

PROGRAMA DE DOCTORADO EN ECONOMIA APLICADA
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA APLICADA
UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE BARCELONA

Una aproximación empírica al análisis del excedente del consumidor

El caso de la supresión de peajes en España

ADRIANA KARINA RUIZ MARÍN

Trabajo de Investigación de 8 créditos

Dirigido por:
Anna Matas Prat

Febrero, 2009

RESUMEN: EN EL PRESENTE ESTUDIO NOS APROXIMAMOS AL CÁLCULO DEL IMPACTO 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. LOS RESULTADOS CONFIRMAN QUE LAS ELASTICIDADES SON MAYORES QUE EL PROMEDIO ENCONTRADO EN LA LITERATURA, LA RAZÓN ES LA EXISTENCIA Y CALIDAD DE UNA VÍA ALTERNATIVA. EN CUANTO AL IMPACTO DE LA POLÍTICA, LOS RESULTADOS SUGIEREN UN INCREMENTO DEL TRÁFICO EN LAS AUTOPISTAS DE 43.40% EN RELACIÓN CON 2007. EL CAMBIO DEL BIENESTAR DE LOS USUARIOS SE ESTIMA EN €1497.58 MILLONES (EN COMPARACIÓN CON 2007).

PALABRAS CLAVES: FUNCIÓN DE DEMANDA, ELASTICIDAD DE LA DEMANDA, EXCEDENTE DEL CONSUMIDOR, TARIFICACIÓN VIARIA, DATOS DE PANEL, MODELOS DE EFECTOS FIJOS

RESUM: EN EL PRESENT ESTUDI ENS APROXIMEM AL CÀLCUL DE L'IMPACTE D'UNA POLÍTICA DE SUPRESSIÓ DE PEATGES A ESPANYA. S'ESTIMA UNA FUNCIO DE DEMANDA D'AUTOPISTES DE PEATGE, UTILITZANT UN MODEL DE DADES DE PANELL AMB EFECTES FIXOS. ELS RESULTATS CONFIRMEN QUE LES ELASTICITATS SÓN MAJORS QUE EL PROMIG TROBAT A LA LITERATURA, LA RAÓ ÉS L'EXISTÈNCIA I QUALITAT D'UNA VIA ALTERNATIVA. QUANT A L'IMPACTE DE LA POLÍTICA, ELS RESULTATS SUGGEREIXEN UN INCREMENT DEL TRÀFIC A LES AUTOPISTES DEL 43.40% EN RELACIÓ A 2007. EL CANVI DEL BENESTAR DELS USUARIS S'ESTIMA EN €1497.58 MILIONS (EN COMPARACIÓ AMB 2007).

PARAULES CLAUS: FUNCIO DE DEMANDA, ELASTICITAT DE LA DEMANDA, EXCEDENT DEL CONSUMIDOR, TARIFICACIÓ VIÀRIA, DADES DE PANELL, MODELS D'EFECTES FIXOS

CONTENIDO

INTRODUCCION	4
TARIFICACIÓN VIARIA Y AUTOPISTAS DE PEAJE	6
MODELIZACIÓN DE LA DEMANDA DE AUTOPISTAS DE PEAJE	9
Elasticidades de la demanda de las autopistas de peaje	12
MEDICIÓN DEL BIENESTAR DE LOS USUARIOS: EL EXCEDENTE DEL CONSUMIDOR.....	15
Una Aproximación al EC: La Regla de la Mitad (<i>Rule of a Half</i>).....	17
ANÁLISIS EMPÍRICO	19
Elaboración Base de Datos	19
Selección de los tramos	21
Descripción de las variables.....	24
Descripción estadística de los datos.....	26
Metodología Econométrica	30
Datos de panel.....	30
Selección de la forma funcional	31
Estructura dinámica del modelo	33
Estimación en Niveles o en Diferencias.....	34
Modelo estimado	36
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN.....	39
Estimación de la función de demanda de autopistas de peaje en España	39
Efectos de una política de supresión de peajes en España.....	43
Efectos sobre el volumen de tráfico.....	44
Efectos sobre el Excedente del Consumidor	46
CONCLUSIONES.....	50
BIBLIOGRAFÍA	52
ANEXOS.....	57

INTRODUCCION

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 kms) 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 kms de autopistas de peaje (al 1º de enero de 2007), de los cuales 3069 kms 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 gratuitos en algunos territorios, mientras que en otros hay una densa red de peajes”.

Por consiguiente, 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. En

este sentido, es posible analizar la sensibilidad del tráfico ante cambios en sus determinantes y compararlos con los resultados obtenidos en la literatura. Así, basándonos en esta peculiaridad podremos 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 (en términos monetarios) que obtendrían los usuarios de las autopistas de pago 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 igual a cero y, generalmente, son aplicaciones para autopistas específicas.

Considerando la finalidad de nuestro análisis, el presente trabajo se estructura de la siguiente forma: en el apartado siguiente se exponen, brevemente, los fundamentos teóricos de la tarificación viaria. Posteriormente, en el segundo apartado se explica la modelización en la demanda de transporte, se plantea el modelo general de demanda de autopistas de peaje y se realiza una revisión de la literatura relacionada con las elasticidades. En el tercer apartado, se aborda teóricamente la medición del bienestar de los usuarios. A partir del cuarto apartado, empieza el análisis empírico de nuestro estudio, comenzando con una descripción de la base de datos, de los tramos y de las variables. Luego de la descripción estadística de los datos, se expone la metodología econométrica. En el séptimo apartado, se explican los resultados de la estimación considerando, en especial, los resultados de las elasticidades de peaje. En el octavo apartado, se analizan los efectos de una política de supresión de peajes en España considerando, por una parte, el impacto sobre el volumen de tráfico y, por otra, el impacto sobre el bienestar de los usuarios. Finalmente, se plantean las conclusiones de la investigación.

TARIFICACIÓN VIARIA Y AUTOPISTAS DE PEAJE¹

La utilización de peajes como mecanismo para controlar el tráfico en áreas muy congestionadas, así como, fuente de ingresos para el financiamiento de proyectos de inversión en transporte, es una práctica cada vez más común en el mundo. En este sentido, la tarificación viaria es considerada un instrumento clave dentro de una política de transporte moderna e integral, ello a pesar de los problemas políticos y de aceptabilidad que se producen con su implementación (Nash y Niskanen, 2008) (Odeck y Brathen, 2008).

Básicamente, dos han sido los planteamientos que giran en torno al análisis de la tarificación viaria (*road pricing*):

- i) *Road pricing* como mecanismo de asignación eficiente de los servicios de transporte en la medida que permite internalizar los efectos externos.
- ii) *Road pricing* como instrumento de generación de ingresos para la financiación de la red vial.

En efecto, la bibliografía sobre *road pricing* es muy amplia, básicamente, orientada al análisis de la congestión y de la internalización de los costes externos en general (contaminación, ruido, intrusión visual, etc.). Sin embargo, como menciona Kopp (2007), en muchos casos las motivaciones fiscales de introducción de peajes pesan tanto como los objetivos de eficiencia. Asimismo, Verhoef (2007) resalta el creciente interés político en los peajes como potencial fuente de recursos para la inversión en nueva infraestructura, especialmente, en aquellos países donde existen presiones en la disponibilidad de fondos públicos.

En este sentido, los peajes cuya finalidad es obtener recursos para el mejoramiento de la infraestructura vial (autopistas, carreteras, túneles, etc.) consisten, generalmente, en una tarifa fija cuyos ingresos van dirigidos a los costes del proyecto. Con frecuencia, los peajes son gestionados por sociedades concesionarias privadas en conjunto con el gobierno.

¹ Este apartado es un resumen de la revisión de la literatura realizado en el trabajo de investigación de 4 créditos sobre tarificación viaria.

Por otra parte, los peajes dirigidos a controlar los problemas de congestión (*congestion pricing*) se definen, generalmente, como tarifas variables, más altas en las horas de mayor afluencia de vehículos y más bajas en el resto del tiempo, tratan así de acercar el volumen de tráfico en las horas punta a niveles óptimos. Estos peajes pueden variar según un horario fijo o pueden ser dinámicos en el sentido de que las tarifas cambian de acuerdo al nivel de congestión existente en el momento.

El impacto de la tarificación de la infraestructura depende de varios factores, incluyen el tipo y magnitud del peaje, su estructura, las condiciones geográficas, la existencia de rutas o modos alternativos, etc. Asimismo, la tarificación viaria puede generar efectos indirectos desfavorables, tal como, el desvío del tráfico hacia rutas no preparadas para absorber una magnitud considerable de vehículos, ello puede traducirse en congestión, más accidentes, etc.

Los fundamentos teóricos de la tarificación viaria parten de los principios económicos de precios basados en el coste marginal en el marco de una economía de *first-best*, la idea es que el precio refleje los costes marginales totales (incluyendo los externos) es decir que incluya los costes marginales que un usuario impone a los otros usuarios, por ejemplo, demoras, ruido, contaminación, etc. Bajo este principio se asegura que los usuarios de una infraestructura de transporte hagan un viaje adicional siempre que el beneficio que le proporcione dicho viaje sea al menos igual al coste social de proveerlo, en consecuencia, se garantiza la maximización del beneficio social neto².

No obstante lo anterior, en la práctica la presencia de situaciones tales como, subvenciones en el transporte, mercados interrelaciones cuyos precios son diferentes al óptimo, coexistencia de una autopista de peaje con una vía gratuita substituta o complementaria, impiden que se cumplan las condiciones de *first-best*. Esto conduce al análisis de situaciones de *second-best*,³ es decir, a la maximización del beneficio social neto considerando la distorsión en el mercado.

