (2011), *Efecto de la implantación del Megatruck de 60 Toneladas en España Balance del incremento de las dimensiones de los vehículos pesados*, Fundación Correll.
- Pedregal, Diego J.; Dejuán, Oscar; Gómez, Nuria y Tobarra, María Ángeles (2009), “Modelling demand for crude oil products in Spain”, *Energy Policy*, 37 (11), pp. 4417-4427, <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2009.05.062>.
- Pedroni, Peter (1999), “Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (S1), pp. 653-670, <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0084.61.s1.14>.
- (2001), “Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels”, en Baltagi, Badi H.; Fomby, Thomas B. y Carter Hill, R. (eds.), *Nonstationary panels, panel*

- cointegration, and dynamic panels* (Advances in Econometrics, vol. 15), Emerald Group Publishing Limited, pp. 93-130, [http://dx.doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2).
- (2004), “Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis”, *Econometric Theory*, 20 (4), pp. 597-625, <http://dx.doi.org/10.1017/S0266466604203073>.
- Pérez-Martínez, Pedro José (2009), “The vehicle approach for freight road transport energy and environmental analysis in Spain”, *European Transport Research Review*, 1 (2), pp. 75-85, <https://doi.org/10.1007/s12544-009-0010-9>.
- (2010), “Freight transport, energy use, and emission trends in Spain”, *Journal of the Transportation Research Board*, 2191 (1), pp. 16-22, <https://doi.org/10.3141/2191-03>.
- (2012), “Energy consumption and emissions from the road transport in Spain: A conceptual approach”, *Transport*, 27 (4), pp. 383-396, <https://doi.org/10.3846/16484142.2012.751051>.
- Pérez-Martínez, Pedro José y Miranda, Regina M. (2016), “Sensitivity analysis of impact model for road freight by the increase in the use of larger trucks in Spain”, *European Journal of Transport and Infrastructure Research*, 16 (1), pp. 1567-7133, <https://doi.org/10.18757/ejtr.2016.16.1.3113>.
- Phillips, Peter C. y Perron, Pierre (1988), “Testing for unit root in time series regression”, *Biometrika*, 75 (2), pp. 335-346, <https://www.jstor.org/stable/2336182>.
- Pock, Markus (2010), “Gasoline demand in Europe: New insights”, *Energy Economics*, 32 (1), pp. 54-62, <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2009.04.002>.
- Ramli, Ahmad Razi y Graham, Daniel J. (2014), “The demand for road transport diesel fuel in the UK: Empirical evidence from static and dynamic cointegration techniques”, *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 26, pp. 60-66, <http://dx.doi.org/10.1016/j.trd.2013.10.010>.
- Reyes, Orlando (2016), “La demanda de gasolinas y sus impactos en el medio ambiente en España”, Tesis Doctoral, Departament D'economia Aplicada, Universitat Autònoma De Barcelona.
- Romero-Jordán, Desiderio y Sanz, José Félix (2003), “El impuesto sobre las ventas minoristas de determinados hidrocarburos. Una evaluación de sus efectos económicos”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 164-(1/2003), pp. 49-74.
- (2009), “Energy taxes and household compliance with the Kyoto Protocol”, *Public Finance Review*, 37 (2), pp. 142-169, <http://dx.doi.org/10.1177/1091142108327356>.
- Romero-Jordán, Desiderio; Del Rio, Pablo y Burguillo, Mercedes (2014), “Modelling fuel demand of passenger cars in Spain: A dynamic panel data analysis using the generalised method of moments”, *Journal of Transport Economics and Policy*, 48 (2), pp. 315-332, <https://www.jstor.org/stable/24396332>.

- Sanz, José Félix; Romero-Jordán, Desiderio; Castañer, Juan Manuel; Prieto-Rodríguez, Juan y Fernández, Francisco José (2003), *Microsimulación y comportamiento económico en el análisis de reformas de imposición indirecta*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- Schipper, Lee (2011), “Automobile use, fuel economy and CO₂ emissions in industrialized countries: Encouraging trends through 2008?”, *Transport Policy*, 18 (2), pp. 358-372, <http://dx.doi.org/10.1016/j.tranpol.2010.10.011>.
- Silva, Susana; Soares, Isabel y Pinho, Carlos (2022), “Different taxation between diesel and gasoline: Is it justifiable for Portugal?”, *Energy Reports*, 8, pp. 203-206.
- Stanley, K. John; Hensher, David A. y Loader, Chris (2011), “Road transport and climate change: Stepping off the greenhouse gas”, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 45 (10), pp. 1020-1030, <https://doi.org/10.1016/j.tra.2009.04.005>.
- Sterner, Thomas (2002), “*Policy instruments for environmental and natural resources management*”, Resources for the Future.
- (2007), “Fuel taxes: An important instrument for climate policy”, *Energy Policy*, 35 (6), pp. 3194-3202, <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2006.10.025>.
- (2012), *Fuel taxes and the poor: The distributional effects of gasoline taxation and their implications for climate policy*, Resources for the Future.
- Wadud, Zia (2016), “Diesel demand in the road freight sector in the UK: Estimates for different vehicle types”, *Applied Energy*, 165, pp. 849-857, <http://dx.doi.org/10.1016/j.apenergy.2015.12.102>.
- Zachariadis, Theodoros (2013), “Gasoline, diesel and climate policy implications- Insights from the recent evolution of new car sales in Germany”, *Energy Policy*, 54, pp. 23-32, <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2011.11.075>.