

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA APLICADA
UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE BARCELONA

La Supresión de Peajes en España

Una aproximación empírica al cálculo del Excedente del Consumidor

ADRIANA KARINA RUIZ MARÍN

Teléfono: +34935814577/+34622058830

Correo electrónico: AdrianaKarina.Ruiz@campus.uab.cat

Dirección postal: Departamento de Economía Aplicada, Edifici B-Campus de la Universidad Autònoma de Barcelona. Bellaterra (Cerdanyola del Vallès). Barcelona, España. C.P 08193

ANNA MATAS PRAT

Teléfono: +34935811578

Correo electrónico: Anna.Matas@uab.cat

Dirección postal: Departamento de Economía Aplicada, Edifici B-Campus de la Universidad Autònoma de Barcelona. Bellaterra (Cerdanyola del Vallès). Barcelona, España. C.P 08193

RESUMEN: En el presente estudio nos aproximamos al cálculo de los efectos de una política de supresión de peajes en España. Se estima una función de demanda de autopistas de peaje utilizando un modelo de datos de panel con efectos fijos. Se analizan 69 tramos de autopistas españolas entre 1980-2007. Los resultados aportan evidencia sobre las elasticidades con respecto al precio de la gasolina, el ingreso, la población y el peaje, para el corto y largo plazo. Los resultados obtenidos confirman que las elasticidades de la demanda de autopistas de peaje son mayores que el promedio encontrado en la literatura, esta diferencia se debe a la existencia y a la calidad de una vía alternativa. En cuanto al impacto de la política de supresión de peajes, los resultados sugieren un incremento del tráfico en las autopistas de, aproximadamente, 43.40% en relación con 2007. El cambio del bienestar de los usuarios se estima en €1497.58 millones (en comparación con 2007 en presencia de peaje), que corresponde un 82% a antiguos usuarios y un 18% a los usuarios nuevos. El cambio en el bienestar total neto es, aproximadamente, el 22% de los ingresos por peaje de las sociedades concesionarias de las autopistas de peaje.

CÓDIGO JEL: D69, H27, R41, R48

CONTENIDO

I.	INTRODUCCIÓN	3
II.	MODELIZACIÓN DE LA DEMANDA DE AUTOPISTAS DE PEAJE.....	5
	II.1 Elasticidades de la demanda de las autopistas de peaje.....	6
III.	ANÁLISIS EMPÍRICO	8
	III.1 Selección de los tramos	8
	III.2 Descripción de las variables.....	9
	III.3 Descripción estadística de los datos	10
	III.3 Metodología Econométrica	12
IV.	RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN	17
	IV.1 Estimación de la función de demanda de autopistas de peaje en España	17
	IV.2 Efectos de una política de supresión de peajes en España	20
	IV.2.1 Efectos sobre el volumen de tráfico	21
	IV.2.2 Impacto sobre el bienestar.....	22
V.	CONCLUSIONES.....	26
	BIBLIOGRAFÍA.....	28
	ANEXOS.....	30

I. INTRODUCCIÓN

Un análisis clave en el estudio de la tarificación viaria es estimar, a través de una medida monetaria, las ganancias o las pérdidas que experimentarían los usuarios de una autopista como consecuencia de variaciones en las tarifas de los peajes. En el presente estudio es de interés calcular el cambio en el bienestar que soportarían los usuarios si las autopistas actualmente de pago en España pasan a ser gratuitas. Para ello, se analiza la demanda de tráfico de 69 tramos de autopistas (1424 km) durante el período 1980-2007. Este análisis es, particularmente, de actual interés en el marco de la discusión que reiteradamente surge en el país en cuanto al rescate de las autopistas.

En España la implementación de peajes en la infraestructura vial comenzó a principios de la década de los `70. La finalidad de las concesiones de las autopistas era (y sigue siendo), básicamente, el financiamiento de la construcción, mantenimiento y operación de la red viaria. A partir de entonces, se han concesionado un total de 3282 km de autopistas de peaje (al 1º de enero de 2007), de los cuales 3069 km se encuentran, actualmente, en servicio.

El contraste entre autopistas de peaje y autovías libres en el país es evidente, al punto que como señala Bel (1999) “la radiografía de las autopistas de peaje en España es clara y conocida: una gran concentración de peajes en los corredores del Mediterráneo y del Valle del Ebro, y algunos trayectos más singulares en el resto de corredores viarios. El servicio de carreteras de calidad relativamente similar es casi gratuito en algunos territorios, mientras que en otros hay una densa red de peajes”.

Esta desigualdad en el trato de los usuarios junto con varios problemas derivados de una mala asignación del tráfico entre autovías y autopista de peaje, han alimentado el malestar en contra de las autopistas de peaje en España. Por ello, el debate político sobre el rescate de las autopistas de peaje se mantiene hoy en día vigente.

En este contexto, España nos proporciona un escenario particular para analizar el caso de la demanda de autopistas de peaje cuando existe una vía alternativa gratuita. De esta forma, es posible analizar la sensibilidad del tráfico ante cambios en sus determinantes y compararlos con los resultados obtenidos en

la literatura. Además de evaluar los efectos sobre el bienestar de los usuarios de la infraestructura si se eliminan las tarifas de peaje en la red.

Bajo estas consideraciones, el presente trabajo aporta una primera aproximación al cálculo de los beneficios que obtendrían los usuarios de las autopistas si se suprimen las tarifas de peaje. Cabe resaltar la originalidad del planteamiento que se aborda en el análisis, si bien es cierto que existen estudios sobre los efectos de una reducción en las tarifas de peajes (de hasta un 50%), dichos estudios no abordan el caso de peajes iguales a cero y, generalmente, son aplicaciones para autopistas específicas.

El presente trabajo se estructura de la siguiente forma: en el apartado siguiente se explica, brevemente, la modelización en la demanda de autopistas de peaje, se plantea el modelo general y se realiza una revisión de la literatura relacionada con las elasticidades. En el tercer apartado, se realiza el análisis empírico del trabajo, para ello se describen los datos y se explica detalladamente la metodología econométrica. En el cuarto apartado, se analizan los resultados de la estimación considerando el modelo de demanda de autopistas de peaje y los efectos de la política de supresión de peajes en España. Finalmente, en el apartado quinto se exponen las conclusiones de la investigación.

II. MODELIZACIÓN DE LA DEMANDA DE AUTOPISTAS DE PEAJE

El interés en la modelización de la demanda de transporte se centra en la estimación de los parámetros claves que explican el comportamiento de la misma, tales como, el valor del tiempo de viaje y las elasticidades con respecto al peaje, al precio de la gasolina y al ingreso. Dichos parámetros son esenciales para entender el comportamiento de los usuarios y la naturaleza de la competencia entre diferentes modos de transporte, además, constituyen un input importante para el diseño de políticas de precio, inversión y regulación en el sector.

El presente estudio asume un enfoque agregado para la modelización de la demanda de autopistas de peaje, específicamente, se supone un modelo de demanda directa para la estimación de la función de demanda marshalliana de viajes por autopistas de peaje. En este tipo de modelos la demanda de cierto modo de transporte se expresa en función de sus propias características y las de las alternativas, adicionalmente, se consideran como variables explicativas los costes monetarios, el tiempo de viaje y las características socioeconómicas del origen y destino.

Siguiendo el razonamiento teórico de diversos estudios¹ y en línea con el trabajo de Matas y Raymond (2003), se supone que el volumen de tráfico en las autopistas de peaje es función de:

- i) los costes monetarios y de tiempo de utilizar tanto esta infraestructura como la de la alternativa gratuita;
- ii) las características socioeconómicas de la comunidad a la que pertenece el tramo de la autopista que influyen en la cantidad de desplazamientos llevados a cabo;
- iii) la calidad de la infraestructura de la autopista y de la alternativa.

De modo que la especificación general del modelo de demanda de autopistas de peaje vendrá dada por:

$$vol_{it} = f(\tau_{it}, cmon_{it}^{au}, cmon_{it}^{al}, ctiem_{it}^{au}, ctiem_{it}^{al}, Z_{it}, C_{it}^{au}, C_{it}^{al}) \quad (1)$$

Donde, el superíndice *au* se refiere a la autopista y *al* a la alternativa;

¹ Oum y Gillen (1983); Graham y Glaister (2004)

el subíndice i representa el tramo de la autopista ($i = 1, \dots, N$) y el subíndice t hace referencia al período ($t = 1, \dots, T$);

vol_{it} representa el volumen de tráfico del tramo de la autopista i en el período t ;

τ_{it} es el peaje en el tramo i durante el período t ;

cm_{it}^j representa el coste monetario distinto al peaje de utilizar la infraestructura en el tramo i y en el período t , para $j = au, al$. Incluye, por ejemplo, gasolina y otros costes operativos por el uso del vehículo;

ct_{it}^j representa los costes de tiempo de utilizar la infraestructura del tramo i y en el período t , para $j=au, al$;

Z_{it} representa características socioeconómicas que influyen en los desplazamientos de los tramos, tales como población, tasa de empleo y PIB real per cápita;

C_{it}^j son indicadores de calidad de la infraestructura del tramo i y en el período t , para $j=au, al$. Entre ellos, podrían considerarse el volumen de tráfico pesado, número de accidentes, la diferencia de tiempo en realizar un viaje entre la autopista y la vía alternativa.

II.1 ELASTICIDADES DE LA DEMANDA DE LAS AUTOPISTAS DE PEAJE

Aunque la literatura sobre elasticidades de transporte es muy amplia pocas tratan, directamente, la elasticidad de la demanda con respecto al peaje. Como indican Matas y Raymond (2003) y Odeck y Brathen (2008) la evidencia empírica sobre elasticidades de la demanda de autopistas de pago es limitada debido a la existencia de, relativamente, pocas autopistas de peajes en el mundo. En efecto, los estudios realizados en esta materia, generalmente, se refieren a casos puntuales (túneles, puentes, etc.) con lo cual generalizar puede llevar a conclusiones incorrectas.

La evidencia empírica sobre elasticidades de peaje se resume en el Cuadro 1. Puede observarse que la demanda con respecto al peaje es inelástica, el rango para carreteras y autopistas urbanas e interurbanas se ubica entre -0.10 y -1.31 (incluyendo corto y largo plazo). Estas diferencias pueden explicarse por factores relacionados con el motivo del viaje, tipo de vía, nivel de peaje, existencia de vías alternativas gratuitas, entre otros.

CUADRO 1

Autores	Resultados	Contexto
Goodwin (1988), citado en May (1992)	Promedio -0.45	Revisión de la literatura
Ribas, Raymond y Matas (1988)	Entre -0.15 y -0.48	Tres autopistas interurbanas en España
Jones y Hervik (1992)	Oslo -0.22 Alesund -0.45	Peajes en vías de circunvalación en Noruega
Harvey (1994)	Autopista -0.10	Autopista de peaje Everett, New Hampshire. EEUU
Mauchan y Bonsall (1995)	Toda la red de autopistas -0.40 Autopistas interurbanas -0.25	Modelo de simulación de autopistas de peaje para West Yorkshire. RU
INRETS (1997), citado en TRACE Consortium (1998)	Entre -0.22 y -0.35	Autopistas francesas para viajes superiores a 100 kms.
UTM (2000)	-0.20	Autopista de peaje New Jersey, EEUU
Matas y Raymond (2003)	CP: entre -0.21 y -0.83 LP: entre -0.33 y -1.31	Autopistas interurbanas. España
Asensio y Matas (2005)	CP: entre -0.13 y -0.21 LP: entre -0.23 y -0.34	Autopistas urbanas en Barcelona, España
Álvarez, Cantos, y Garcia, 2007	-0.54	Radiales de Madrid, España

Nota: CP=corto plazo; LP=largo plazo

Por otra parte, la literatura sobre elasticidad con respecto al precio de la gasolina es mucho más amplia que en el caso del peaje, en el Cuadro 2 se resumen los resultados obtenidos en otros estudios. Puede concluirse que la demanda de tráfico es inelástica ante cambios en el precio de la gasolina. La literatura resalta la clara diferencia entre las elasticidades de corto y largo plazo. Según las estimaciones, la elasticidad del precio de la gasolina en el corto plazo se encuentra entre -0.10 y -0.34; y en el largo plazo entre -0.30 y -0.80.