² Para un análisis completo sobre los fundamentos de la tarificación viaria consultar De Rus, Campos, y Nombela (2003); Hau (1998); Button (2004)

³ El teorema de *second-best* plantea que si una de las condiciones de optimización en el sentido paretiano no se cumple, entonces la mejor situación que pueda alcanzarse es un óptimo de *second-best*

En el presente estudio nos aproximaremos empíricamente al caso clásico de *second-best* relacionado con la coexistencia de una autopista de peaje y una alternativa gratuita, a través del análisis de la demanda de las autopistas de pago en España. Los fundamentos teóricos de este caso han sido planteados ampliamente, destacan los trabajos de Erick Verhoef, tales como, Verhoef, Nijkamp, y Rietveld (1996); Rouwendal y Verhoef (2004); Lindsey y Verhoef (2001), en este último trabajo se realiza una revisión de la literatura y se discuten los resultados a la luz de varias extensiones al modelo clásico (usuarios heterogéneos, presencia simultánea de varias externalidades, etc).

El caso clásico de dos rutas, una con peaje y otra alternativa gratuita, sujetas a posibles problemas de congestión, con usuarios homogéneos ha sido abordado por Verhoef, Nijkamp y Rietveld (1996); y Braid (1996), las principales conclusiones son:

- i) El peaje óptimo de *second best* es inferior al de una situación de *first-best*
- ii) El peaje óptimo de *second best* también se encuentra por debajo del coste marginal externo de la vía con peaje
- iii) El peaje óptimo de *second-best* logra ganancias de bienestar muy por debajo a una situación de *first best*

Como resalta Rouwendal y Verhoef (2004), el peaje óptimo de *second-best* se encuentra por debajo del coste marginal externo de congestión porque se produce un *trade-off* entre una reducción de la congestión en la vía con peaje y un desvío del tráfico hacia la vía gratuita que agrava la congestión en ésta. Por lo tanto, ignorar esta distorsión en una situación de *second-best* e implementar un peaje igual al coste marginal externo de congestión en la vía con peaje, podría conducir a una ganancia de bienestar por debajo al óptimo de *second-best*.

El caso español nos da un marco conveniente para analizar cómo influye en la demanda de autopistas de pago, la existencia de vías alternativas gratuitas. Con esta finalidad se analiza la función de demanda de las autopistas de peaje en España y el grado de sensibilidad del tráfico ante cambios en sus determinantes considerando la existencia de carreteras sustitutas gratuitas.

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.

En general, los modelos de demanda de transporte asumen que los individuos toman decisiones económicas racionales al decidir a dónde ir (selección del destino), qué medio de transporte usar (elección modal) y que ruta tomar (distribución). En otras palabras, los modelos asumen que para cada decisión de viaje (destino, modo y ruta), los individuos se enfrentan a un conjunto de alternativas y escogen aquella que tiene un coste generalizado menor.

En economía del transporte la modelización de la función de demanda puede hacerse a través de dos enfoques:

- i) Enfoque desagregado (incluyen los modelos de elección discreta) parten de la aplicación de encuestas donde se recopila información a nivel individual (de tipo preferencias reveladas o declaradas) que permite derivar la disposición al pago de los usuarios, por ejemplo, de una infraestructura vial;
- ii) Enfoque agregado (incluyen los modelos de demanda directa) utilizan datos estadísticos agregados para caracterizar el comportamiento de grandes grupos de consumidores; de esta forma se analiza la demanda a partir de series temporales, datos cross-section o datos longitudinales.

Ambos enfoque pueden derivarse de la teoría microeconómica del consumidor. En general, el criterio de selección entre uno u otro dependerá de los objetivos de la investigación y la naturaleza de los datos que se disponga.

Por una parte, el enfoque desagregado es más apropiado cuando se desea identificar y evaluar los atributos de la oferta que afectan las decisiones de los individuos, como precio, tiempo de viaje y seguridad. Una de sus ventajas es que estima con más precisión los parámetros que afectan las decisiones de elección entre alternativas de transporte, además, captura mejor las diferencias entre las características de los individuos y el conjunto de atributos de la oferta. Su principal desventaja es que requiere un elevado tamaño muestral y la necesidad de contar con una base de datos que recoja todas las variables que influyen en la decisión individual.

Por otra parte, el enfoque agregado es superior en cuanto al análisis de tendencia del volumen agregado de tráfico a largo plazo. Una desventaja es que asume que todos los individuos se comportan de forma similar, de tal forma que pueden ser representados por un individuo promedio de la población. No obstante, en presencia de una elevada heterogeneidad, es posible mejorar la modelización estimando distintas ecuaciones para subgrupos de individuos que compartan características comunes (por ejemplo, estimar ecuaciones según motivos de viaje, distancia, etc.). Sus principales ventajas se derivan de la facilidad en la recolección de datos y en la estimación, de la posibilidad de utilizar formas funcionales flexibles y de imponer restricciones a los parámetros de acuerdo a lo que señale la teoría económica (Small y Winston, 1999).

Bajo estas condiciones, en el presente estudio se asume un enfoque agregado, 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, entre las variables explicativas que se incluyen, están los costes monetarios, el tiempo de viaje y las características socioeconómicas del origen y destino. Una ventaja de utilizar este enfoque es que se estima, simultáneamente, tres aspectos de la modelización de la demanda de transporte, a saber, la generación y atracción de viajes, la distribución y el reparto modal⁴.

⁴ Para una exposición más completa sobre la demanda de transporte, teoría y aplicaciones, se recomienda consultar Small y Winston (1999) y Winston (1984)

Siguiendo el razonamiento teórico de diversos estudios⁵ 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;

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 periodo *t*;

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

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

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

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

⁵ Oum y Gillen (1983); Graham y Glaister (2004)

C_{it}^j son indicadores de calidad de la infraestructura del tramo i y en el período t , para $j=au, al$. Como indicadores de calidad 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, etc.

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 llevados a cabo en esta materia, generalmente, se refieren a casos especiales (túneles, puentes, etc.) con lo cual generalizar puede llevar a conclusiones incorrectas.

No obstante lo anterior, se espera que la demanda de transporte sea inelástica con respecto al precio⁶. La evidencia empírica sobre elasticidades de peaje se resume en el Cuadro 1. Puede observarse que, en efecto, 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 (considerando tanto corto como largo plazo). Estas diferencias se pueden explicarse por factores relacionados con el motivo del viaje, nivel de peaje, existencia de vías alternativas gratuitas, etc.

⁶ Odeck y Brathen (2008) y Matas y Raymond (2003)

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 vía 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.

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

Puede concluirse del Cuadro 2 que la demanda de tráfico es inelástica ante cambios en el precio de la gasolina. Además, la literatura resalta la existencia de una 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.

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 sea 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 0.989 y 1.207 para datos agregados de diferentes tipos de vías (urbanas interestatales, urbanas arteriales, rurales, etc.).

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 excedente del consumidor, como una manera de asignar un valor monetario al cambio en el bienestar experimentado por dichos usuarios.

El excedente del consumidor (EC), término popularizado por Alfred Marshall sobre la base de un análisis previo realizado por Dupuit, 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.

El EC se define como la diferencia entre lo que el consumidor está dispuesto a pagar por un bien y lo que realmente paga. La suma de excedentes de varios consumidores proporciona una medida agregada del excedente de los consumidores. En términos geométricos, el excedente (neto) del consumidor viene dado por la superficie comprendida entre la curva de demanda y la línea horizontal determinada por el precio del mercado. En este sentido, la curva de demanda derivada de una función de demanda resulta de aislar el efecto de variaciones en el precio sobre la cantidad adquirida de un bien, manteniendo todas las otras variables constantes.

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

$$vol_{it} = f(\tau_{it}) \quad (2)$$

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

$$EC_{it} = \int_{\tau_{it}^0}^{\tau_{it}^1} f(\tau_{it}) d\tau_{it} \quad (3)$$

El EC es una medida exacta del impacto sobre el bienestar sólo cuando se supone que las variaciones de la renta debido a un cambio en el precio no afectan a la demanda, es

decir, cuando el efecto renta es cero. Es posible suponer efecto renta nulo o despreciable cuando la variación de la demanda no es significativa al cambiar la renta o cuando el gasto en el bien representa una fracción pequeña de la renta (Varian, 1999). Cabe mencionar que en el análisis coste beneficio aplicado a proyectos de transporte el supuesto de efecto ingreso nulo es de uso frecuente, ya que se considera que el gasto en peajes respecto a la renta es muy bajo.

No obstante, si se requiere una medida más precisa del bienestar se debe recurrir a la variación compensatoria (VC) o a la variación equivalente (VE). Ambas miden el área bajo la curva de demanda hicksiana o compensada y, por ende, no son directamente observables. Ante un cambio en los precios, estas medidas consideran “*la compensación*” (variable de acuerdo al precio) que se le debe dar al consumidor para mantenerlo en un nivel de utilidad constante, en consecuencia, al eliminar el efecto renta en el análisis logran medir con exactitud el impacto sobre el bienestar del consumidor.

En este sentido, se entiende por VC a la cantidad de dinero adicional que un consumidor necesitaría en correspondencia con los nuevos precios para que su satisfacción fuera igual a la que obtenía con los precios iniciales. Por su parte, la VE es la cantidad de dinero que sería necesario sustraerle al consumidor en correspondencia con los precios iniciales para que su satisfacción fuera igual a la que obtendría con los nuevos precios (Berstrom y Varian, 1999). Puede notarse que la distinción entre la VC y VE es el nivel de utilidad (inicial o final) que se desea alcanzar.

Puede demostrarse que el EC se encuentra entre la VC y la VE (cuando se trata de bienes normales). Sólo cuando el efecto renta es cero, las tres medidas son iguales porque las curvas de demanda marshalliana y hicksiana coinciden. Ciertamente, la VC y la VE son, en teoría, las medidas correctas para estimar el bienestar del consumidor, además, son más atractivas puesto que no asumen que la utilidad marginal del ingreso sea constante (Jara-Díaz y Friezt, 1982); (Vickrey, 1969).

Sin embargo, como resaltan Varian (1999), Just y Schmitz (2004) y demuestra Willig (1976) el EC es, generalmente, una apropiada y razonable aproximación a las medidas del bienestar. En este sentido, Willig (1976) estableció la relación teórica entre las dos

medidas hicksianas y el EC, determinando los límites del error del EC como aproximación de la VC y VE, los cuales sostiene son muy pequeños en muchas aplicaciones y, con frecuencia, menores al error que se comete al estimar la curva de demanda. Con su trabajo, Willig justifica el uso del EC como medida del cambio en el bienestar para la mayoría de los casos.

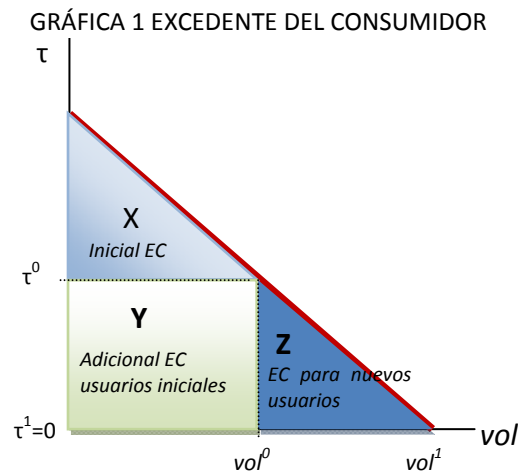
En este contexto, el presente trabajo calcula el EC para estimar el impacto sobre el bienestar de los usuarios debido a la supresión de los peajes en España.

UNA APROXIMACIÓN AL EC: LA REGLA DE LA MITAD (*RULE OF A HALF*)

Una aproximación frecuentemente utilizada en el análisis empírico para medir el EC, dado por la ecuación (3), es la “regla de la mitad” (*rule of a half*) que, para un cambio en los peajes de τ^0 a τ^1 , puede expresarse como

$$EC_{it} \cong \frac{1}{2}(vol_{it}^0 + vol_{it}^1)(\tau_{it}^0 - \tau_{it}^1) \quad (4)$$

Gráficamente, la regla de la mitad permite calcular las áreas Y y Z de la gráfica 1



La gráfica 1 describe los efectos que se derivan de la supresión de los peajes. Cuando el peaje se reduce de τ^0 a τ^1 (donde $\tau^1=0$), el volumen de tráfico pasa de vol^0 a vol^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^0) que comienzan a utilizar la infraestructura (área Z)

De esta manera, la justificación para la regla de la mitad es, en parte, intuitiva dependiendo de cómo se perciba la variación de los costes de los usuarios. En este sentido, el excedente del consumidor es aquel que experimentan los usuarios iniciales, es decir, $(vol_i^0)(\tau_i^0 - \tau_i^1)$ más los beneficios para los nuevos usuarios que cambian de modo o vía, esto es $\frac{1}{2}(vol_i^1 - vol_i^0)(\tau_i^0 - \tau_i^1)$

Note que la regla de la mitad es una medida exacta del EC sólo cuando la función de demanda es lineal. No obstante, Dargay y Goodwin (1995) reconoce que aún cuando no se cumpla tal linealidad, la regla de la mitad sigue siendo una buena y razonable aproximación. Cabe mencionar que la regla de la mitad como medida del bienestar de los usuarios es de uso generalizado en las evaluaciones sobre los beneficios en los proyectos de transporte Nellthorp y Hyman (2001).

ANÁLISIS EMPÍRICO

ELABORACIÓN BASE DE DATOS

Es oportuno describir el laborioso proceso de construcción de la base de datos que se utilizó en el análisis, no sólo para conocer la amplitud y riqueza de la información estadística recopilada, sino también para entender el nivel de detalle de cada una de las series consideradas, así como, sus limitaciones.

Una primera etapa fue recopilar y examinar los datos utilizados por Matas y Raymond (2003) en su estudio sobre elasticidades de demanda en las autopistas de peaje en España. Con esta información se obtuvieron las tarifas de peajes y la intensidad media diaria (IMD) para vehículos ligeros desde 1979 hasta 1998 a un nivel de tramos bastante desagregado. Posteriormente, se procedió a actualizar dichos datos hasta 2007.

Para la actualización de los datos de la IMD, primero se procedió a examinar la información contenida en el CD-ROM Mapa de Tráfico 2006 y 2007 del Ministerio de Fomento (MF). La base de datos de aforos incluida en dichos CDs abarca información histórica sobre la evolución de la IMD en la Red de Carreteras del Estado (RCE) desde 1988 hasta 2007. Puesto que dicha información se presenta por puntos kilométricos, estaciones de aforo o itinerario (y no por tramos), fue necesario comparar las IMD's de cada punto kilométrico con los datos por tramos obtenidos en la primera etapa, de tal forma que coincidieran.

Por otra parte, para recopilar información sobre las IMDs de las autopistas de pago de la red autonómica fue necesario contactar directamente a las sociedades concesionarias (con las complicaciones y demoras que ello implica) quienes nos proporcionaron datos detallados por tipo de vehículos y tramos.

Simultáneamente, se procedió a actualizar los datos sobre las tarifas de peaje, la principal fuente de información fueron las propias sociedades concesionarias de las autopistas de pago españolas. Para ello, fue necesario contactarlas a través de repetidas llamadas, envíos de correos electrónicos y fax.

Otras fuentes consultadas tanto para la IMD como para los peajes fueron los informes sobre el sector de autopistas de peaje en España (Ministerio de Fomento, varios años) y la serie monográfica “El tráfico en las autopistas de Peaje” (Ministerio de Fomento, 1997) (Ministerio de Fomento, 2006). No obstante, debido al nivel de agregación de los datos, poca fue la información que se pudo utilizar de estas fuentes.

Adicionalmente, una novedad del presente estudio con respecto al de Matas y Raymond (2003) es la incorporación de información por **comunidades autónomas (CC.AA)** para el PIB real per cápita, población y precio de la gasolina. En este sentido, se recopilaron datos del Instituto Nacional de Estadística (INE) de España sobre el número de habitantes por CC.AA y sobre el PIB regional en términos constante. No obstante, puesto que la serie del PIB regional no era homogénea (el año base cambia de acuerdo al período) tuvo que enlazarse utilizando la tasa de variación interanual del volumen (año base 2000).

En cuanto al precio de la gasolina, se recopiló información sobre el precio promedio anual por litro de gasolina con plomo, gasolina sin plomo y diesel para vehículos de uso no comercial. Desde 1980 hasta 1997 el precio del combustible por CC.AA es el mismo, por lo tanto, la información se obtuvo de las estadísticas de la OCDE; a partir de 1998 existen diferentes precios entre CCAA, por consiguiente, se acudió al Ministerio de Economía para hallar las cifras oficiales.

Adicionalmente, de los anuarios estadísticos del MF se extrajo la serie histórica (1980-2007) sobre el parque de vehículos ligeros de acuerdo al tipo de combustible que consume. Así mismo, la serie del Índice de Precio del Consumidor (IPC) año base 2006 se construyó a partir de la información del INE.

Finalmente, se recopiló información sobre los cambios de la red viaria que pudiesen afectar el volumen de tráfico en las autopistas o en las alternativas gratuitas analizadas durante el período de estudio. En este sentido, se elaboró una lista con información detallada acerca de aperturas de nuevos tramos, desdoblamientos y ampliaciones de vías, etc. Asimismo, se incluyó información sobre posibles acontecimientos que afectasen al volumen de tráfico. Parte de esta información fue proporcionada directamente mediante consulta a técnicos del MF, quienes nos aportaron datos

detallados sobre las fechas de apertura de tramos de autovías y autopistas entre 1984 y 2007. Otra parte fue facilitada por las sociedades concesionarias; asimismo, se consultaron los informes, anuarios y publicaciones del MF relacionadas con la red de carreteras y de autopistas del Estado y de las CC.AA; también se revisaron las memorias y anuarios de las sociedades concesionarias. En el Cuadro 5 se muestra un resumen de la información que resultó significativa en la estimación.

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 autopistas de peaje del país con una extensión temporal máxima de 27 años (1980-2007), dependiendo de la fecha de explotación de la autopista y de la disponibilidad de los datos. En consecuencia, se tiene un panel de datos no balanceado con 1752 observaciones en total.

Los tramos corresponden a 11 autopistas interurbanas españolas, la finalidad del peaje en dichas autopistas no es el control de la congestión sino el financiamiento de la infraestructura, por lo tanto, la tarificación consiste en cobrar una única tarifa a lo largo del día, sin distinguir entre hora punta u hora valle.

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 2006. Con la finalidad de obtener resultados válidos y fiables se excluyeron de la muestra aquellos tramos:

- i) Con un período de explotación muy corto, tales como: Autopista AP-7 Alicante-Cartagena (76.6 kms.), AP-7 Málaga-Estepona (80 kms.), AP-7 Estepona-Guadiaro (22.2 kms.).
- ii) Con observaciones anómalas o que hayan experimentado cambios importantes no recogidos por las variables explicativas del modelo, 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) Muy cercanos a centros urbanos, tales como la Autopista AP-6 Villalba-Adanero (69.6 kms.)
- iv) Túneles tales como C-16 Túneles del Cadí (29.7 kms) y C-16 Túneles de Vallvidrera (16.65 kms.)

A continuación se muestra una lista de los tramos considerados en el estudio (Cuadro 4)

CUADRO 4

Tramos	Kms.	Período temporal	Tramos	Kms.	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-Peñiscola Peñiscola-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		

DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES

Como medida del **volumen de tráfico** se tiene la Intensidad Media Diaria, conocida por sus siglas IMD, de los vehículos ligeros. Esta medida puede interpretarse como el número de vehículos que pasan por un tramo en un día promedio del año. Para su cálculo se dividen los vehículos-kilómetros por los kilómetros-día en servicio de la autopista. Los vehículos ligeros incluyen motocicletas, turismos y vehículos comerciales con carga inferior a 1000 kilogramos.

El **precio por kilometro de la autopista**, es decir, el peaje, se calcula dividiendo la tarifa vigente para cada año (incluyendo los impuestos) cobrada a los vehículos ligeros por el número de kilómetros del tramo; previamente, se ha ponderado por el número de meses de vigencia de la tarifa durante el año. Los datos son deflactados utilizando el índice de precios al consumidor (IPC) año base 2006.