CUADRO 2

Autores	Resultados	Contexto
Dargay y Goodwin (1995)	CP: -0.20 LP: -0.60	Modelo dinámico basado en datos de series temporales
Johannson y Shipper (1997)	LP: -0.30	Datos para 12 países de la OCDE entre 1973 y 1992
Matas y Raymond (2003)	CP: -0.34 LP: -0.53	Autopistas interurbanas. España
Graham y Glaister (2004) Goodwin, Dargay y Hanly (2004)	CP: -0.10 LP: -0.30	Revisión de la literatura
Basso y Oum (2008)	CP: entre -0.2 y -0.3 LP: entre -0.6 y -0.8	Revisión de la literatura

Nota: CP=corto plazo; LP=largo plazo

En cuanto a la elasticidad con respecto al ingreso los estudios son pocos. Un resumen de los resultados se muestra en el Cuadro 3, la revisión de la literatura indica una elasticidad entre 0.39 y 0.89 para el corto plazo y entre 0.81 y 1.40 para el largo plazo.

CUADRO 3

Autores	Resultados	Contexto
Dahl y Frazen (1992)	CP entre 0.39 y 0.52 LP entre 1.16 y 1.32	Revisión de la literatura
Johannson y Shipper (1997)	LP -1.20	Datos para 12 países de la OCDE entre 1973 y 1992
Espey (1996)	CP promedio: 0.39 LP promedio: 0.81	Meta-análisis, literatura internacional
Matas y Raymond (2003)	CP: 0.89 LP: 1.40	Autopistas interurbanas. España

Nota: CP=corto plazo; LP=largo plazo

Finalmente, en relación con la sensibilidad de la demanda de tráfico con respecto a la población se espera que la elasticidad esté alrededor de 1, es decir que el crecimiento de la población genera un aumento proporcional del tráfico. En este sentido, Noland (2001) obtiene elasticidades entre 0.99 y 1.21 para datos agregados de diferentes tipos de vías (urbanas interestatales, urbanas arteriales, rurales, etc.).

III. ANÁLISIS EMPÍRICO

III.1 SELECCIÓN DE LOS TRAMOS

Para la estimación de la demanda de transporte en las autopistas de peaje en España y, por consiguiente, para el análisis del excedente del consumidor, se cuenta con un conjunto de datos anuales compuesto por 69 tramos de 11 autopistas interurbanas del país con una extensión temporal máxima de 27 años (1980-2007) dependiendo de la fecha de explotación de la autopista. En consecuencia, se tiene un panel de datos no balanceado con 1752 observaciones en total.

Se consideran en total 1424 kilómetros de autopistas, lo que representa el 46.40% del total de kilómetros de autopistas de pago para el año 2007. Con la finalidad de obtener resultados válidos y fiables se excluyeron de la muestra aquellos tramos con *i*) un período de explotación muy corto (menor a 20 años); *ii*) con observaciones anómalas o que hayan experimentado cambios importantes no recogidos por las variables explicativas del modelo²; *iii*) muy cercanos a centros urbanos y, *iv*) se excluyeron de la muestra los túneles. En el Anexo 1 se muestran los tramos que se consideraron en el estudio.

² Fue el caso de la AP-9 Autopista del Atlántico Ferrol – Front. Portuguesa (218.9 kms.) cuyo largo período en construcción no permitía obtener una serie homogénea suficientemente larga

III.2 DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES

Como medida del volumen de tráfico se tiene la intensidad media diaria (IMD) de los vehículos ligeros, medida que puede interpretarse como el número de vehículos que pasan por un tramo en un día promedio del año. Los datos se obtuvieron de las publicaciones del Ministerio de Fomento (MF) y directamente de las sociedades concesionarias de las autopistas de peaje.

El peaje se expresa como el precio por kilómetro de la autopista, para ello, se calcula dividiendo la tarifa vigente para cada año cobrada a los vehículos ligeros por el número de kilómetros del tramo. Los datos son deflactados utilizando el índice de precios al consumidor (IPC). La información se obtuvo directamente de las sociedades concesionarias.

Como parte del coste generalizado por el uso de la infraestructura, se considera el precio promedio anual del litro de gasolina por comunidades autónomas (CC.AA). Para su cálculo se pondera el tipo de combustible (con plomo, sin plomo, diesel) por el porcentaje de vehículos que utiliza un tipo u otro de combustible. Las cifras fueron deflactadas por el IPC. Los datos se obtuvieron de las estadísticas de la OCDE y del Ministerio de Economía de España.

Entre las variables socioeconómicas se consideró el producto interno bruto per cápita (PIBpc) a precios constantes (año base 2000) por CC.AA. Asimismo, para medir el impacto demográfico sobre el volumen de tráfico se recopiló información sobre el número de habitantes por CC.AA. Los datos son del Instituto Nacional de Estadísticas de España.

Cabe mencionar que la información a nivel de CC.AA (y no a nivel nacional) para el PIB real per cápita, población y precio de la gasolina mejora la precisión de la estimación y enriquece la especificación del modelo econométrico.

Debido a la imposibilidad de contar con indicadores de calidad relacionados con el tiempo de viaje por tramos de las autopistas de peaje y de sus alternativas durante todo el periodo de estudio, se construyó una serie de variables ficticias que capturasen cambios significativos en la calidad de la autopista de peaje o de la alternativa. La información fue proporcionada por el MF y por las sociedades concesionarias.

Se identificaron otras variables ficticias referidas a shocks sobre el volumen de tráfico de las autopistas no recogidas por las variables explicativas, entre ellas, la Exposición Mundial de Sevilla en 1992 que tuvo un impacto positivo sobre el tráfico en la autopista AP-4 Sevilla-Cádiz. En total se identificaron alrededor de 26 variables ficticias significativas (ver Anexo 2).

III.3 DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LOS DATOS

Un resumen estadístico de las variables utilizadas en el análisis se muestra en el Cuadro 4

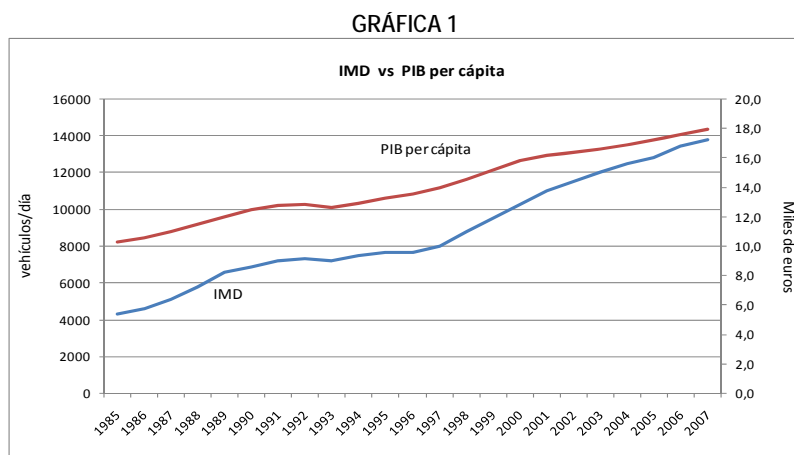
CUADRO 4

	IMD	Peaje	Precio gasolina	PIB real per cápita	Población
Media	16918	0.127	0.9802	15.503	4,036,862
Mediana	12370	0.114	0.9078	15.459	4018187
Desviación estándar	14182.99	0.051	0.1799	3.505	2239776
Coefficiente de variación	0.838	0.398	0.1836	0.226	0.555
Valor máximo	90033	0.343	1.4964	23.506	7941258
Valor mínimo	1689	0.000	0.8268	7.210	251412
Período temporal	1980-2007				
Observaciones cross-section	69				
Total Observaciones	1752				

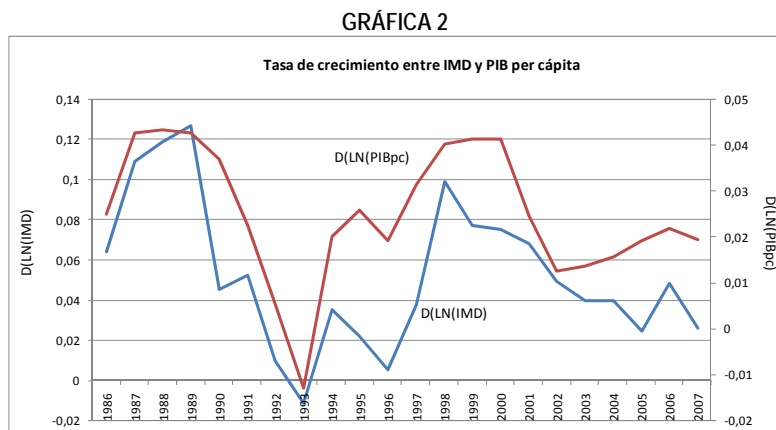
Elaboración propia

Los datos sobre la IMD muestran que existen grandes diferencias en el volumen de tráfico en los tramos estudiados. En efecto, puede observarse un alto grado de variabilidad en la variable IMD, medida por la desviación estándar y el coeficiente de variación, debido a que en las observaciones se incluyen tanto tramos muy transitados, así como, tramos con un bajo volumen de tráfico.

El comportamiento promedio del volumen de tráfico de los tramos analizados se muestra en la Gráfica 1. En general, puede notarse un crecimiento sostenido entre 1985 y 2007, destaca el período 1998-2001 de intenso crecimiento que corresponde con un período de expansión económica en el país.

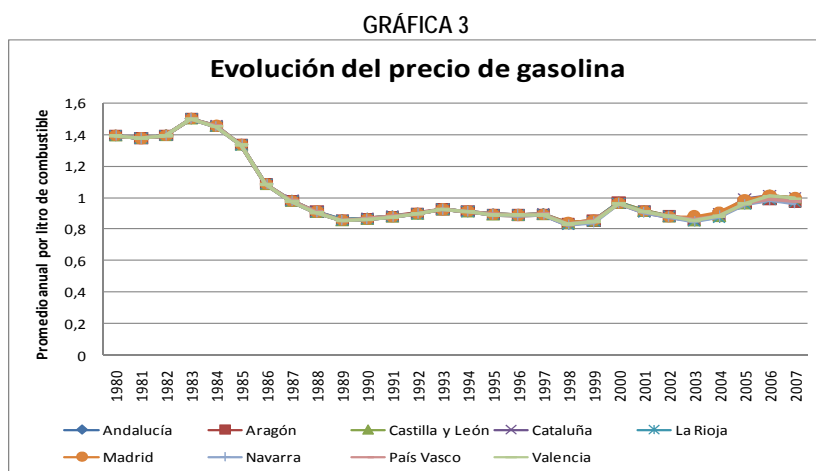


La relación entre el volumen de tráfico y la actividad económica se muestra en la Gráfica 2, donde se observa una evidente sincronía entre la tasa de crecimiento de la IMD y del PIB real per cápita, además del claro carácter procíclico del volumen del tráfico, tal como constataron Matas y Raymond (2003)



En cuanto al peaje, su variabilidad lo explica la diferencia de precios entre los tramos y las marcadas reducciones en las tarifas de algunas autopistas durante el periodo de estudio³. En especial, estas reducciones son un aspecto positivo en el análisis de la demanda y, por ende, en la estimación de las elasticidades precio de la demanda, puesto que permiten captar con mayor precisión el impacto sobre el volumen de tráfico debido a variaciones significativas en las tarifas a lo largo del tiempo.