Como parte del coste generalizado por el uso de la infraestructura, se considera el **precio promedio anual del litro de gasolina** para vehículos de uso no comercial **por comunidades autónomas**. 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. Nuevamente, las cifras fueron deflactadas por el IPC.

Entre las variables socioeconómicas se consideró el **producto interno bruto per cápita** (PIBpc) a precios constantes (año base 2000) **por comunidades autónomas** durante el período 1980 – 2007. Asimismo, para medir el impacto demográfico sobre el volumen de tráfico se recopiló información sobre el **número de habitantes por comunidades autónomas**.

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, tales

como, la apertura de una nueva vía substitutiva o complementaria, desdoblamientos, ampliaciones, etc.

Adicional a estas dummies, también 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 Expo de Sevilla en 1992 que tuvo un impacto claramente positivo sobre el tráfico en la autopista AP-4 Sevilla-Cádiz. En total se identificaron alrededor de 26 variables ficticias significativas (ver Cuadro 5).

CUADRO 5

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-1 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 Xàtiva-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.	-

DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LOS DATOS

Un resumen estadístico de las variables utilizadas en el análisis se muestra en el Cuadro 6 (un resumen por tramos y autopistas se encuentra en el Anexo 1)

CUADRO 6

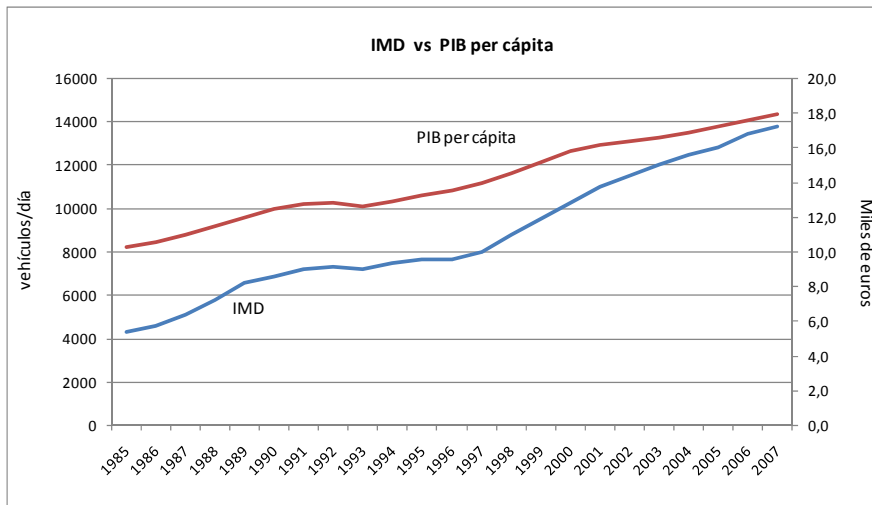
	IMD	Peaje	Precio gasolina	PIB real per cápita	Población
Media	16918	0.127	0.9802	15.503	4,036,862
Mediana	12370	0.114	0.9078	15.459	4018187
Desviación estándar	14182.99	0.051	0.1799	3.505	2239776
Coefficiente de variación	0.838	0.398	0.1836	0.226	0.555
Valor máximo	90033	0.343	1.4964	23.506	7941258
Valor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

Elaboración propia

El promedio de la IMD para los tramos y el período analizado es de 16918 vehículos/día, con un valor máximo y mínimo de 90033 y 1689, respectivamente; a simple vista estos primeros resultados 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, por ejemplo, aquellos pertenecientes a la Autopista C-32 Montgat-Palafolls y AP-7 Barcelona-Tarragona, así como, tramos con un bajo volumen de tráfico, entre ellos, los de la Autopista AP-68 Bilbao-Zaragoza.

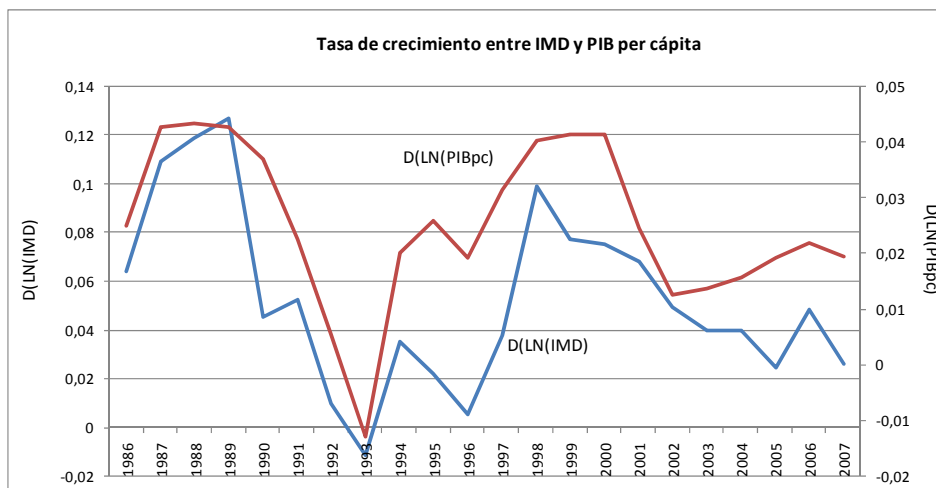
El comportamiento promedio del volumen de tráfico de los tramos analizados se muestra en la gráfica 2. En general, puede notarse un crecimiento sostenido entre 1985 y 2007, destaca el período 1998-2001 de intenso crecimiento que corresponde con un período de expansión económica en el país.

GRÁFICA 2



La relación entre el volumen de tráfico y la **actividad económica** se muestra en la Gráfica 3, 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)

GRÁFICA 3



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 período de estudio. Por una parte, los tramos con tarifas por kilometro promedio más elevadas se encuentran en la Autopista A-8 Bilbao-Ermua-Behobia, tales como Oyarzun-Irún y

Basauri-El Gallo. Entre las de menores tarifas están los tramos Martorell-Villafranca y Villafranca-El Vendrell de la AP-7 Barcelona-Tarragona, y Montgat-Alellá de la C-32 Montgat-Palafolls.

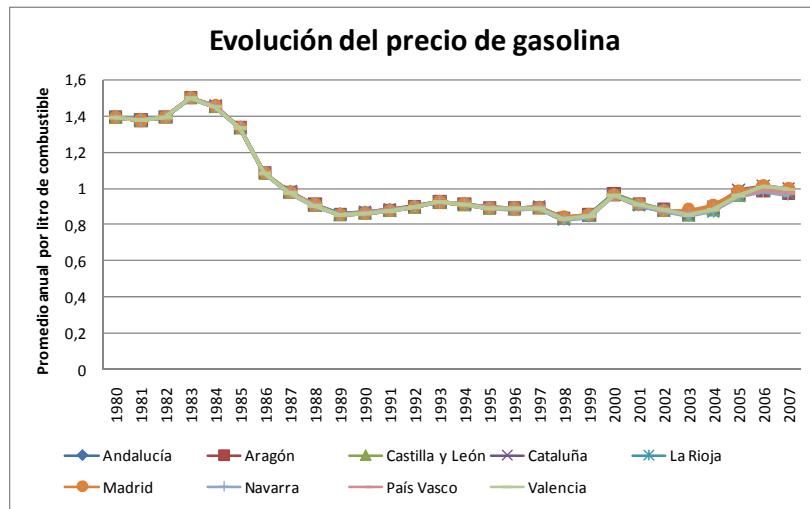
Por otra parte, entre las reducciones de los peajes más importante destacan:

- Junio 1994: reducción de, aproximadamente, 50% para las autopistas C-32 Montgat-Palafolls.
- Noviembre 1997: reducción de, aproximadamente, 30% autopista AP-2; AP-7 Tarragona-Valencia; AP-7 Valencia-Alicante.
- Diciembre 1997: reducción de, aproximadamente, 25% para las autopistas AP-15 Tudela-Irurzún.
- Marzo 1999: reducción de, aproximadamente, 40% para las autopistas AP-68 Bilbao-Zaragoza.

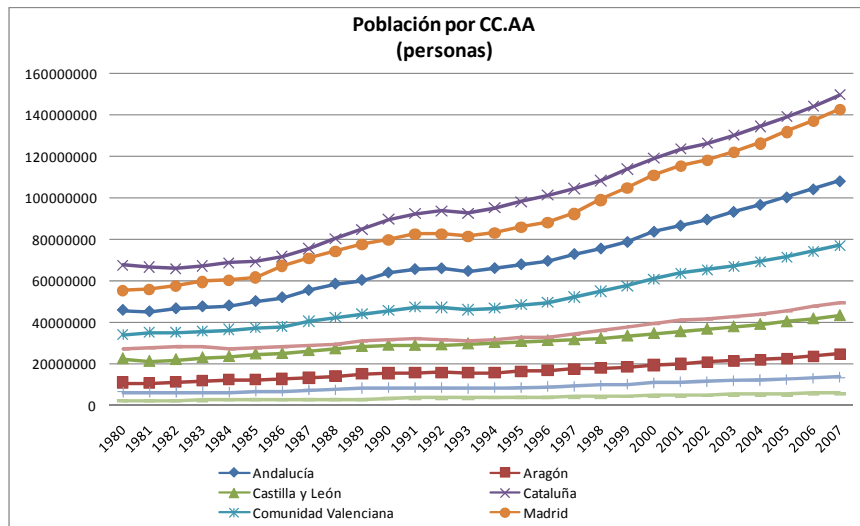
Estos cambios en los peajes de las autopistas de España son un aspecto positivo en el análisis de la demanda y, por ende, en la estimación de las elasticidades precio de la demanda, puesto que permiten captar con mayor precisión el impacto sobre el volumen de tráfico debido a variaciones significativas en las tarifas a lo largo del tiempo.

En cuanto al **precio de la gasolina** puede observarse poca variación tanto entre comunidades autónomas como a lo largo del tiempo. El promedio se ubica en 0,98 euros por litro. El comportamiento del precio promedio anual de la gasolina (en términos reales) por comunidades autónomas (sólo de aquellas a las que pertenecen los tramos analizados) se muestra en la siguiente gráfica.