Puede observarse en la Gráfica 3 que existe poca variabilidad en el precio de la gasolina entre CC.AA. Además puede apreciarse que, a partir de 1989, el precio de la gasolina se ha mantenido relativamente estable. El promedio se ubica en 0,98 euros por litro.



³ En 1994, 1997 y 1999 los peajes de varias autopistas experimentaron una reducción entre un 25% y 50%, aproximadamente.

III.3 METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

Como se mencionó, el presente estudio tiene como finalidad estimar el impacto sobre el bienestar de los usuarios de las autopistas de pago en España debido a la eliminación de las tarifas de peaje. Por consiguiente, se procede a estimar económicamente una función de demanda de autopistas de peaje que permita calcular el excedente del consumidor (EC) cuando el peaje sea igual a cero.

La metodología para la estimación de la función de demanda es una aproximación empírica que parte de la utilizada por Matas y Raymond (2003), quienes realizan un análisis de las elasticidades de corto y largo plazo de las autopistas de pago en España entre 1981 y 1998.

La estructura de la base de datos corresponde a un panel de datos no balanceado cuyas unidades de corte transversal se refieren a los tramos y la serie temporal comprende el período 1980-2007. La combinación de estas dos perspectivas en el análisis econométrico es una ventaja, no sólo porque permite incorporar más observaciones al modelo, sino porque en la estimación es posible captar información tanto de la variación entre las unidades transversales como de la variación temporal.

Cabe mencionar que la estimación con un panel no balanceado no genera problemas adicionales, ya que la falta de ciertas observaciones se debe básicamente a diferencias en las fechas de explotación entre las autopistas de pago. Por lo tanto, se puede asumir que la ausencia de datos no se correlaciona con las perturbaciones del modelo.

La naturaleza de los datos sugiere que se debe utilizar un modelo de efectos fijos⁴. Al incorporar la heterogeneidad inobservable (representado por los interceptos de las ecuaciones de cada tramo) se capturan todos aquellos factores no observados que son constantes en el tiempo y que influyen en la demanda de autopistas de peaje.

Por otra parte, como resaltan Oum (1989) y Oum (2008) la selección de la forma funcional es fundamental para el análisis y la predicción de la demanda, puesto que los resultados empíricos pueden variar significativamente según sea la forma funcional que se adopte. En este sentido, se recomienda que

⁴ Las unidades transversales no pueden ser consideradas muestras aleatorias de una gran población, porque corresponden a tramos seleccionados de autopistas de peaje españolas.

la forma funcional que relaciona la demanda con el conjunto de variables explicativas sea determinada tanto por lo que indique la teoría económica como por la naturaleza de los datos y que, además, sea lo suficientemente flexible para que no se restrinja a priori las propiedades de la función de demanda. Una opción que se encuentra en un gran número de estudios recientes es la transformación Box-Cox⁵. La ventaja de su formulación es que anida formas usuales de la especificación de la función de demanda, en particular, la especificación lineal y la logarítmica; por otro lado, su flexibilidad viene dada por el tratamiento del parámetro “ λ ” como un parámetro adicional desconocido de la ecuación.

Por consiguiente, para la selección de la forma funcional de la función de demanda de autopistas de peaje se partió de una formulación Box-Cox. El coeficiente λ estimado fue de 0.148, valor suficientemente cercano a cero, por lo tanto, sugiere utilizar una forma funcional logarítmica⁶. No obstante, la existencia de peajes iguales a cero y muy próximos a cero no permiten asumir este tipo de especificación y, menos aún, simular una política de supresión de peajes. En consecuencia, se optó por dos alternativas, un modelo lineal y un modelo semilogarítmico con respecto al peaje. La selección se hizo con base al grado de ajuste de los datos utilizando como criterio el valor de la función de verosimilitud, con el cual se llegó a la conclusión⁷ de que existe una mayor probabilidad de que el proceso de generación de los datos siga una especificación semilogarítmica que una lineal.

Con la especificación semilogarítmica se asume que la elasticidad con respecto al peaje varía a lo largo de la curva de demanda dependiendo de la magnitud del peaje⁸, a la vez que, al mantener el resto de las variables en logaritmo, se reduce el margen de variabilidad de los datos, así como, la sensibilidad del modelo a observaciones extremas.

Por otro lado, en la modelización de la demanda de transporte⁹ suele preferirse una estructura dinámica a una estática, puesto que ello permite distinguir entre las elasticidades de corto y largo plazo, capturar la

⁵ Note que la transformación Box-Cox se define como $y^{(\lambda)} = \frac{y^\lambda - 1}{\lambda}$. Tal que, $y^{(\lambda)} = \begin{cases} y - 1, & \text{si } \lambda \rightarrow 1 \\ \ln(y), & \text{si } \lambda \rightarrow 0 \end{cases}$

⁶ Para que la transformación Box-Cox esté definida para todos los valores de λ , y tiene que ser estrictamente positiva, por lo tanto, se eliminó el tramo de la AP-4 Jerez-Puerto Real, cuyo peaje es igual a cero a partir de 2006

⁷ El cálculo de la función de verosimilitud en el caso de la especificación lineal fue de -18889.5, mientras para la especificación semilogarítmica se obtuvo -18755.03

⁸ Esta variación es menor que en la especificación de una curva de demanda lineal, lo que representa una ventaja de aquella sobre ésta

⁹ Oum (2008); Kitamura (2008); Matas y Raymond (2003); Goodwin (1992)

respuesta total de la demanda a lo largo del tiempo y contemplar la existencia de inercia en las decisiones de los individuos.

Para caracterizar la estructura dinámica de la demanda de autopistas de peaje se siguió la metodología de lo general a lo particular, es decir, se partió de un modelo sobreparametrizado que incluía como regresores, diferentes rezagos de la variable dependiente y de las variables explicativas. Basándose en los resultados de las pruebas de especificación, dicho modelo se fue reduciendo de forma gradual hasta lograr una representación parsimoniosa de los datos, lo cual se verificó con la especificación de un modelo de ajuste parcial (MAP).

Las principales ventajas de un MAP es que produce de forma inmediata estimaciones de corto y largo plazo, es moderado con los grados de libertad y, en general, produce estimaciones razonables. Una de sus limitaciones es que, implícitamente, asume que el proceso de adaptación decrece progresivamente, lo cual no es necesariamente verdadero (Johansson y Schipper, 1997).

Como se mencionó, el objetivo de la metodología econométrica es estimar una función de demanda que permita simular una política de supresión de peajes en España, con esta finalidad se requiere verificar si la estimación en niveles es válida, es decir, significativa. En este sentido, la teoría de la cointegración contempla los fundamentos teóricos que justifica la utilización de una relación en niveles entre variables integradas de orden 1, $I(1)$. La idea es la siguiente (Breitung y Pesaran, 2007): Considere n_i series de tiempo observadas sobre la unidad transversal i -ésima durante el período $t=1, 2, \dots, T$

$$\mathbf{z}_{it} = (z_{i1t}, z_{i2t}, \dots, z_{in_it})'$$

Suponga que para cada i

$$z_{ijt} \sim I(1), j = 1, 2, \dots, n_i$$

Se dice que \mathbf{z}_{it} tiene una o más relaciones de cointegración si existe una combinación lineal de z_{ijt} 's para $j=1, 2, \dots, n_i$ que sea $I(0)$, es decir, si existe una matriz $n_i \times r_i$ ($r_i \geq 1$) tal que

$$\beta'_{i r_i \times n_i} \mathbf{z}_{it n_i \times 1} = \xi_{it r_i \times 1} \sim I(0)$$

r_i denota el número de relaciones de cointegración

Una vez que se comprueba que las variables están cointegradas, se sigue que las series muestran una relación de equilibrio a largo plazo y, por ende, es posible plantear una relación en niveles entre las variables del modelo de forma significativa, es decir, no espuria.

De esta forma, se procedió a comprobar si las variables del modelo de demanda de autopistas de peaje están cointegradas, a través de la aplicación de la Prueba de Cointegración Residual de Kao¹⁰. Como puede observarse en el Cuadro 5, a un nivel de significancia del 5%, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, por ende, las variables están cointegradas y la especificación de la función de demanda en niveles es significativa.

CUADRO 5

Kao Residual Cointegration Test				
Series: LOG(I_?) P_? LOG(GAS_?) LOG(PIBC_?) LOG(POB_?)				
Sample: 1980 2007				
Included observations: 28				
Null Hypothesis: No cointegration				
Trend assumption: No deterministic trend				
User-specified lag length: 1				
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel				
			t-Statistic	Prob.
ADF			-6.418591	0
Residual variance			0.002387	
HAC variance			0.003886	
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESID?)				
Method: Panel Least Squares				
Sample (adjusted): 1982 2007				
Included observations: 26 after adjustments				
Cross-sections included: 69				
Total pool (unbalanced) observations: 1614				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID?(-1)	-0.088685	0.00884	-10.03179	0
D(RESID?(-1))	0.312067	0.02355	13.25126	0
R-squared	0.128248	Mean dependent var		0.001924
Adjusted R-squared	0.127707	S.D. dependent var		0.050275
S.E. of regression	0.046955	Akaike info criterion		-3.278017
Sum squared resid	3.554088	Schwarz criterion		-3.271342
Log likelihood	2647.36	Hannan-Quinn criter.		-3.27554
Durbin-Watson stat	2.066621			

Bajo estas consideraciones, el modelo finalmente estimado es

$$\ln vol_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \tau_{it} + \beta_{2i} \ln pgas_{it} + \beta_{3i} \ln pibpc_{it} + \beta_{4i} \ln pob_{it} + \beta_{5i} D_{it} + \gamma_i \ln vol_{it-1} + u_{it} \quad (2)$$

Donde

$pgas_{it}$ representa el precio de la gasolina en la CC.AA a la que pertenece el tramo i en el periodo t .

¹⁰ La prueba de Kao es una extensión de la prueba de cointegración de dos pasos planteada por Engle-Granger aplicada a estructuras de datos longitudinales.

$pibpc_{it}$ es el PIB real per cápita de la CC.AA a la que pertenece el tramo i en el periodo t .

pob_{it} es la población de la CC.AA a la que pertenece el tramo i en el periodo t .

D_{it} son las variables ficticias que recogen cambios importantes en la calidad de la autopista de peaje o de la alternativa, así como, cambios significativos en el volumen del tráfico no recogidas por las variables independientes (ver Anexo 2)

En el modelo (2) los coeficientes β_{2i} , β_{3i} , β_{4i} deben ser interpretados como elasticidades de corto plazo.

Note que la elasticidad precio de la demanda de autopistas de peaje de corto plazo viene dada por

$$\varepsilon_{vol_i, p_i} = \beta_{1i} \cdot \bar{\tau}_i, \text{ donde } \bar{\tau}_i \text{ es igual al peaje promedio para el tramo } i.$$

Por otra parte, las elasticidades de largo plazo se definen como $\beta_{ki}/1 - \gamma$ para $k=2, 3, 4$. La elasticidad precio de la demanda a largo plazo viene dada por $\beta_{1i} \cdot \bar{\tau}_i / 1 - \gamma$ Donde $1 - \gamma$ es el factor que mide la velocidad de ajuste.

Debido a que en el largo plazo los individuos pueden ajustarse mejor a los cambios en el mercado en comparación al corto plazo, se espera que las elasticidades de largo plazo sean mayores, en términos absolutos, a las de corto plazo¹¹.

Adicionalmente, dos conceptos útiles que permiten caracterizar la velocidad del ajuste del volumen de tráfico, son el retardo mediano y el retardo medio. En este sentido, el retardo mediano indica el número de períodos en el cual se alcanza la mitad del efecto total que se produce en el volumen de tráfico debido a una variación unitaria de la variable explicativa, se calcula como $\frac{\ln(0.5)}{\ln(\gamma)}$. Por su parte, el retardo medio se define como el promedio ponderado de todos los retardos del modelo, viene dado por $\frac{\gamma}{1-\gamma}$.

Finalmente, de acuerdo a la teoría económica, se espera que el precio de la gasolina y la tarifa de peaje tengan un efecto negativo sobre la demanda de tráfico por autopistas de peaje, mientras que el PIB real per cápita y la población tengan un efecto positivo, por lo tanto:

$$\beta_{1i}, \beta_{2i} < 0;$$

$$\beta_{3i}, \beta_{4i} > 0$$

¹¹ Oum (2008); Kitamura (2008); Matas y Raymond (2003); Goodwin (1992)

IV. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

IV.1 ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA DE AUTOPISTAS DE PEAJE EN ESPAÑA

Considerando la extensión temporal de los datos, así como, una mayor eficiencia en la estimación de los coeficientes de peaje, se asumió que los coeficientes relacionados con las elasticidades del PIB real per cápita, población y precio de la gasolina fueran comunes a todos los tramos; a la vez que se definieron elasticidades de peaje específicos para cada tramo, de tal forma que pudiesen variar de acuerdo a las características de las autopistas y de las alternativas correspondientes. Esta especificación concuerda con la propuesta por Matas y Raymond (2003). Por lo tanto, la estimación del modelo (2) se reduce a

$$\ln vol_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \tau_{it} + \beta_2 \ln pgas_{it} + \beta_3 \ln pibpc_{it} + \beta_4 \ln pob_{it} + \beta_{5i} D_{it} + \gamma \ln vol_{it-1} + u_{it} \quad (3)$$

Bajo estas condiciones, se llevó a cabo una primera estimación de la ecuación (3) mediante un modelo de panel de datos con efectos fijos. Para corregir por correlación serial de las perturbaciones, se asumió que las perturbaciones seguían un proceso autorregresivo de primer orden, AR(1). Adicionalmente, como se detectó heteroscedasticidad entre las varianzas de las perturbaciones¹², se utilizó como método de estimación Mínimos Cuadrados Ponderados, MCP.

Los resultados de esta primera estimación se resumen en el Cuadro 6. Puede observarse que los coeficientes del precio de la gasolina, PIB real per cápita, población y velocidad de ajuste (γ) son estimados con un alto grado de precisión (todos los estadísticos t son de dos dígitos); además, los signos son los adecuados y las elasticidades respectivas se encuentran entre el rango indicado por la literatura, aunque en el margen superior. Cabe mencionar que resultaron significativas 26 variables ficticias y con los signos esperados (ver Anexo 3 para los resultados completos de la estimación y Anexo 2 para las definiciones de las variables ficticias).

Dado el coeficiente de retardo igual a 0.44, puede demostrarse que el efecto de largo plazo es 1.79 veces el efecto a corto plazo. Asimismo, el retardo medio se ubica en 0.79 y el retardo mediano en

¹² Se aplicó la Prueba de Breusch-Pagan para detectar heteroscedasticidad en la ecuación de demanda. Se obtuvo un estadístico F para la significancia de las variables explicativas de 3.145, cuya probabilidad asociada fue de 0,00; por ende, existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de homoscedasticidad a un nivel de significancia de 5%.

0.85, es decir que el 50% del ajuste sobre el volumen de tráfico ocurre entre el octavo y noveno mes después del cambio. También puede notarse que un 92% del ajuste se logra en el tercer año.

CUADRO 6 RESUMEN RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MODELO (3)

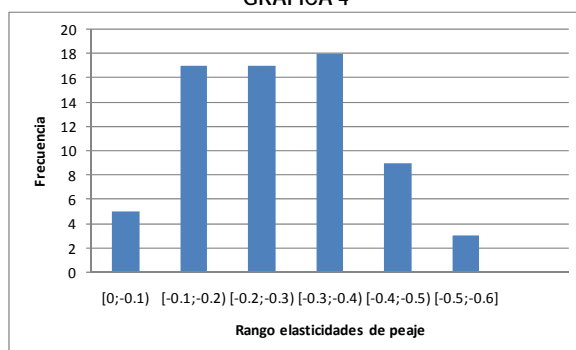
variable	elasticidad	
	corto plazo	largo plazo
precio de la gasolina	-0.252 (-20.55)	-0.451 (-13.89)
PIB per cápita	0.622 (18.36)	1.112 (20.93)
Población	0.908 (14.71)	1.623 (14.95)
velocidad de ajuste γ	0.441 (26.47)	

Entre parentesis se muestra el estadístico t

De acuerdo a los resultados, la elasticidad con respecto al precio de la gasolina es de -0.25 en el corto plazo y -0.45 en el largo plazo. Note que los resultados se encuentran claramente dentro del rango promedio de estimaciones obtenidas en otros estudios (ver Cuadro 2). En cuanto a la elasticidad con respecto al ingreso, el resultado fue de 0.62 para el corto plazo y de 1.11 para el largo plazo. La literatura sugiere un rango entre 0.39 y 0.89 para el corto plazo y 0.81 y 1.40 para el largo plazo (ver Cuadro 3), por ende, nuestras estimaciones son consistentes con la evidencia empírica. Por otra parte, la elasticidad con respecto a la población es de 0.91 en el corto plazo y 1.62 en el largo plazo, por lo tanto, se encuentra alrededor de 1 tal como sugiere la literatura.

En relación con los coeficientes de peajes, la mayoría mostraron ser muy significativos y presentaron los signos esperados. Las elasticidades de corto plazo obtenidas se resumen en la siguiente gráfica de frecuencia. Puede apreciarse que las elasticidades con respecto al peaje se concentran alrededor de -0.10 y -0.40; el promedio se ubica en -0.28. Tal como se explicó anteriormente, los resultados son consistentes con los planteados en la literatura (ver Cuadro 1).

GRÁFICA 4



De la estimación se pudo notar que los tramos dentro de cada autopista mostraban elasticidades similares (ver Anexo 3), por lo tanto, con la finalidad de ganar eficiencia en la estimación, se procedió a agrupar los tramos de acuerdo a 3 tipos de elasticidades, a saber:

- i) Elasticidad baja, para aquellos tramos con $0 \leq \varepsilon_{vol_i, p_i} < 0,20$
- ii) Elasticidad media, para aquellos tramos con $0,20 \leq \varepsilon_{vol_i, p_i} < 0,35$
- iii) Elasticidad alta, para aquellos tramos con $\varepsilon_{vol_i, p_i} \geq 0,35$

En este contexto, se lleva a cabo la siguiente estimación

$$\ln vol_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1b} \tau_{it} + \beta_{1m} \tau_{it} + \beta_{1a} \tau_{it} + \beta_2 \ln pgas_{it} + \beta_3 \ln pibpc_{it} + \beta_4 \ln pob_{it} + \beta_5 D_{it} + \gamma \ln vol_{it-1} + u_{it} \quad (4)$$

Donde los subíndices b , m , a , hacen referencia a los tres coeficientes de peaje a estimar de acuerdo al grado de elasticidad de los tramos referido anteriormente.

Para verificar la validez de agrupar los tramos de acuerdo al grado de elasticidad mencionado, se contrastó mediante la Prueba F global el modelo restringido (4) con respecto al no restringido (3). Con la cual se verificó que no existe suficiente evidencia para rechazar la estimación mediante el modelo restringido dado por la ecuación (4).

Un resumen de los resultados de la estimación de la especificación del modelo (4) puede observarse en el Cuadro 7 (la estimación completa se muestra en el Anexo 4). En el Anexo 5 se encuentran los tramos agrupados de acuerdo a la clasificación de las elasticidades. Puede notarse que todos los coeficientes estimados son altamente significativos y tienen los signos esperados. Asimismo, los coeficientes precio de la gasolina, PIB real per cápita, población y velocidad de ajuste son similares a los obtenidos en la estimación del modelo (3), por lo tanto, las conclusiones para las elasticidades correspondientes son las mismas que se explicaron anteriormente. En referencia a los coeficientes de los peajes, los resultados muestran que, efectivamente, la demanda es sensible a cambios en las tarifas de peaje, dicha sensibilidad es mayor o menor en función de las características de las autopistas de pago y de las vías alternativas. Puede apreciarse el alto grado de precisión con la que se estiman estos coeficientes.

CUADRO 7 RESUMEN DE LOS RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO (4)

variable	elasticidad	
	corto plazo	largo plazo
precio de la gasolina	-0.259 (-20.88)	-0.461 (-13.93)
PIB per cápita	0.633 (18.16)	1.128 (20.90)
Población	0.925 (14.48)	1.648 (14.63)
velocidad de ajuste γ	0.439 (25.56)	
peaje grupo elasticidad baja	-0.131 (-9.695)	-0.233 (-8.35)
peaje grupo elasticidad media	-0.260 (-20.14)	-0.464 (-14.02)
peaje grupo elasticidad alta	-0.382 (-15.16)	-0.680 (-11.86)

Entre parentesis se muestra el estadístico t

En conclusión, los resultados de las estimaciones indican que, efectivamente, el volumen de tráfico en las autopistas de peaje es sensible al precio de la gasolina, a las tarifas de peaje, al nivel de la actividad económica y al tamaño de la población. Las diferencias entre las elasticidades de peaje encontradas se explican por la existencia y la calidad de la vía alternativa. Como se observó las elasticidades estimadas se encuentran en el rango superior indicado en la literatura, la razón es que al contar con una vía sustituta el tráfico tiene más opciones para responder ante cambios en el mercado, por ende, la elasticidad es mayor.

IV.2 EFECTOS DE UNA POLÍTICA DE SUPRESIÓN DE PEAJES EN ESPAÑA

A partir de la información obtenida en la estimación de la función de demanda en el apartado anterior, se calcula el cambio en el EC de los usuarios de las autopistas de pago en España derivado de la supresión de las tarifas de peaje. Para ello, se supone que en el año 1988 la política de transporte planteada por el gobierno español consistió en la eliminación de las tarifas de peaje¹³. Bajo este escenario, se desea conocer, en relación con la situación actual y en un contexto de equilibrio a largo plazo, cuál es el cambio diferencial del volumen de tráfico y cuáles las ganancias de bienestar de los usuarios de estas infraestructuras.

¹³ Se escoge 1988 porque es el año a partir del cual existe información para todos los tramos.

Partiendo del modelo (4) se obtiene una predicción de la demanda de autopista de peaje para el año 2007. La comparación de los resultados de esta primera estimación con los que se obtenga cuando se asuman peajes iguales a cero es válida, puesto que se están considerando con ambos resultados los errores de predicción que se cometen con la estimación econométrica. Posteriormente, se asume peajes iguales a cero y se predice la demanda de autopistas de pago bajo este escenario. Los resultados obtenidos por autopistas se muestran a continuación.

IV.2.1 EFECTOS SOBRE EL VOLUMEN DE TRÁFICO

Los resultados presentados en el Cuadro 8 sugieren que, de haberse eliminado los peajes en las autopistas en 1988, el tráfico 19 años después hubiese sido un 43.40% superior al estimado en 2007 en presencia de peajes, considerando una situación de estabilidad en el resto de las variables.

CUADRO 8

Autopista	Kms	Δ diferencial IMD (año 2007)
A-15 Tudela- Irurzun	112.6	45.77
AP-1 Burgos-Armiñon	84.3	96.46
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	215.5	43.10
C-32 Montgat-Palafolls	48.9	35.63
AP-4 Sevilla-Cádiz	93.8	49.16
AP-68 Bilbao-Zaragoza	294.4	47.46
AP-7 Barcelona-Tarragona	96.6	38.11
AP-7 Montmeló-La Junquera	135.8	14.77
AP-7 Tarragona-Valencia	225.3	34.77
AP-7 Valencia-Alicante	148.5	51.70
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia	105.6	20.46
Cambio diferencial promedio 2007		43.40

Cálculos propios

Como indica Álvarez, Cantos y Garcia (2007), ya que el sustituto directo de las autopistas de peaje son las vías alternativas gratuitas, es lógico pensar que dicho aumento en el tráfico venga en gran parte explicado por un desvío de usuarios de la alternativa hacia la autopista¹⁴. Ello generaría dos efectos:

- i) El aumento del tráfico en las autopistas puede ocasionar una reducción en la velocidad de los vehículos y, en algunos casos, puede aparecer congestión. En consecuencia puede darse un incremento del tiempo de viaje de los usuarios iniciales de las autopistas y, por ende, pueden experimentar una pérdida del bienestar.