GRÁFICA 4



Finalmente, la **población por comunidades autónomas** (sólo de aquellas a las que pertenecen los tramos analizados) se muestra en la siguiente gráfica. El valor medio es de 4.07 millones de personas; Cataluña y la Comunidad de Madrid son las CC.AA. con mayor población; mientras que La Rioja y la Comunidad Foral de Navarra son las de menor población.



METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

Como se mencionó anteriormente, 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 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.

DATOS DE PANEL

La estructura de la base de datos (descrita anteriormente) 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.

Como sostiene Hsiao (2006) varias son los beneficios que se derivan del análisis de datos de panel, entre ellos:

- i) Una mayor precisión en los contrastes de hipótesis, puesto que se cuenta con más grados de libertad y mayor variabilidad entre las observaciones de la muestra, por lo tanto, las estimaciones econométricas son más eficientes y los estadísticos de prueba tienen más potencia;
- ii) Al incluir información tanto de la dinámica intertemporal como del comportamiento transversal, es posible tener un mejor control de los efectos de las variables no observadas u omitidas.

Bajo este contexto, Kitamura, 2008 concluye que los métodos de datos de panel constituyen un medio poderoso para el análisis de transporte.

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 fijos⁷. Al incorporar la heterogeneidad inobservable o efecto fijo (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. Matas y Raymond (2003) señalan que los efectos fijos pudiesen recoger costos operativos de los vehículos y costos de tiempo que hayan permanecido constantes en el tiempo, así como, factores de generación y atracción del origen y destino.

SELECCIÓN DE LA FORMA FUNCIONAL

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 (por ejemplo, las elasticidades de la demanda) pueden variar significativamente según sea la forma funcional que se adopte. En efecto, Oum (1989) analizó el impacto sobre la estimación de los parámetros al utilizar varias formas funcionales mientras mantenía la misma base de datos, halló que la variabilidad entre las elasticidades estimadas de diferentes formas funcionales era considerable.

En estas condiciones, se recomienda que 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

⁷ Efectivamente, las unidades transversales no pueden ser consideradas muestras aleatorias de una gran población, porque corresponden a tramos seleccionados de autopistas de peaje españolas, por lo tanto, como señala Wooldridge (2001), es razonable pensar en los efectos inobservables como parámetros a estimar y, por ende, en modelos de efectos fijos.

suficientemente flexible para que no se restrinja a priori las propiedades de la función de demanda.

En este sentido, una opción que se encuentra en un gran número de estudios recientes (Greene, 2003) es la transformación Box-Cox⁸. 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 0.1481, valor suficientemente cercano a cero, por lo tanto, sugiere utilizar una forma funcional logarítmica⁹.

No obstante lo anterior, la existencia de peajes igual a cero (es el caso del tramo de la Autopista AP-4 Jerez-Puerto Real que pasó a ser gratuita a partir de mayo de 2005) 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.

En este sentido, 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. Por lo tanto, según el criterio de máxima verosimilitud, existe una mayor probabilidad de que el proceso de generación de los datos siga una especificación semilogarítmica que una lineal.

⁸ Note que la transformación Box-Cox se define como $y^{(\lambda)} = \frac{y^\lambda - 1}{\lambda}$. Tal que, $y^{(\lambda)} = \begin{cases} y - 1, & \text{si } \lambda \rightarrow 1 \\ \ln(y), & \text{si } \lambda \rightarrow 0 \end{cases}$

⁹ 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

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 peaje¹⁰, 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.

ESTRUCTURA DINÁMICA DEL MODELO

En la modelización de la demanda de transporte suele preferirse una estructura dinámica a una estática, puesto que ello permite distinguir entre las elasticidades de corto y largo plazo. Además, como advierte Oum (2008), en los modelos estáticos es muy probable que los coeficientes estimados se refieran a elasticidades de mediano plazo. En conclusión, la literatura¹¹ recomienda el uso de modelos dinámicos para capturar la respuesta total de la demanda a lo largo del tiempo y, así, contemplar la existencia de inercia en las decisiones de los individuos y las dificultades de ajustes en el corto plazo.

Por consiguiente, 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 tanto de la variable dependiente como 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.

En este sentido, en un modelo de ajuste parcial, el ajuste del volumen de tráfico esperado o deseado, vol_{it}^* , sigue un proceso de tipo

$$\Delta vol_{it} = \lambda(vol_{it}^* - vol_{it-1}) + u_{it} \quad (5)$$

La ecuación (5) plantea que el cambio observado que ocurre en un período, Δvol_{it} , es sólo una parte del cambio entre la demanda esperada en el período actual y la

¹⁰ Esta variación es menor que en la especificación de una curva de demanda lineal, lo que representa una ventaja de aquella sobre ésta

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

demanda observada en el período previo, $(\lambda vol_{it}^* - \lambda vol_{it-1})$. Donde λ , tal que $0 < \lambda < 1$, es conocido como el coeficiente de ajuste, cuanto mayor sea λ más rápido es el ajuste, si $\lambda=1$ significa que la demanda observada se ajusta instantáneamente (durante el mismo periodo de tiempo) a la esperada. De esta forma, el modelo de ajuste parcial contempla la posibilidad de que exista inercia en el comportamiento de la demanda.

Por otra parte, u_{it} es el término de error, se asume que está idéntica e independientemente distribuido con media cero y varianza constante, $u_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$

Las principales ventajas de este modelo 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).

ESTIMACIÓN EN NIVELES O EN DIFERENCIAS

Como se mencionó en la introducción de este apartado, el objetivo de la metodología econométrica es estimar una función de demanda robusta 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, $I(0)$.

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 \mathbf{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 estable a través del tiempo, lo que sugiere una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas y, por ende, la posibilidad de plantear una relación significativa en niveles entre las variables del modelo. Bajo este razonamiento, si las series están cointegradas la estimación en diferencias podría ser contraproducente dado que, al diferenciar, se podría perder información potencialmente valiosa sobre las relaciones de las variables en el largo plazo (Greene, 2003).

Por consiguiente, se procedió a comprobar si las variables del modelo de demanda de autopistas de peaje ($\ln vol_{it}$, τ_{it} , $\ln pgas_{it}$, $\ln pibpc_{it}$ y $\ln pob_{it}$) están cointegradas, a través de la aplicación de la Prueba de Cointegración Residual de Kao¹². Si se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, entonces la estimación en niveles es significativa, es decir, no es espuria.

Como puede observarse en el Cuadro 7, de acuerdo a la Prueba de Kao, 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 válida.

¹² 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.

CUADRO 7

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			

MODELO ESTIMADO

Bajo estas consideraciones, el modelo finalmente estimado es

$$\ln vol_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \tau_{it} + \beta_{2i} \ln pgas_{it} + \beta_{3i} \ln pibpc_{it} + \beta_{4i} \ln pob_{it} + \beta_{5i} D_{it} + \gamma_i \ln vol_{it-1} + u_{it} \quad (6)$$

Donde

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

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

pob_{it} es el número de habitantes de la comunidad autónoma a la que pertenece el tramo i en el periodo t .

D_{it} son dummies 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, tales como shocks positivos o negativos sobre el volumen de tráfico (ver Cuadro 5)

En el modelo (6) 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:

$$\varepsilon_{vol_i, p_i} = \beta_{1i} \cdot \bar{\tau}_i$$

Con $\bar{\tau}_i$ igual al peaje promedio para el tramo i

Las elasticidades de corto plazo se definen en relación con la respuesta del tráfico ante cambios en las variables explicativas durante el primer año. Mientras que el largo plazo incorpora la respuesta total a lo largo del tiempo.

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 $\beta_{1i} \cdot \bar{\tau}_i / (1 - \gamma)$

Note que $1 - \gamma$ es el factor que mide la velocidad de ajuste. Con γ alto el ajuste es lento y, por ende, mayor es la diferencia entre las elasticidades de corto y largo plazo.

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 plazo (Oum, 2008); (Kitamura, 2008); (Matas y Raymond, 2003); (Goodwin, 1992). En el caso de estudio, por ejemplo, ante un incremento del peaje varios usuarios deberán continuar usando la autopista en el corto plazo, no obstante, en el largo plazo podrían cambiar de trabajo, residencia u otras actividades que les permitan dejar de usar la autopista de peaje.

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:

$$\beta_1, \beta_2 < 0$$

$$\beta_3, \beta_4 > 0$$

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

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 (6) se reduce a

$$\ln vol_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \tau_{it} + \beta_2 \ln pgas_{it} + \beta_3 \ln pibpc_{it} + \beta_4 \ln pob_{it} + \beta_5 D_{it} + \gamma \ln vol_{it-1} + u_{it} \quad (7)$$

Bajo estas condiciones, se llevó a cabo una primera estimación de la ecuación (7) 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 perturbaciones¹³, se utilizó como método de estimación Mínimos Cuadrados Ponderados, MCP. En este sentido, en presencia de heteroscedasticidad, la estimación por MCP proporciona un estimador más eficiente que el de Mínimos Cuadrados Ordinarios y estadísticos de prueba válidos cuando el término de error se distribuye como una normal (Wooldridge, 2002)

Los resultados de esta primera estimación se resumen en el siguiente cuadro. Puede observarse que los coeficientes del precio de la gasolina, PIB real per cápita, población

¹³ 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 0,0000; por ende, existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de homoscedasticidad a un nivel de significancia de 5%.

y velocidad de ajuste (γ) son estimados con un alto grado de precisión (note que 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. En el Anexo 2 se encuentran los resultados completos de la estimación.

Cabe mencionar que resultaron significativas 26 variables ficticias y con los signos esperados (ver Cuadro 5 para las definiciones de las variables y el Anexo 2 para los resultados de la estimación).

Dado el coeficiente de retardo igual a 0.441, puede demostrarse que el efecto de largo plazo es 1.79 veces el efecto a corto plazo. Asimismo, el retardo medio se ubica en 0.7878 y el retardo mediano en 0.8458, es decir que el 50% del ajuste sobre el volumen de tráfico ocurre alrededor del octavo y noveno mes después del cambio. También puede notarse que un 92% del ajuste se logra en el tercer año.