¹⁴ El aumento del tráfico también puede ser explicado por el cambio entre otros modos de transporte (ferrocarril, autobús, etc.), no obstante, para el caso de desplazamientos por autopistas de peaje cabe esperar que la mayoría provenga de las vías alternativas gratuitas.

ii) Con la reducción del tráfico en la vía alternativa, puede producirse una disminución en el tiempo de viaje de los usuarios, un descenso en los accidentes¹⁵, en los costes de mantenimiento de la infraestructura y en los costes operativos y de combustible de los vehículos¹⁶.

En general, puede darse un incremento del coste de tiempo de los usuarios iniciales y una reducción del coste de tiempo para los usuarios nuevos. En este sentido, podría suceder, como menciona Álvarez, Cantos y Garcia (2007), que el ahorro de tiempo obtenido por los nuevos usuarios sea superior a la pérdida que experimenten los usuarios iniciales (no obstante, este tipo de análisis escapa de los objetivos del presente trabajo)¹⁷.

Es importante resaltar que este estudio no tiene en cuenta la restricción de la capacidad en la red vial. Es posible que para autopistas con alta IMD este aumento del tráfico no sea admisible, ello seguramente será así para determinadas horas o días de la semana. Puesto que en el análisis no se contempla la distribución del tráfico por hora o por día ni problemas de congestión, no es posible aproximarnos a los costes que representaría esta situación.

IV.2.2 IMPACTO SOBRE EL BIENESTAR

MEDICIÓN DEL BIENESTAR DE LOS USUARIOS: EL EXCEDENTE DEL CONSUMIDOR

A partir de la función de demanda marshalliana de autopistas de pago, la medición de los beneficios para los usuarios debido a la eliminación de las tarifas de peajes en España puede aproximarse a través del concepto del EC, como una manera de asignar un valor monetario al cambio en el bienestar experimentado por dichos usuarios. El EC es una herramienta analítica utilizada frecuentemente en la evaluación de la variación del bienestar asociado a cambios en las políticas de inversión o de precios en el sector de transporte. Se define como la diferencia entre lo que el consumidor está dispuesto a pagar por un bien y lo que realmente paga. En términos geométricos, el EC (neto) viene dado por la superficie comprendida entre la curva de demanda y la línea horizontal determinada por el precio del mercado.

¹⁵ Department for Transport (2004), Albalade y Bel (2008)

¹⁶ Cantos y Álvarez (2008)

¹⁷ Sin embargo, si se modifica el tiempo, los costes aumentan para todos los usuarios, por lo tanto, el cambio en el tráfico sería inferior al predicho, en nuestro análisis se suponen costes de tiempo constantes.

Sea la función de demanda de autopistas de peaje (1), la curva de demanda correspondiente es

$$vol_{it} = f(\tau_{it}) \quad (5)$$

Se define el excedente del consumidor, EC_{it} , de un cambio en el peaje de τ_{it}^0 a τ_{it}^1 como

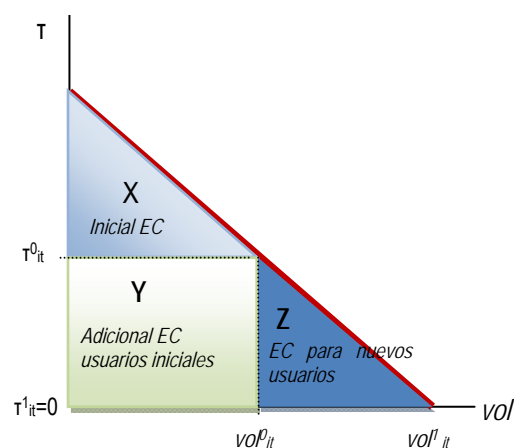
$$EC_{it} = \int_{\tau_{it}^0}^{\tau_{it}^1} f(\tau_{it}) d\tau_{it} \quad (6)$$

Una aproximación frecuentemente utilizada en el análisis empírico para medir el EC, dado por la ecuación (6), es la “regla de la mitad” (*rule of a half*) que, para un cambio en los peajes de τ_{it}^0 a τ_{it}^1 , puede expresarse como

$$EC_{it} \cong \frac{1}{2}(vol_{it}^0 + vol_{it}^1)(\tau_{it}^0 - \tau_{it}^1) \quad (7)$$

Gráficamente, la regla de la mitad permite calcular las áreas Y y Z de la Gráfica 5. La Gráfica 5 describe los efectos que se derivan de la supresión de los peajes. Cuando el peaje se reduce de τ_{it}^0 a τ_{it}^1 (donde $\tau_{it}^1 = 0$), el volumen de tráfico pasa de vol_{it}^0 a vol_{it}^1 , por lo tanto, se produce un cambio en el EC dado por las áreas Y y Z. Dicho cambio viene dado por un aumento del bienestar de los usuarios iniciales al reducirse el precio que deben pagar por el uso de la autopista (área Y) y por un incremento del bienestar de los nuevos usuarios (cuya disposición de pago es menor a τ_{it}^0) que comienzan a utilizar la infraestructura (área Z)

GRÁFICA 5 EXCEDENTE DEL CONSUMIDOR



CÁLCULO DEL EXCEDENTE DEL CONSUMIDOR

Considerando el cálculo del EC de acuerdo a la regla de la mitad definida en la ecuación (7) se evalúan las ganancias para los nuevos usuarios, es decir, se estima el área Z de la Gráfica 5 correspondiente al escenario planteado anteriormente. Los resultados se muestran en el Cuadro 9, note que el EC se expresa en miles de euros anuales, previamente, deflactado (año base 2006). Los resultados de la estimación indican que el cambio en el EC para los nuevos usuarios de las autopistas de peaje es de, aproximadamente, 268.73 millones de euros. Este incremento en el bienestar viene dado por la incorporación de usuarios a la infraestructura cuando el peaje es igual a cero (área Z en la Gráfica 5).

CUADRO 9

Autopista	Kms	ΔEC_n (miles de €/año)
A-15 Tudela- Irurzun	112.6	12,252.207
AP-1 Burgos-Armiñon	84.3	30,689.404
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	215.5	38,020.692
C-32 Montgat-Palafolls	48.9	25,156.135
AP-4 Sevilla-Cádiz	93.8	14,879.427
AP-68 Bilbao-Zaragoza	294.4	32,743.446
AP-7 Barcelona-Tarragona	96.6	32,016.240
AP-7 Montmeló-La Junquera	135.8	10,497.737
AP-7 Tarragona-Valencia	225.3	24,190.362
AP-7 Valencia-Alicante	148.5	36,316.860
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia	105.6	11,970.982
TOTAL		268,733.492

Expresados en términos reales año base 2006

Cálculos propios

Por otra parte, los usuarios iniciales o antiguos de la infraestructura también experimentan una ganancia debido a la supresión de los peajes, dada por el menor coste que les ocasionan sus desplazamientos por la autopista. Los resultados indican que el cambio en el EC de los usuarios iniciales es 1229 millones de euros (área Y de la Gráfica 5) tal como se detalla en el Cuadro 10:

CUADRO 10

Autopista	Kms	ΔEC_i (miles de €/año)
A-15 Tudela- Irurzun	112.6	52,108.369
AP-1 Burgos-Armiñon	84.3	62,161.598
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	215.5	94,559.696
C-32 Montgat-Palafolls	48.9	134,932.330
AP-4 Sevilla-Cádiz	93.8	40,311.233
AP-68 Bilbao-Zaragoza	294.4	129,844.994
AP-7 Barcelona-Tarragona	96.6	159,684.642
AP-7 Montmeló-La Junquera	135.8	144,762.531
AP-7 Tarragona-Valencia	225.3	153,568.748
AP-7 Valencia-Alicante	148.5	141,189.436
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia	105.6	115,725.699
TOTAL		1,228,849.277

Expresados en términos reales año base 2006

Cálculos propios

El cambio en excedente total, finalmente, viene dado por la suma del excedente de los usuarios nuevos (ΔEC_n) y del excedente de los usuarios iniciales (ΔEC_i). El cambio en el EC total (ΔEC_t) expresa la valoración o la disposición a pagar que tienen los usuarios para poder utilizar las autopistas sin tener que pagar por ella (en vez de pagar las tarifas establecidas). Como muestra el Cuadro 11, dicha valoración es de 1498 millones de euros.

CUADRO 11

Autopista	Kms	ΔEC_t (miles de €/año)
A-15 Tudela- Irurzun	112.6	64,360.576
AP-1 Burgos-Armiñon	84.3	92,851.002
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	215.5	132,580.388
C-32 Montgat-Palafox	48.9	160,088.465
AP-4 Sevilla-Cádiz	93.8	55,190.659
AP-68 Bilbao-Zaragoza	294.4	162,588.439
AP-7 Barcelona-Tarragona	96.6	191,700.883
AP-7 Montmeló-La Junquera	135.8	155,260.269
AP-7 Tarragona-Valencia	225.3	177,759.111
AP-7 Valencia-Alicante	148.5	177,506.297
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia	105.6	127,696.681
TOTAL		1,497,582.769

Expresados en términos reales año base 2006

Cálculos propios

Cabe mencionar que el bienestar social neto no se ve afectado por el cambio en el EC de los usuarios iniciales (puesto que es una transferencia desde los contribuyentes hacia los usuarios, si se considera que los recursos provienen de asignaciones del presupuesto público), pero si por el EC de los nuevos usuarios. Por lo tanto, el bienestar social neto aumentaría en 268.73 millones de euros en el año 2007 debido a la supresión de las tarifas de peaje en las autopistas españolas.

A efectos de ilustrar la magnitud de los resultados obtenidos, se recopiló información sobre los ingresos de peaje por vehículos ligeros de 8 sociedades concesionarias de autopistas de pago en el país. Al comparar el EC de los nuevos usuarios y los ingresos de peaje se puede apreciar que la ganancia de dichos usuarios representan, aproximadamente, el 22.14% de los ingresos de peajes para el año 2006.

CUADRO 12

Autopista	Ingreso por peaje (miles de €)	ΔEC_n /Ingreso (%)
AP-1 Burgos-Armiñon	73,320.5	41.86
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	114,141.7	33.31
AP-4 Sevilla-Cádiz	63,686.8	23.36
AP-68 Bilbao-Zaragoza	151,973.9	21.55
AP-7 Barcelona-Tarragona	210,444.9	15.21
AP-7 Montmeló-La Junquera	216,913.3	4.84
AP-7 Tarragona-Valencia	201,013.4	12.03
AP-7 Valencia-Alicante	145,335.8	24.99
Promedio		22.14

MF (2008)

Cálculos propios

V. CONCLUSIONES

En este trabajo nos aproximamos al cálculo de los efectos de una política de supresión de peajes en España. Para ello, se estimó una función de demanda válida para el análisis de peajes iguales a cero, con la cual se determinó el cambio en el excedente del consumidor de los usuarios de las autopistas y el impacto sobre el volumen de tráfico en dichas infraestructuras.

La estimación de la función de demanda aporta evidencia sobre las elasticidades de las autopistas con respecto al precio de la gasolina, el ingreso, la población y el peaje, tanto para el corto como en el largo plazo. En este sentido, los resultados obtenidos confirman que la sensibilidad de la demanda de autopistas de peaje es mayor que el promedio encontrado en la literatura. Las diferencias halladas en las elasticidades de peaje entre autopistas se explican por variables relacionadas con la calidad de la vía alternativa, la longitud del tramo y la ubicación de la autopista en zonas turísticas.

En cuanto al impacto de una política de supresión de peajes, los resultados sugieren efectos diferentes para las autopistas y para las vías alternativas:

- 1) Para las autopistas:
 - a) Se produce un desvío del tráfico, en su mayoría, de la vía gratuita hacia la autopista. De acuerdo a la estimación, el tráfico podría ser un 43.40% superior al de 2007.
 - b) Debido a la reducción del coste del viaje, los usuarios antiguos y nuevos experimentan un incremento de su bienestar. El cambio del bienestar de los usuarios se estima en 1497.58 millones de euros (en comparación con el año 2007 en presencia de peaje), que corresponde un 82% a antiguos usuarios y un 18% a los nuevos usuarios.
 - c) Se reduce el bienestar de los usuarios antiguos debido al incremento del tiempo de viaje (aunque no se analiza, es posible que a ciertas horas o ciertos días aumente el tiempo de viaje en aquellas autopistas con una IMD elevada).
 - d) El cambio en el bienestar total neto es, aproximadamente, el 22% de los ingresos por peaje de las sociedades concesionarias para el año 2006.

2) En la vía alternativa gratuita:

- a) Hay un incremento del bienestar de los usuarios que permanecen en la vía alternativa debido a una reducción del tiempo de viaje.
- b) Hay un aumento del bienestar derivado de una reducción de los accidentes y de los costes operativos y de combustible de los vehículos.

Bajo estas circunstancias, el incremento del tráfico en las autopistas de peaje sugiere la necesidad de racionalizar la política de inversión de transporte, seguramente, a favor de la ampliación de autopistas y menores necesidades de las alternativas.

No obstante, la supresión de peajes implica una reducción de los recursos dirigidos a la financiación de la infraestructura. Para llenar este vacío el sector público debe recurrir a asignaciones presupuestarias que, en última instancia, dependen de la recaudación de impuestos. En consecuencia, el análisis del impacto de la eliminación de peajes debe también evaluar los efectos sobre los contribuyentes debido a un incremento de los impuestos para la construcción, mantenimiento y operación de la infraestructura.

BIBLIOGRAFÍA

- Albalade, D., y Bel, G. (2008). Motorways, tolls and road safety. *Simposio de Análisis Económico*
- Álvarez, O., Cantos, P., y García, L. (2007). The value of time and transport policies in a parallel road network. *Transport Policy* 14, 366-376.
- Asensio, J., y Matas, A. (2005). *Elasticidad del tráfico en las autopistas de peaje en contextos urbanos*. Madrid: Ministerio de Fomento.
- Bel, G. (1999). Financiación de infraestructuras viarias. La economía política de los peajes. *Papeles de Economía Española*, No. 82, 123-139.
- Breitung, J., y Pesaran, M. (2007). *Unit Roots and Cointegration in Panels*. Cambridge University and University of Bonn.
- Cantos, P., y Álvarez, O. (2008). El valor del tiempo con congestión: el caso de la Radial-3 en Madrid. *Revista de Economía Aplicada (en prensa)*.
- Dahl, S., y Frazen (1992). Gasoline Tax Policy, Carbon Emissions and the Global Environment. *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 26, No. 2, 109-119.
- Dargay, J., y Goodwin, P. (1995). Evaluation of Consumer Surplus with Dynamic Demand. *Journal of Transport Economics and Policy*.
- De Rus, G., Campos, J., y Nombela, G. (2003). *Economía del Transporte*. Antoni Bosch.
- Department for Transport. (2004). *Feasibility Study of Road Pricing in the UK*. Londres: Department for Transport, Londres.
- Espey, M. (1996). Explaining The Variation In Elasticity Estimates Of Gasoline Demand In The United States: A Meta-Analysis. *Energy Journal*, Vol. 17, No. 3, 49-60.
- Goodwin, P. (1992). A Review of New Demand Elasticities with Special Reference to Short and Long Run Effects of Price Changes. *Journal of Transport Economics and Policy*, 155.
- Goodwin, P., Dargay, J., y Hanly, M. (2004). Elasticities of Road Traffic and Fuel Consumption with Respect to Price and Income: A Review. *Transport Reviews*, Vol. 24, No. 3, 275-292.
- Graham, D., y Glaister, S. (2004). Road traffic demand elasticities estimates: a review. *Transport Reviews*, vol. 24, No. 3, 261-274.
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*. Fifth Edition. Prentice Hall.
- Harvey, G. (1994). Transportation Pricing Behavior. Curbing Gridlock: Peak-Period Fees To Relieve Traffic Congestion. *Transportation Research Board Special Report 242*, 89-114.
- Jara-Díaz, S., y Friezt, F. (1982). Measuring the benefits derived from a transportation investment. *Transportation Research*, Vol. 16B, No. 1, 57-77.
- Johansson, O., y Schipper, L. (1997). "Measuring the long-run fuel demand of cars" *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. 31, nº 3, 272-292.
- Jones, P., y Hervik, A. (1992). Restraining car traffic in European cities: an emerging role for road pricing. *Transportation Research Part A*, vol 26, No. 2, 133-145.
- Kitamura. (2008). Transport demand elasticities. En D. A. Button, *Handbook of Transport Modelling*. Elsevier.

- Matas, A., y Raymond, J. (2003). Demand elasticity on tolled motorways. *Journal of Transportation and Statistics*, 6, 2/3, 91-108.
- Mauchan, A., y Bonsall, P. (1995). Model predictions of the effects of motorway charging in West Yorkshire. *Traffic, Engineering and Control*, 206-212.
- May, A. (1992). Road pricing: an international perspective. *Transportation*, vol. 19.
- Ministerio de Fomento. (1997). *El tráfico en las autopistas de peaje*. Madrid: D.G. de Carreteras. Centro de Publicaciones, Ministerio de Fomento.
- Ministerio de Fomento. (2008). *El tráfico en las autopistas de peaje*. Madrid: D.G. de Carreteras. Centro de Publicaciones, Ministerio de Fomento.
- Ministerio de Fomento (varios años). *Informe sobre el sector de las autopistas de peaje en España*. España.
- Nellthorp, J., y Hyman, G. (2001). Alternatives to the rule of a half in matrix-based appraisal. *Paper for the European Transport Conference*. Cambridge.
- Noland, R. (2001). Relationships between highway capacity and induced vehicle travel. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol.35, Issue 1, 47-72.
- Odeck, J., y Brathen, S. (2008). Travel demand elasticities and users attitudes: A case study of Norwegian toll projects. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*. Vol. 42, issue 1, 77-94.
- Oum, T. (1989). Alternative demand models and their elasticity estimates. *Journal of Transport Economics and Policy* 23-2, pp, 163-187.
- Oum, T. (2008). Transport demand elasticities. En D. A. Button, *Handbook of transport modelling*. Elsevier.
- Oum, T., y Gillen, D. (1983). The structure of intercity travel demands in Canada: Theory Tests and empirical results. *Transportation Research*, 17B, 175-191.
- Small, K., y Winston, C. (1999). The demand for Transportation: Models and Applications. En Gómez Ibañez, *Essays in Transportation Economics and Policy*. Brookings Institution Press.
- TRACE Consortium. (1998). *Deliverable 1: Outcomes of Review on Elasticities and Values of Time*. La Haya.
- UTM (2000). Traffic Response to Toll Increases Remains Inelastic. *Urban Transportation Monitor*, Vol. 14, No. 10.
- Winston, C. (1984). Conceptual developments in the economics of transportation: An interpretive survey. *Journal of Economic Literature*, Vol. 23, No.1, Marzo, 57-94.
- Wooldridge, J. (2002). *Introducción a La Econometría. Un Enfoque Moderno*. Paraninfo.

ANEXOS

ANEXO 1 TRAMOS SELECCIONADOS

Tramos	Km	Período temporal	Tramos	Km	Período temporal
C-32 Montgat-Palafolls Montgat-Alellá Alellá-Premiá Premiá-Mataró	17	1982-2007	AP-4 Sevilla-Cádiz Dos Hermanas-Las Cabezas Las Cabezas-Jerez Jerez-Puerto Real	89.67	1980-2007
AP-1 Burgos-Armiñon Castañares-Rubena Rubena-Briviesca Briviesca-Pancorbo Pancorbo-Miranda Miranda-Enl. Aut. Ebro	76.1	1984-2007	A-15 Tudela- Irurzun AP68-Marcilla Marcilla-Tafalla Tafalla-Pamplona Pamplona-Iruzun	86.81	1987-2007
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo Alfajarín-Lleida Lleida-Borjas Blancas BB-Pla.Sta. Maria Pla.Sta.Maria-Villarrodona	197.1	1981-2007	AP-7Barcelona-Tarragona Molins del Rey-Martorell Martorell-Vilafranca Vilafranca-El Vendrell El Vendrell-Tarragona	88	1982-2007
AP-68 Bilbao-Zaragoza Adanero-Altube Altube-Subijana Subijana-Enl.Aut.Burgos AP-1 Enl. Aut. Burgos-Logroño Logroño-Calahorra Calahorra-Enl. Aut. Navarra Enl. Aut. Nav-Tudela Tudela-Gallur Gallur-Alagón Autovia	267	1983-2007	AP-7Montmeló-La Junquera Granollers-Cardedeu Cardedeu-Sant Celoni Sant Celoni-Hostalrich Hostalrich-Maçanet Maçanet-Girona Norte Girona N-L'Escala L'Escala-Figueras Sur Figueras Sur-Frontera Francesa	132.9	1982-2007
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia Basauri-El Gallo El Gallo-Durango Durango-Ermua Ermua-Elgoibar Elgoibar-Iciar Iciar-Zumaya Zumaya-Zarauz Zarauz-San Sebastian San Sebastian-Oyarzun Oyarzun-Irún	97.8	1981-2007	AP-7 Valencia-Alicante La Silla-Algemesí Algemesí-Favareta Favareta-Xeresa Xeresa-Oliva Oliva-Ondara Ondara-Benisa Benisa-Altea Altea-Benidorm Benidorm-Villajoyosa Villajoyosa-San Juan	148.32	1985-2007
AP-7 Tarragona-Valencia Salou-Cambrils Cambrils-Hospitalet Hospitalet-Tortosa Tortosa-Amposta Amposta-Peñíscola Peñíscola-Castellon N Castellosn N-Castellon S	223	1981-2007			
Total			1423.7 Kms.		
Total Nacional			3068.5 Kms.		
Total Kms./Total Nacional			46.40%		
Números de tramos			69		