CUADRO 8

Resumen resultados de la estimación general modelo (7)		
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

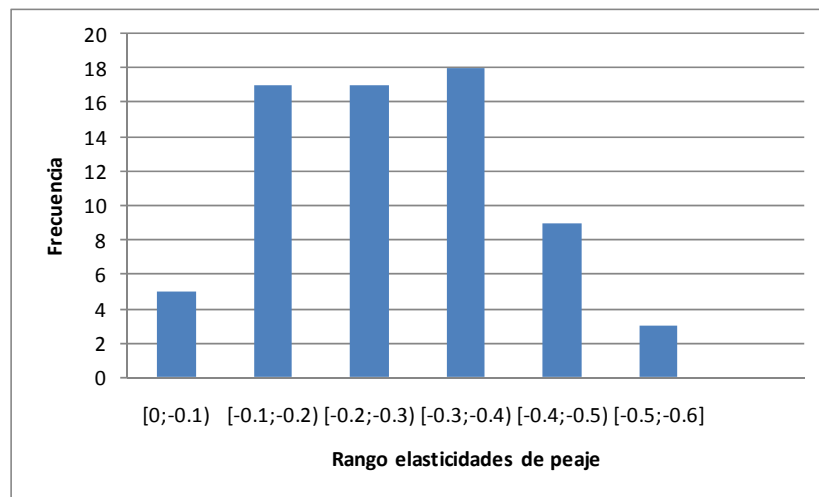
De acuerdo a los resultados, la elasticidad con respecto al precio de la gasolina es de -0.25 en el corto plazo y -0.45 en el largo plazo. Note que, como se vio anteriormente, los resultados se encuentran claramente dentro del rango promedio de estimaciones obtenidas en otros estudios (ver Cuadro 2).

En cuanto a la elasticidad con respecto al ingreso, 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.

GRÁFICA 5



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).

De la estimación se pudo notar que los tramos dentro de cada autopista mostraban elasticidades similares (ver Anexo 2), 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

$$\ln vol_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1b}\tau_{it} + \beta_{1m}\tau_{it} + \beta_{1a}\tau_{it} + \beta_2 \ln pgas_{it} + \beta_3 \ln pibpc_{it} + \beta_4 \ln pob_{it} + \beta_5 D_{it} + \gamma \ln vol_{it-1} + u_{it} \quad (8)$$

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 con respecto al no restringido. A partir de los resultados de las estimaciones del modelo restringido (modelo (7)) y no restringido (modelo (6)), se obtiene que $F_c=0.9118$ sigue una distribución F con 69 y 1482 grados de libertad. Por lo tanto, no existe suficiente evidencia para rechazar la estimación mediante el modelo restringido dado por la ecuación (7)

Un resumen de los resultados de la estimación de la especificación del modelo (8) puede observarse en el Cuadro 9 (la estimación completa se muestra en el Anexo 3). En el Anexo 4 se encuentran los tramos agrupados de acuerdo a la clasificación de las elasticidades.

CUADRO 9

Resumen resultados de la estimación modelo (8)		
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

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 (7), 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.

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, tal como resaltaron Matas y Raymond (2003). 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.

EFFECTOS DE UNA POLÍTICA DE SUPRESIÓN DE PEAJES EN ESPAÑA

A partir de la información obtenida en la estimación de la función de demanda de autopistas de peaje en el apartado anterior, a continuación 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 en el país. 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 peaje¹⁴. 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.

¹⁴ Se escoge 1988 porque es el año a partir del cual existe información para todos los tramos.

Partiendo del modelo (8) se debe primero obtener 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 igual a cero es válida, puesto que se están considerando con ambos resultados los errores de predicción que se cometen con la estimación econométrica.

Por lo tanto, se procede a estimar a partir del modelo (8) el volumen de tráfico en las autopistas de peaje para el año 2007 considerando una solución dinámica para la predicción y una extensión temporal máxima de 19 años (1988-2007). Posteriormente, se asume peajes igual a cero y se predice la demanda de autopistas de pago bajo este escenario. Los resultados obtenidos por autopistas se muestran a continuación.

EFFECTOS SOBRE EL VOLUMEN DE TRÁFICO

Los resultados presentados en el Cuadro 10 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 10

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 autopista¹⁵.

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.
- 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 accidentes¹⁶, en los costes de mantenimiento de la infraestructura y en los costes operativos y de combustible de los vehículos¹⁷.

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 García (2007), que el ahorro de tiempo obtenido por los nuevos usuarios sean superiores a las pérdidas que experimenten los usuarios iniciales (no obstante, este tipo de análisis escapa de los objetivos del presente trabajo)¹⁸.

Es importante resaltar que este estudio no tiene en cuenta la restricción de capacidad en la red vial. Es posible que para autopistas con alta IMD este aumento del tráfico no

¹⁵ 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.

¹⁶ Como reconoce el Department for Transport (2004) los peajes provocan un desvío del tráfico hacia las vías alternativas gratuitas que, generalmente, no están preparadas para soportar un alto nivel de demanda, lo cual podría conducir a tasas de accidentes más altas. En este sentido, Albalade y Bel (2008) resaltan los efectos adversos sobre la seguridad de las vías alternativas provocados por el desvío de tráfico desde las autopistas de peaje hacia éstas.

¹⁷ Cantos y Álvarez (2008) calculan la ganancia en términos de los costes operativos y de combustibles que experimentarían los usuarios de la vía alternativa A-3 al reducirse los tiempos de congestión debido a una disminución del peaje en la radial R-3 de Madrid.

¹⁸ 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 admisible. Ello seguramente será así para determinados períodos horarios o días de la semana. Puesto que en nuestro análisis no se contempla la distribución del tráfico por hora o por día ni situaciones de congestión, no es posible aproximarnos a los costes que representarían una situación como ésta.

EFFECTOS SOBRE EL EXCEDENTE DEL CONSUMIDOR

Considerando el cálculo del EC de acuerdo a la regla de la mitad definida en la ecuación (4) se evalúan las ganancias para los nuevos usuarios, es decir, se estima el área Z de la Gráfica 1 correspondiente al escenario planteado anteriormente. Los resultados se muestran en el Cuadro 11, note que el EC se expresa en miles de euros anuales, previamente, deflactado (año base 2006).

CUADRO 11

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

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 1).

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 1) tal como se detalla en el Cuadro 12:

CUADRO 12

Autopista	Kms	$\Delta E C_i$ (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

Un aspecto importante que se debe considerar en el análisis es que en el cálculo del EC no se consideran las bonificaciones y descuentos que se aplican en muchas de las autopistas de peajes en el país. Por ejemplo, los convenios con Vía T aplicados en la autopista AP-68; los descuentos realizados en función del número de desplazamientos aplicados en la A-8, AP-2, etc. En consecuencia, se podría estar sobrevalorando las ganancias de bienestar de los usuarios iniciales de la infraestructura.

El cambio en excedente total, finalmente, viene dado por la suma del excedente de los usuarios nuevos ($\Delta E C_n$) y del excedente de los usuarios iniciales ($\Delta E C_i$). El cambio en el EC total ($\Delta E C_t$) 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 13, dicha valoración es de 1498 millones de euros.

CUADRO 13

Autopista	Kms	ΔECt (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-Palafolls	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 14

Autopista	Ingreso por peaje (miles de €)	ΔECn/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

En resumen, los resultados sugieren que los efectos de una política de supresión de peajes en España serían:

1. En las autopistas:

- 1.1. Se produce un desvío de tráfico desde la vía gratuita hacia la autopista, provocando un aumento del tráfico en esta última.
- 1.2. Debido a la reducción del coste del viaje, los usuarios antiguos experimentan un incremento de su bienestar.
- 1.3. Los usuarios nuevos que se incorporan a la infraestructura aumentan su bienestar también debido a la reducción del coste de viaje en la autopista.
- 1.4. Se reduce el bienestar de los usuarios iniciales (o antiguos) debido al incremento del tiempo de viaje (aunque no se analiza, debe considerarse que es posible que aumente el tiempo de viaje en aquellas autopistas con una IMD elevada en determinados períodos de tiempo).

2. En las vías alternativas gratuitas:

- 2.1. Hay un incremento del bienestar de los usuarios que permanecen en la vía alternativa debido a una reducción del tiempo de viaje (ya que se reduce el tráfico)
- 2.2. Hay un aumento del bienestar derivado de una reducción de los accidentes y de los costes operativos y de combustible de los vehículos.

3. Los resultados de la simulación de la política de supresión de peajes (en comparación con el año 2007 en presencia de peaje) son los siguientes:

- 3.1. El incremento del tráfico en las autopistas es de 43.40% aproximadamente
- 3.2. El cambio del bienestar de los usuarios es de 1497.58 millones de euros, que corresponde un 82% a antiguos usuarios y un 18% a los usuarios nuevos.
- 3.3. 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

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 igual 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 de tráfico, en su mayoría, de la vía gratuita hacia la autopista. De acuerdo 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 los nuevos experimentan un incremento de su bienestar.
- c) Por otra parte, se reduce el bienestar de los usuarios antiguos debido al incremento del tiempo de viaje (es posible que aumente el tiempo de viaje en aquellas autopistas con una IMD elevada en determinados períodos de tiempo).
- d) 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 usuarios nuevos.

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 de 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 infraestructura viarias. La economía política de los peajes. *Papeles de Economía Española*, No. 82, 123-139.

Berstrom y Varian (1999). *Ejercicios de Microeconomía Intermedia*. Antoni Bosh.

Braid, R. (1996). Peak-Load Pricing of a Transportation Route with an unpriced substitute. *Journal of Urban Economics*, 40, 179-197.

Breitung, J., y Pesaran, M. (2007). *Unit Roots and Cointegration in Panels*. Cambridge University and University of Bonn.

Button, K. (2004). The rationale for road pricing: standard theory and latest advances. *Road pricing: Theory and evidence. Research in Transportation Economics*, 9, Elsevier.

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.

Granger, C. (2004). Análisis de series temporales, cointegración y aplicaciones. *Revista Asturiana de Economía*, No. 30 , 197.