ANEXO 2 DEFINICIÓN VARIABLES FICTICIAS

Variable ficticia	Período	Observación	Signo esperado
D ₁	2006-2007	Refleja el impacto positivo sobre el tramo Miranda-Enl. Aut. Ebro, debido a la utilización de un tramo de la AP-1 como variante de la N-I a su paso por la ciudad de Miranda de Ebro, siendo gratuita para varios recorridos	+
D ₂ -D ₄	2004-2007	Refleja el impacto negativo sobre 3 tramos de la AP-2 debido a la apertura del tramo de la autovía A-2 Igualada-Cervera	-
D ₅ -D ₇	1992	Refleja el impacto positivo sobre los 3 tramos de la AP-4 debido a la Exposición Mundial de Sevilla en 1992	+
D ₈ -D ₁₀	1994-2007	Refleja el impacto negativo sobre 3 tramos de la AP-7 Montmeló-La Junquera debido a la apertura del tramo hasta Malgrat de la C-32	-
D ₁₁	2000-2007	Refleja el impacto positivo sobre el tramo AP-7 Macanet-Girona N. debido a la gratuidad establecida en la circunvalación de la ciudad	+
D ₁₂	1999-2000	Refleja el impacto positivo de la exención de peaje por causa de obras en el tramo AP-7 L'Escala-Figueras Sur	+
D ₁₃	1998-2007	Refleja el impacto negativo sobre el tramo AP-7 Molins-Martorell debido a la apertura de Martorell-Barcelona en la N-II (18,2 kms)	-
D ₁₄ -D ₁₅	1998-2007	Refleja el impacto negativo sobre 2 tramos de la AP-7 Barcelona-Tarragona debido de la apertura del tramo Sitges-El Vendrell	-
D ₁₆ -D ₁₇	2004-2007	Refleja el impacto negativo sobre 2 tramos de la AP-7 Tarragona-Valencia debido a la construcción del tramo Sagunto-Castelló de la A-7 libre de peaje	-
D ₁₈ -D ₁₉	2006	Refleja el impacto positivo sobre 2 tramos de la AP-7 Tarragona-Valencia debido a la congestión en la A-7 por obras.	+
D ₂₀ -D ₂₁	2007	Refleja el impacto negativo sobre 2 tramos de la AP-7 Tarragona-Valencia debido a la finalización del tramo de la A-7 hasta Sagunto	-
D ₂₂ -D ₂₄	1993-2007	Refleja el impacto negativo sobre 3 tramos de la AP-7 Valencia-Alicante debido a la apertura del tramo de la A-7 Xátiva-Valencia	-
D ₂₅	2003-2007	Refleja el impacto negativo sobre el tramo A-8 Durango-Ermua debido a la conexión del Txorierrri con la A-8	-
D ₂₆	2004-2007	Refleja el impacto negativo sobre el tramo A-8 Basauri-El Gallo debido a la finalización de la N-1 Puerto de Etxegarate	-

ANEXO 3 ESTIMACIÓN DEL MODELO (3)

Variable dependiente: Log(imd)

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados

Total observaciones de panel (no balanceado): 1652

	Coefficiente	Desv. Est.	Estadístico-t	Prob.
log(pgas)	-0.252276	0.012277	-20.54807	0
log(pibpc)	0.621836	0.033862	18.36371	0
log(pob)	0.907981	0.061731	14.70857	0
log(imd(-1))	0.440655	0.01665	26.46633	0
peaje1	-1.667961	0.84911	-1.964363	0.0497
peaje2	-2.035969	0.301352	-6.756119	0
peaje3	-2.99659	0.366506	-8.1761	0
peaje4	-0.913639	0.919503	-0.993622	0.3206
peaje5	-3.968826	1.392515	-2.850113	0.0044
peaje6	-3.629713	1.391335	-2.608799	0.0092
peaje7	-3.692639	1.32999	-2.77644	0.0056
peaje8	-1.691718	0.867488	-1.950134	0.0513
peaje9	-3.205793	1.163519	-2.755255	0.0059
peaje10	-2.549864	1.128833	-2.25885	0.024
peaje11	-3.317281	1.106276	-2.998602	0.0028
peaje12	-2.864421	1.684453	-1.700505	0.0892
peaje13	-5.495087	1.979435	-2.776088	0.0056
peaje14	-3.717112	1.743328	-2.132194	0.0332
peaje15	-4.531935	2.20855	-2.051996	0.0403
peaje16	-4.00169	1.652906	-2.421002	0.0156
peaje17	-5.211504	1.018059	-5.11906	0
peaje18	-5.216576	1.070672	-4.872246	0
peaje19	-4.171896	1.067947	-3.906463	0.0001
peaje20	-1.365994	0.18225	-7.495144	0
peaje21	-1.221383	0.473396	-2.580043	0.01
peaje22	-1.695922	0.481291	-3.52369	0.0004
peaje23	-4.062897	0.732699	-5.545113	0
peaje24	-4.504917	1.028724	-4.37913	0
peaje25	-3.827017	0.874362	-4.376926	0
peaje26	-1.941508	0.47421	-4.094192	0
peaje27	-2.284379	0.469059	-4.870131	0
peaje28	-2.833413	0.401634	-7.054712	0
peaje29	-1.951029	1.642584	-1.18778	0.2351
peaje30	-2.529754	2.187961	-1.156215	0.2478
peaje31	-0.357646	2.115672	-0.169046	0.8658
peaje32	-2.522332	1.922066	-1.312302	0.1896
peaje33	-1.731266	2.073819	-0.83482	0.404
peaje34	-1.344642	1.830628	-0.734525	0.4627
peaje35	0.025388	2.106496	0.012052	0.9904
peaje36	0.621452	3.882771	0.160054	0.8729
peaje37	-3.861202	1.872904	-2.061613	0.0394
peaje38	-4.745454	2.135771	-2.221893	0.0264
peaje39	-3.675742	2.701487	-1.360637	0.1738
peaje40	-2.279743	2.236543	-1.019316	0.3082
peaje41	-1.482881	0.820535	-1.807213	0.0709
peaje42	-1.314197	0.441172	-2.978874	0.0029
peaje43	-1.975433	0.533096	-3.705584	0.0002
peaje44	-0.672498	0.304395	-2.20929	0.0273
peaje45	-1.66113	0.54572	-3.043923	0.0024
peaje46	-2.232972	0.58867	-3.793249	0.0002
peaje47	-1.152014	0.343044	-3.358215	0.0008
peaje48	-1.918117	0.333822	-5.745934	0
peaje49	-2.910437	0.458187	-6.352071	0

ANEXO 3 ESTIMACIÓN DEL MODELO (3) (CONT.)

Variable dependiente: Log(imd)

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados

Total observaciones de panel (no balanceado): 1652

	Coficiente	Desv. Est.	Estadístico-t	Prob.
peaje50	-2.932832	0.48801	-6.009779	0
peaje51	-3.161258	0.465905	-6.785206	0
peaje52	-2.951121	0.417021	-7.07668	0
peaje53	-2.15937	0.673743	-3.205033	0.0014
peaje54	-2.875111	0.688144	-4.178067	0
peaje55	-2.429557	0.445957	-5.447957	0
peaje56	-1.972685	1.00285	-1.967079	0.0494
peaje57	-1.950542	0.432493	-4.510001	0
peaje58	-2.960524	0.792195	-3.737117	0.0002
peaje59	-2.378254	0.947674	-2.50957	0.0122
peaje60	-1.19208	0.42314	-2.817224	0.0049
peaje61	-1.428519	0.695942	-2.05264	0.0403
peaje62	-3.013643	0.872869	-3.45257	0.0006
peaje63	-1.206136	0.500543	-2.409654	0.0161
peaje64	-0.906502	0.223993	-4.047011	0.0001
peaje65	-1.049827	0.254477	-4.125425	0
peaje66	-1.123982	0.334416	-3.361033	0.0008
peaje67	-1.665506	0.364198	-4.573082	0
peaje68	-0.465146	0.325236	-1.430181	0.1529
peaje69	-0.125098	0.1937	-0.645833	0.5185
AR(1)	0.825639	0.014425	57.23497	0
C1	-9.702494	0.904874	-10.72248	0
C2	-9.578947	0.900371	-10.63889	0
C3	-9.656496	0.901588	-10.71054	0
C4	-9.547447	0.859111	-11.11317	0
C5	-9.243893	0.860909	-10.73737	0
C6	-9.279967	0.861807	-10.76804	0
C7	-9.297722	0.861398	-10.79376	0
C8	-9.467172	0.860593	-11.00075	0
C9	-8.69675	0.771113	-11.27817	0
C10	-8.656237	0.773197	-11.19539	0
C11	-8.250752	0.772923	-10.67474	0
C12	-8.222162	0.782259	-10.5108	0
C13	-8.776814	0.824612	-10.64357	0
C14	-10.36024	0.925302	-11.19661	0
C15	-10.36052	0.923076	-11.22392	0
C16	-10.37059	0.922923	-11.23668	0
C17	-9.906389	0.923435	-10.72776	0
C18	-10.13847	0.923777	-10.97502	0
C19	-10.54884	0.926411	-11.38679	0
C20	-9.240093	0.834511	-11.07247	0
C21	-9.699043	0.841908	-11.52032	0
C22	-9.652453	0.841193	-11.47472	0
C23	-7.909052	0.723944	-10.92495	0
C24	-7.905379	0.728261	-10.85515	0
C25	-8.038184	0.726429	-11.06534	0
C26	-8.58008	0.763572	-11.23677	0
C27	-8.604568	0.762415	-11.28593	0
C28	-9.075049	0.807764	-11.23478	0
C29	-9.744508	0.904253	-10.77631	0
C30	-9.804612	0.913635	-10.73143	0
C31	-10.06122	0.909907	-11.05742	0
C32	-10.00181	0.910509	-10.98485	0

ANEXO 3 ESTIMACIÓN DEL MODELO (3) (CONT.)

Variable dependiente: Log(imd)

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados

Total observaciones de panel (no balanceado): 1652

	Coefficiente	Desv. Est.	Estadístico-t	Prob.
C33	-10.22972	0.919755	-11.12223	0
C34	-10.41948	0.919507	-11.33159	0
C35	-10.60003	0.927549	-11.428	0
C36	-10.8	0.970062	-11.13331	0
C37	-8.96163	0.94775	-9.455685	0
C38	-9.575237	0.913246	-10.48484	0
C39	-9.893142	0.914739	-10.81527	0
C40	-10.10519	0.92572	-10.91604	0
C41	-10.42562	0.909327	-11.4652	0
C42	-10.38606	0.909261	-11.42253	0
C43	-10.43611	0.909036	-11.48041	0
C44	-10.5888	0.910176	-11.6338	0
C45	-10.62257	0.910692	-11.66428	0
C46	-10.52627	0.910152	-11.5654	0
C47	-10.46033	0.911845	-11.47161	0
C48	-10.30526	0.905736	-11.37778	0
C49	-10.18706	0.905282	-11.25292	0
C50	-9.603363	0.882642	-10.88025	0
C51	-9.573722	0.882154	-10.85267	0
C52	-9.625098	0.881965	-10.91324	0
C53	-9.874139	0.885715	-11.14821	0
C54	-9.785726	0.884844	-11.05927	0
C55	-9.818605	0.883546	-11.11272	0
C56	-9.861204	0.891902	-11.05638	0
C57	-9.7688	0.883185	-11.06088	0
C58	-9.541725	0.886059	-10.76873	0
C59	-9.595334	0.885884	-10.83136	0
C60	-8.99919	0.842883	-10.67668	0
C61	-9.216718	0.839738	-10.9757	0
C62	-9.178253	0.850263	-10.79461	0
C63	-9.501383	0.84029	-11.30726	0
C64	-9.473421	0.837265	-11.31472	0
C65	-9.404633	0.837167	-11.23389	0
C66	-9.33838	0.837224	-11.15398	0
C67	-9.199679	0.835466	-11.01144	0
C68	-9.091977	0.833784	-10.90447	0
C69	-9.306916	0.835859	-11.13456	0
D1	0.118737	0.057648	2.059702	0.0396
D2	0.099279	0.034655	2.864755	0.0042
D3	-0.146819	0.044733	-3.282148	0.0011
D4	-0.159159	0.042737	-3.72413	0.0002
D5	-0.158027	0.040112	-3.939662	0.0001
D6	0.156188	0.037232	4.194972	0
D7	0.171676	0.034136	5.02912	0
D8	-0.075542	0.032169	-2.348289	0.019
D9	-0.083099	0.032064	-2.591708	0.0096
D10	-0.094228	0.033186	-2.839396	0.0046
D11	0.062985	0.027012	2.331782	0.0198
D12	0.108021	0.028436	3.798697	0.0002
D13	-0.519546	0.070504	-7.369041	0
D14	-0.110251	0.041176	-2.677556	0.0075
D15	-0.077502	0.03299	-2.349227	0.0189
D16	-0.125616	0.02605	-4.822184	0

ANEXO 3 ESTIMACIÓN DEL MODELO (3) (CONT.)

Variable dependiente: Log(imd)

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados

Total observaciones de panel (no balanceado): 1652

	Coefficiente	Desv. Est.	Estadístico-t	Prob.
D17	0.060455	0.020846	2.900141	0.0038
D18	-0.057798	0.027912	-2.07069	0.0386
D19	-0.143675	0.026	-5.525876	0
D20	0.072409	0.020973	3.452524	0.0006
D21	-0.122664	0.028072	-4.369706	0
D22	-0.067409	0.023978	-2.811235	0.005
D23	-0.043539	0.022957	-1.896558	0.0581
D24	-0.043636	0.021063	-2.071705	0.0385
D25	-0.162454	0.035294	-4.602837	0
D26	-0.138752	0.065991	-2.102572	0.0357

imd es la intensidad media diaria (volumen de tráfico)

pgas es el precio de la gasolina

pibpc es el PIB real per cápita

pob es la población

peaje1-peaje69 es la tarifa pagada por km en los 69 tramos

C1-C69 son los efectos inobservables

D1-D26 variables ficticias, representan cambios en la red viaria

ANEXO 4 ESTIMACIÓN DEL MODELO (4)

Variable dependiente: Log(imd)

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados

Total observaciones de panel (no balanceado): 1652

	Coefficiente	Desv. Est.	Estadístico-t	Prob.
log(pgas)	-0.258607	0.012383	-20.88352	0
log(pibpc)	0.633106	0.034855	18.16386	0
log(pob)	0.924874	0.063858	14.48338	0
log(imd(-1))	0.438872	0.017173	25.55531	0
peaje1	-0.93961	0.096913	-9.695418	0
peaje2	-2.025439	0.100592	-20.13525	0
peaje3	-3.690005	0.243381	-15.16146	0
AR(1)	0.832416	0.014198	58.62927	0
C1	-9.948933	0.934157	-10.65018	0
C2	-9.858301	0.932522	-10.57166	0
C3	-10.05003	0.93388	-10.76159	0
C4	-9.613136	0.879488	-10.93038	0
C5	-9.53545	0.880024	-10.83544	0
C6	-9.532245	0.880231	-10.82926	0
C7	-9.55795	0.880575	-10.85421	0
C8	-9.668871	0.880229	-10.98449	0
C9	-9.051203	0.790941	-11.44358	0
C10	-8.953778	0.790639	-11.32474	0
C11	-8.649404	0.788772	-10.96566	0
C12	-8.546405	0.788588	-10.83761	0
C13	-9.189853	0.837353	-10.97488	0
C14	-10.64523	0.942013	-11.30051	0
C15	-10.7167	0.941544	-11.38204	0
C16	-10.68527	0.941787	-11.34574	0
C17	-10.35421	0.950312	-10.89559	0
C18	-10.56614	0.951769	-11.10158	0
C19	-10.86279	0.956987	-11.35104	0
C20	-9.386448	0.866891	-10.82771	0
C21	-9.838744	0.871968	-11.28338	0
C22	-9.869794	0.871661	-11.32297	0
C23	-8.172102	0.747453	-10.93326	0
C24	-8.208726	0.748562	-10.96599	0
C25	-8.278525	0.748692	-11.05731	0
C26	-8.808468	0.788189	-11.17557	0
C27	-8.873028	0.788035	-11.25969	0
C28	-9.422705	0.837992	-11.24439	0
C29	-10.10102	0.932276	-10.83479	0
C30	-10.20035	0.933454	-10.92753	0
C31	-10.29376	0.934416	-11.01625	0
C32	-10.40718	0.935955	-11.11932	0
C33	-10.57996	0.936907	-11.29244	0
C34	-10.73838	0.939237	-11.43309	0
C35	-10.78241	0.939907	-11.47178	0
C36	-10.9426	0.942458	-11.61071	0
C37	-9.539888	0.931304	-10.24358	0
C38	-10.07269	0.933346	-10.79203	0
C39	-10.28471	0.935119	-10.99829	0
C40	-10.40826	0.936463	-11.11444	0
C41	-10.75359	0.939454	-11.44664	0
C42	-10.72394	0.939382	-11.41596	0
C43	-10.8317	0.94002	-11.52284	0
C44	-10.81846	0.9413	-11.4931	0
C45	-10.98687	0.941889	-11.66472	0
C46	-10.82908	0.941149	-11.50624	0
C47	-10.54853	0.941162	-11.20798	0

ANEXO 4 ESTIMACIÓN DEL MODELO (4) (CONT.)

Variable dependiente: Log(imd)

Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados

Total observaciones de panel (no balanceado): 1652

	Coficiente	Desv. Est.	Estadístico-t	Prob.
C48	-10.5686	0.93782	-11.26932	0
C49	-10.56673	0.936905	-11.27834	0
C50	-9.972893	0.912125	-10.93369	0
C51	-9.783368	0.912875	-10.71709	0
C52	-9.810864	0.913314	-10.74205	0
C53	-10.15929	0.914006	-11.11513	0
C54	-10.14411	0.913609	-11.10334	0
C55	-10.13699	0.913542	-11.09636	0
C56	-10.12597	0.915191	-11.06432	0
C57	-10.02908	0.912868	-10.98634	0
C58	-9.923458	0.912472	-10.87536	0
C59	-9.900647	0.91169	-10.85966	0
C60	-9.326269	0.865805	-10.77179	0
C61	-9.541491	0.866079	-11.01688	0
C62	-9.772118	0.868225	-11.25528	0
C63	-9.79851	0.868682	-11.27974	0
C64	-9.729243	0.867855	-11.21067	0
C65	-9.683764	0.867598	-11.16158	0
C66	-9.627876	0.867105	-11.10347	0
C67	-9.548261	0.865775	-11.02857	0
C68	-9.275998	0.863149	-10.7467	0
C69	-9.344076	0.865509	-10.79604	0
D1	0.118023	0.057595	2.049185	0.0406
D2	0.09957	0.03445	2.89026	0.0039
D3	-0.146665	0.0451	-3.252039	0.0012
D4	-0.158006	0.042955	-3.678407	0.0002
D5	-0.15778	0.040426	-3.902983	0.0001
D6	0.155395	0.037709	4.120916	0
D7	0.170916	0.034565	4.944775	0
D8	-0.076299	0.032504	-2.347343	0.019
D9	-0.086489	0.032888	-2.629786	0.0086
D10	-0.096511	0.033692	-2.864511	0.0042
D11	0.065361	0.026407	2.475152	0.0134
D12	0.109522	0.028199	3.883938	0.0001
D13	-0.470756	0.045741	-10.29169	0
D14	-0.072706	0.02946	-2.467931	0.0137
D15	-0.071231	0.031357	-2.271584	0.0232
D16	-0.127426	0.025853	-4.928774	0
D17	0.059312	0.020802	2.851288	0.0044
D18	-0.059917	0.027913	-2.1466	0.032
D19	-0.139322	0.027596	-5.048681	0
D20	0.074065	0.022252	3.328514	0.0009
D21	-0.120159	0.029822	-4.029203	0.0001
D22	-0.067466	0.025762	-2.618799	0.0089
D23	-0.043822	0.025426	-1.723498	0.085
D24	-0.043034	0.024904	-1.727983	0.0842
D25	-0.152912	0.031086	-4.918988	0

imd es la intensidad media diaria (volumen de tráfico)

pgas es el precio de la gasolina

pibpc es el PIB real per cápita

pob es la población

peaje1: grupo de elasticidad peaje baja; peaje2: grupo de elasticidad

peaje media; peaje3: grupo de elasticidad peaje alta

C1-C69 son los efectos inobservables

D1-D25 variables ficticias, representan cambios en la red viaria

ANEXO 5 CLASIFICACIÓN DE LOS TRAMOS SEGÚN TIPO DE ELASTICIDAD

Autopista	Tipo de elasticidad
C-32 Montgat-Palafolls	
Montgat-Alella	
Alellá-Premiá	MEDIA
Premiá-Mataró	
AP-1 Burgos-Armiñon	
Castañares-Rubena	MEDIA
Rubena-Briviesca	
Briviesca-Pancorbo	ALTA
Pancorbo-Miranda	
Miranda-Enl. Aut. Ebro	MEDIA
A-15 Tudela- Irurzun	
AP68-Marcilla	
Marcilla-Tafalla	MEDIA
Tafalla-Pamplona	
Pamplona-Irurzun	
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	
Alfajarín-Lleida	
Lleida-Borjas Blancas	ALTA
BB-Pla.Sta. Maria	
Pla.Sta.Maria-Villarrodona	
AP-4 Sevilla-Cádiz	
Dos Hermanas-Las Cabezas	
Las Cabezas-Jerez	ALTA
Jerez-Puerto Real	
AP-68 Bilbao-Zaragoza	
Adanero-Altube	
Altube-Subijana	MEDIA
Subijana-Enl.Aut.Burgos AP-1	
Enl. Aut. Burgos-Logroño	
Logroño-Calahorra	ALTA
Calahorra-Enl. Aut. Navarra	
Enl. Aut. Nav-Tudela	
Tudela-Gallur	MEDIA
Gallur-Alagón Autovia	
AP-7 Montmeló-La Junquera	
Granollers-Cardedeu	
Cardedeu-Sant Celoni	
Sant Celoni-Hostalrich	
Hostalrich-Maçanet	BAJA
Maçanet-Girona Norte	
Girona-Norte-L'Escala	
L'Escala-Figueras Sur	
Figueras Sur-Frontera Francesa	
AP-7 Barcelona-Tarragona	
Molins del Rey-Martorell	
Martorell-Vilafranca	MEDIA
Vilafranca-El Vendrell	
El Vendrell-Tarragona	
AP-7 Tarragona-Valencia	
Salou-Cambrils	
Cambrils-Hospitalet	
Hospitalet-Tortosa	BAJA
Tortosa-Amposta	
Amposta-Peñíscola	
Peñíscola-Castellon N	
Castellosn N-Castellon S	MEDIA
Castellon S-Villarreal	
Villarreal-Puzol	

ANEXO 4 CLASIFICACIÓN DE LOS TRAMOS SEGÚN TIPO DE ELASTICIDAD (CONT.)

Autopista	Tipo de elasticidad
AP-7 Valencia-Alicante	
La Silla-Algemesí	MEDIA
Algemesí-Favareta	ALTA
Favareta-Xeresa	
Xeresa-Oliva	
Oliva-Ondara	
Ondara-Benisa	
Benisa-Altea	MEDIA
Altea-Benidorm	
Benidorm-Villajoyosa	
Villajoyosa-San Juan	
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia	
Basauri-El Gallo	
El Gallo-Durango	
Durango-Ermua	
Ermua-Elgoibar	
Elgoibar-Iciar	BAJA
Iciar-Zumaya	
Zumaya-Zarauz	
Zarauz-San Sebastian	
San Sebastian-Oyarzun	
Oyarzun-Irun	
AP-7 Barcelona-Tarragona	
Molins del Rey-Martorell	
Martorell-Vilafranca	MEDIA
Vilafranca-El Vendrell	
El Vendrell-Tarragona	
AP-7 Tarragona-Valencia	
Salou-Cambrils	
Cambrils-Hospitalet	
Hospitalet-Tortosa	BAJA
Tortosa-Amposta	
Amposta-Peñíscola	
Peñíscola-Castellon N	
Castellosn N-Castellon S	MEDIA
Castellon S-Villarreal	
Villarreal-Puzol	
AP-7 Valencia-Alicante	
La Silla-Algemesí	MEDIA
Algemesí-Favareta	ALTA
Favareta-Xeresa	
Xeresa-Oliva	
Oliva-Ondara	
Ondara-Benisa	
Benisa-Altea	MEDIA
Altea-Benidorm	
Benidorm-Villajoyosa	
Villajoyosa-San Juan	
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia	
Basauri-El Gallo	
El Gallo-Durango	
Durango-Ermua	
Ermua-Elgoibar	
Elgoibar-Iciar	BAJA
Iciar-Zumaya	
Zumaya-Zarauz	
Zarauz-San Sebastian	
San Sebastian-Oyarzun	
Oyarzun-Irun	