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.

Hau, T. (1998). *Congestion pricing and road investment* (págs. 39-78). En Kenneth J. Button and Erik T. Verhoef, (eds.), *Road Pricing, Traffic Congestion and the Environment*: Edward Elgar Publishing Limited

Hsia, C. (2006). Panel Data Analysis — Advantages and Challenges. *Department of Economics, University of Southern California; Wang Yanan Institute for Studies Economics* .

Jara-Diaz, 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.

Just, R. H., y Schmitz, A. (2004). *The Welfare economics of public policy*. Edward Elgar.

Kitamura. (2008). Transport demand elasticities. En D. A. Button, *Handbook of Transport Modeling*. Elsevier.

Kopp, A. (2007). Summary of discussions (Round Table debate on reports). En OECD/ECMT, *Transport Infrastructure Charges and Capacity Choice. Round Table Report 135*. Paris: OECD/ECMT Transport Research Centre.

Lindsey, C., y Verhoef, E. (2001). Traffic congestion and congestion pricing. En Hensher, y Button, *Handbook of Transport systems and Traffic control* (págs. 77-105). Amsterdam: 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. (2006). *El tráfico en las autopistas de peaje*. Madrid: D.G. de Carreteras. Centro de Publicaciones, Ministerio de Fomento.

Ministerio de Fomento (varios años). *INFORME 2005 SOBRE EL SECTOR DE LAS AUTOPISTAS DE PEAJE EN ESPAÑA*. España.

Nash, C., y Niskanen, E. (2008). Experiences in road pricing in Europe-Review of research and practice. En *Road Pricing, the Economy and the Environment* (págs. 5-27). Copenhagen: Springer Berlin Heidelberg.

- 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 modeling*. Elseiver.
- Oum, T., y Gillen, D. (1983). The structure of Inter-City travel demands in Canada: Theory, Tests an emprirical results. *Transportation Research, 17B* , 175-191.
- Rouwendal, J., y Verhoef, E. (2004). Second-best pricing for imperfect substitutes in urban networks. *Road pricing: Theory and Evidence, Research in Transportation Economics, 9* , 27-60.
- 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* .
- Varian, H. (1999). *Microeconomía Intermedia: un enfoque actual* . Antoni Bosch.
- Verhoef, E. (2007). Self-financing of infrastructure services. En O. T. Centre, *Transport Infrastructure Charges and Capacity Choice. Round Table Report 135*. Paris.

Verhoef, E., Nijkamp, O., y Rietveld, P. (1996). Second-best congestion pricing: the case of an untolled alternative. *Journal of Urban Economics*, 10 , 279-302.

Vickrey, W. (1969). *Microeconomía*. Amorrortu.

Willig, R. (1976). Consumer Surplus Without Apology. *American Economic Review*, 66 .

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

Intensidad Media Diaria					
Tramo	Media	Máximo	Mínimo	Desv. Est.	Observaciones
C-32 Montgat-Palafolls					
Montgat-Alella	49589.43	78779.66	18417.48	21583.97	28
Alellá-Premiá	47348	90033	14784.98	26272.3	28
Premia-Mataró	36477.49	74742.65	11146.73	22226.82	28
AP-1 Burgos-Armiñon					
Castañares-Rubena	10393.29	18163	4449.55	4305.181	24
Rubena-Briviesca	10955.76	19061	4480.56	4663.706	24
Briviesca-Pancorbo	10764.09	18571	4466.91	4537.528	24
Pancorbo-Miranda	10372.56	17477	4401.65	4304.012	24
Miranda-Enl. Aut. Ebro	10163.25	18961	4478.04	4289.324	24
A-15 Tudela- Irurzun					
AP68-Marcilla	4794.315	8915	1998.431	2316.807	21
Marcilla-Tafalla	5399.981	9970	2171.429	2717.265	21
Tafalla-Pamplona	8576.672	16538	2926.5	4730.771	21
Pamplona-Irurzun	10427.86	20004	3071.516	6095.734	21
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo					
Alfajarín-Lleida	8929.068	13787.89	4665.572	3148.661	28
Lleida-Borjas Blancas	9774.397	12890	6153	2227.801	28
BB-Pla.Sta. Maria	10216.5	13375.02	6659.928	2205.928	28
Pla.Sta.Maria-Villarrodona	9750.184	12884	6274	2195.711	28
AP-4 Sevilla-Cádiz					
Dos Hermanas-Las Cabezas	11696.33	28778.34	3591.885	7846.661	28
Las Cabezas-Jerez	9052.337	21107	3221.496	5586.097	28
Jerez-Puerto Real	6348.97	17480	2280.276	4398.296	28
AP-68 Bilbao-Zaragoza					
Adanero-Altube	17626.86	28249	9909.595	6179.521	26
Altube-Subijana	8733.587	13102	4959.682	2753.76	26
Subijana-Enl.Aut.Burgos AP-1	8682.916	13036	5267.552	2749.063	26
Enl. Aut. Burgos-Logroño	4666.088	9260.203	2182.771	2247.496	26
Logroño-Calahorra	4253.524	9001.787	1689.247	2326.864	26
Calahorra-Enl. Aut. Navarra	3822.449	7561.824	1746.84	1793	26
Enl. Aut. Nav-Tudela	6092.338	11749	2663.073	2833.455	26
Tudela-Gallur	5966.155	11306	2713.018	2693.922	26
Gallur-Alagón Autovia	6722.973	12501	3205.578	2919.955	26
AP-7 Montmeló-La Junquera					
Granollers-Cardedeu	42215.63	75263	21291.58	16435.23	28
Cardedeu-Sant Celoni	35975.73	57371	19019.1	12057.55	28
Sant Celoni-Hostalrich	29976.9	48971	16044	10024.46	28
Hostalrich-Maçanet	27797.8	45544	15307.05	9208.228	28
Maçanet-Girona Norte	20226.52	38479.73	10053.94	8209.622	28
Girona-Norte-L'Escala	14712.53	25107	7497.282	5320.073	28
L'Escala-Figueras Sur	13697.02	22442	7096.28	4747.486	28
Figueras Sur-Frontera Francesa	10746.69	16185.14	5853.157	3240.953	28

ANEXO 1 (CONT.)

Intensidad Media Diaria (continuación)					
Tramo	Media	Máximo	Mínimo	Desv. Est.	Observaciones
AP-7 Barcelona-Tarragona					
Molins del Rey-Martorell	57727.12	76290	35765.11	13388.34	28
Martorell-Vilafranca	42993.76	62281.68	25705.18	11435.41	28
Vilafranca-El Vendrell	29899.78	42419.76	16924.34	8059.391	28
El Vendrell-Tarragona	22868.53	44718.31	10284.68	10696.48	28
AP-7 Tarragona-Valencia					
Salou-Cambrils	14649.17	25497	7268.954	5801.589	28
Cambrils-Hospitalet	13716.04	23894	6888.651	5408.639	28
Hospitalet-Tortosa	12214.45	21786.74	6336.783	4920.985	28
Tortosa-Amposta	10866.23	19031	5800.704	4226.618	28
Amposta-Peñíscola	9428.366	15615.3	5167.857	3459.075	28
Peñíscola-Castellon N	10170.15	17715	5271.714	4077.649	28
Castellosn N-Castellon S	11191.01	18741	5464.518	4544.149	28
Castellon S-Villarreal	13247.19	21762	6463.518	5383.589	28
Villarreal-Puzol	14907.68	24662.97	7039.053	6250.741	28
AP-7 Valencia-Alicante					
La Silla-Algemesí	15832.46	27764	6496.12	6680.328	23
Algemesí-Favareta	16111.33	29327	6267.58	7345.972	23
Favareta-Xeresa	15388.73	27508	6305.68	6793.313	23
Xeresa-Oliva	12600.13	21785	5800.185	5332.595	23
Oliva-Ondara	13210.84	23446	5800.329	6023.729	23
Ondara-Benisa	13144.72	22513	5580.771	5707.515	23
Benisa-Altea	13286.95	22427	5631.217	5663.983	23
Altea-Benidorm	14693.62	25594	5874.18	6702.576	23
Benidorm-Villajoyosa	18972.04	31575	7033.098	8748.312	23
Villajoyosa-San Juan	20355.23	35502	7059.76	10014.94	23
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia					
Basauri-El Gallo	20582.72	30775.25	9162.22	7132.435	27
El Gallo-Durango	18744.5	31552.48	8288.642	7164.778	27
Durango-Ermua	12563.56	22212	5892.39	5046.364	27
Ermua-Elgoibar	11874.87	21495.71	5290.19	5056.12	27
Elgoibar-Iciar	13302.2	23063	6471.97	5123.807	27
Iciar-Zumaya	14101.21	24420	6916.899	5369.361	27
Zumaya-Zarauz	15579.14	28038	7383.936	6348.221	27
Zarauz-San Sebastian	19173.53	34817	8695.296	8236.749	27
San Sebastian-Oyarzun	27412.56	47879.41	9098.338	11939.24	27
Oyarzun-Irun	20317.39	35950	7429.636	8689.107	27

ANEXO 1 (CONT.)

PEAJES					
Tramo	Media	Máximo	Mínimo	Desv. Est.	Observaciones
C-32 Montgat-Palafolls					
Montgat-Alella	0.105907	0.152002	0.063786	0.037872	26
Alellá-Premiá	0.163277	0.233012	0.103272	0.057289	26
Premia-Mataró	0.139952	0.199725	0.088519	0.049105	26
AP-1 Burgos-Armiñon					
Castañares-Rubena	0.172685	0.186175	0.151663	0.009715	23
Rubena-Briviesca	0.114819	0.124201	0.099952	0.006981	24
Briviesca-Pancorbo	0.11836	0.12776	0.101651	0.007243	24
Pancorbo-Miranda	0.119274	0.12913	0.10424	0.007085	24
Miranda-Enl. Aut. Ebro	0.174877	0.193116	0.148915	0.011629	24
A-15 Tudela- Irurzun					
AP68-Marcilla	0.103044	0.128018	0.086851	0.012974	22
Marcilla-Tafalla	0.109319	0.143182	0.09567	0.01515	22
Tafalla-Pamplona	0.129124	0.16628	0.108976	0.017091	22
Pamplona-Iruzun	0.10727	0.13762	0.092604	0.013569	22
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo					
Alfajarín-Lleida	0.084541	0.090834	0.065703	0.006334	27
Lleida-Borjas Blancas	0.108782	0.117956	0.084431	0.008546	27
BB-Pla.Sta. Maria	0.082946	0.089446	0.063639	0.006486	27
Pla.Sta.Maria-Villarrodona	0.09899	0.107258	0.077532	0.007693	27
AP-4 Sevilla-Cádiz					
Dos Hermanas-Las Cabezas	0.111533	0.137993	0.083874	0.020481	28
Las Cabezas-Jerez	0.097196	0.120255	0.073092	0.017849	28
Jerez-Puerto Real	0.086306	0.119637	0	0.036105	28
AP-68 Bilbao-Zaragoza					
Adanero-Altube	0.175775	0.214478	0.119178	0.036777	25
Altube-Subijana	0.154664	0.188027	0.105557	0.032175	25
Subijana-Enl.Aut.Burgos AP-1	0.14039	0.172229	0.096175	0.029573	25
Enl. Aut. Burgos-Logroño	0.09697	0.117331	0.065004	0.019905	25
Logroño-Calahorra	0.097035	0.116893	0.065131	0.019797	25
Calahorra-Enl. Aut. Navarra	0.094219	0.113863	0.063128	0.019277	25
Enl. Aut. Nav-Tudela	0.137116	0.16868	0.091483	0.028066	25
Tudela-Gallur	0.111964	0.13734	0.076236	0.022786	25
Gallur-Alagón Autovia	0.120781	0.148603	0.08261	0.024485	25
AP-7 Montmeló-La Junquera					
Granollers-Cardedeu	0.076729	0.082223	0.064668	0.004402	26
Cardedeu-Sant Celoni	0.073298	0.078387	0.065281	0.003778	26
Sant Celoni-Hostalrich	0.074214	0.078946	0.064103	0.004078	26
Hostalrich-Maçanet	0.077036	0.08167	0.065467	0.004286	26
Maçanet-Girona Norte	0.087846	0.094909	0.077528	0.004391	26
Girona-Norte-L'Escala	0.093832	0.103613	0.083776	0.005612	26
L'Escala-Figuerras Sur	0.100456	0.106685	0.091093	0.004632	26
Figuerras Sur-Frontera Francesa	0.087518	0.092573	0.079757	0.003715	26

ANEXO 1 (CONT.)

PEAJES (continuación)					
Tramo	Media	Máximo	Mínimo	Desv. Est.	Observaciones
AP-7 Barcelona-Tarragona					
Molins del Rey-Martorell	0.150989	0.169216	0.124504	0.014899	26
Martorell-Vilafranca	0.072698	0.081474	0.059946	0.007173	26
Vilafranca-El Vendrell	0.063986	0.068027	0.057868	0.002848	26
El Vendrell-Tarragona	0.096073	0.102853	0.088616	0.004099	26
AP-7 Tarragona-Valencia					
Salou-Cambrils	0.097145	0.12761	0.070688	0.017767	27
Cambrils-Hospitalet	0.144119	0.181178	0.079756	0.030653	27
Hospitalet-Tortosa	0.104051	0.13094	0.058954	0.022136	27
Tortosa-Amposta	0.220916	0.302483	0.163368	0.040965	27
Amposta-Peñíscola	0.111126	0.136887	0.083577	0.021031	26
Peñíscola-Castellon N	0.102053	0.127738	0.070197	0.02019	27
Castellon N-Castellon S	0.218738	0.266544	0.161573	0.038891	27
Castellon S-Villarreal	0.150693	0.184184	0.113101	0.026493	27
Villarreal-Puzol	0.112249	0.136802	0.083779	0.019631	27
AP-7 Valencia-Alicante					
La Silla-Algemesí	0.118701	0.144716	0.088865	0.021239	26
Algemesí-Favareta	0.121732	0.148639	0.089504	0.021516	26
Favareta-Xeresa	0.123497	0.150775	0.091001	0.021937	26
Xeresa-Oliva	0.116662	0.142721	0.087385	0.022485	23
Oliva-Ondara	0.11061	0.135583	0.082941	0.021143	23
Ondara-Benisa	0.120276	0.152469	0.09054	0.02496	26
Benisa-Altea	0.122571	0.154924	0.0935	0.024834	26
Altea-Benidorm	0.139093	0.175554	0.106226	0.028316	26
Benidorm-Villajoyosa	0.127816	0.15589	0.094251	0.022699	26
Villajoyosa-San Juan	0.110517	0.134722	0.081726	0.019601	26
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia					
Basauri-El Gallo	0.275985	0.316253	0.194091	0.038038	27
El Gallo-Durango	0.140683	0.159865	0.09759	0.018779	27
Durango-Ermua	0.148006	0.173511	0.084215	0.028537	27
Ermua-Elgoibar	0.14978	0.175308	0.081135	0.029015	27
Elgoibar-Iciar	0.165645	0.194592	0.08471	0.035424	27
Iciar-Zumaya	0.182002	0.212866	0.096599	0.035808	27
Zumaya-Zarauz	0.175568	0.204739	0.092846	0.036338	27
Zarauz-San Sebastian	0.134882	0.158648	0.073007	0.027755	27
San Sebastian-Oyarzun	0.167967	0.198661	0.090883	0.031429	27
Oyarzun-Irun	0.300756	0.343404	0.169208	0.049538	27

ANEXO 1 (CONT.)

Precio de la gasolina					
Tramos	Media	Máximo	Mínimo	Desv. Est.	Observaciones
C-32 Montgat-Palafolls	1.0200	1.4964	0.8268	0.2139	28
AP-1 Burgos-Armiñon	1.0198	1.4964	0.8372	0.2136	28
A-15 Tudela- Irurzun	1.0161	1.4964	0.8279	0.2150	28
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	1.0177	1.4964	0.8351	0.2139	28
AP-4 Sevilla-Cádiz	1.0179	1.4964	0.8333	0.2139	28
AP-68 Bilbao-Zaragoza	1.0177	1.4964	0.8351	0.2139	28
AP-7 Montmeló-La Junquera	1.0200	1.4964	0.8268	0.2139	28
AP-7 Barcelona-Tarragona	1.0200	1.4964	0.8268	0.2139	28
AP-7 Tarragona-Valencia	1.0200	1.4964	0.8268	0.2139	28
AP-7 Valencia-Alicante	1.0195	1.4964	0.8331	0.2136	28
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia	1.0172	1.4964	0.8297	0.2143	28

PIB real per cápita					
Tramos	Media	Máximo	Mínimo	Desv. Est.	Observaciones
C-32 Montgat-Palafolls	15.9990	21.0427	11.3258	3.3501	28
AP-1 Burgos-Armiñon	12.3447	17.6599	8.3974	2.7382	28
A-15 Tudela- Irurzun	17.0932	23.1604	12.6201	3.4057	28
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	13.9485	19.6015	9.1277	3.1822	28
AP-4 Sevilla-Cádiz	9.9050	13.6412	7.2103	2.0627	28
AP-68 Bilbao-Zaragoza	16.5564	23.5059	12.8791	3.3738	28
AP-7 Montmeló-La Junquera	15.9990	21.0427	11.3258	3.3501	28
AP-7 Barcelona-Tarragona	15.9990	21.0427	11.3258	3.3501	28
AP-7 Tarragona-Valencia	15.9990	21.0427	11.3258	3.3501	28
AP-7 Valencia-Alicante	12.7849	16.1004	9.6125	2.2557	28
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia	16.5564	23.5059	12.8791	3.3738	28

Población					
Tramos	Media	Máximo	Mínimo	Desv. Est.	Observaciones
C-32 Montgat-Palafolls	6136239	7111667	5769153	357572.7	28
AP-1 Burgos-Armiñon	2513097	2596046	2425594	64109.84	28
A-15 Tudela- Irurzun	529835.1	592053	499802	25669.1	28
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	6136239	7111667	5769153	357572.7	28
AP-4 Sevilla-Cádiz	7005427	7941258	6198055	445096.7	28
AP-68 Bilbao-Zaragoza	1196931	1271560	1168621	23852.32	28
AP-7 Montmeló-La Junquera	6136239	7111667	5769153	357572.7	28
AP-7 Barcelona-Tarragona	6136239	7111667	5769153	357572.7	28
AP-7 Tarragona-Valencia	6136239	7111667	5769153	357572.7	28
AP-7 Valencia-Alicante	3932309	4792995	3548991	337060	28
A-8 Bilbao-Ermua-Behobia	2091516	2130358	2052589	25064.79	28

ANEXO 2

Modelo Estimado (7)				
Variable dependiente: Log(imd)				
Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados				
Total observaciones de panel (no balanceado): 1652				
	Coficiente	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 2 CONTINUACIÓN

Modelo Estimado (7) continuación				
Variable dependiente: Log(imd)				
Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados				
Total observaciones de panel (no balanceado): 1652				
	Coefficiente	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 2 CONTINUACIÓN

Modelo Estimado (7) continuación				
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 2 CONTINUACION

Modelo Estimado (7) continuación
 Variable dependiente: Log(imd)
 Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados
 Total observaciones de panel (no balanceado): 1652

	Coeficiente	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 3

Modelo Estimado (8)				
Variable dependiente: Log(imd)				
Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados				
Total observaciones de panel (no balanceado): 1652				
	Coficiente	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 3 (CONTINUACIÓN)

Modelo Estimado (8) continuación				
Variable dependiente: Log(imd)				
Método de Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados				
Total observaciones de panel (no balanceado): 1652				
	Coefficiente	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 4

Autopista	Tipo de elasticidad
C-32 Montgat-Palafolls	
Montgat-Alella	
Alellá-Premiá	MEDIA
Premia-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-Iruzun	
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 CONTINUACIÓN

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	