

ELASTICIDAD DE LA DEMANDA EN LAS AUTOPISTAS DE PEAJE

Anna MATAS
José Luis RAYMOND (*)

I. INTRODUCCIÓN

EL objetivo de este estudio es estimar la elasticidad de la demanda en las autopistas de peaje respecto a las principales variables que la determinan. El conocimiento de la respuesta de la demanda a la variación del precio por la utilización de las carreteras es un elemento esencial para evaluar las consecuencias de la política de inversión en infraestructura. En España, la coexistencia de carreteras de peaje y carreteras de libre acceso, con relaciones de sustituibilidad y complementariedad entre ellas, puede originar asignaciones incorrectas del tráfico. La magnitud de la distorsión provocada por esta situación dependerá, entre otros factores, del alcance y la localización en el territorio de las vías de peaje y de la sensibilidad de los usuarios al precio.

Una revisión de la política de construcción de autopistas de peaje en España permite caracterizar la situación actual. La infraestructura de transporte constituía un claro factor de estrangulamiento para el intenso crecimiento económico iniciado a partir de 1960; la red viaria era insuficiente tanto en términos de extensión como de capacidad y calidad. A inicios de la década se planteaba la necesidad de construir una red de carreteras de alta capacidad. No obstante, la debilidad de la política fiscal de aquellos años no permitía la financiación vía presupuesto público de unas infraestructuras de tal envergadura. Se optó, pues, por trasladar la financiación al usuario vía peaje (1) y, a la vez, otorgar la concesión para la construcción y explotación de las autopistas a la iniciativa privada (2).

El cuadro n.º 1 detalla la evolución de la concesión de autopistas. En una primera fase, las concesiones se adjudican de acuerdo con el Programa Nacional de Autopistas de Peaje, aprobado en 1967, que define el trazado de lo que debía ser la red de autopistas a nivel estatal (aproximadamente 3.000 km). El diseño de la red responde, básicamente, al criterio de volumen de tráfico, y los tramos de autopista que se adjudican en esta fase son, con alguna excepción, aquellos que parecían más urgentes según la intensidad de la demanda.

En una segunda fase, a inicios de los setenta, se aprueba el Plan Nacional de Autopistas de Peaje, más ambicioso que el anterior, que contempla la construcción de 6.430 km de autopista. Entre 1971 y 1973 se da un empuje importante a la concesión de nuevos tramos, de tal manera que en 1973 se habían adjudicado más de 1.700 km de autopista que dibujan, prácticamente, la red definitiva de autopistas de peaje.

La crisis económica cambia radicalmente las expectativas sobre la rentabilidad derivada de la construcción y la explotación de las autopistas. Por un lado, aumentan los costes de construcción, y el aumento del tipo de interés encarece la financiación de una inversión que se apoya mayoritariamente en capital ajeno. Por otro lado, se ralentiza el crecimiento de la demanda, y los corredores de mayor tráfico ya han sido adjudicados. A partir de 1974 se produce un giro en la política de concesión de autopistas, se abandona la licitación de autopistas de larga distancia y se centra la atención en autopistas de carácter regional. La idea inicial era otorgar concesiones cortas entre dos ciudades y obligar a la concesionaria a construir tramos urbanos gratuitos, en un intento de solucionar los problemas de congestión que aparecen en las ciudades. No obstante, la dureza de la crisis económica da al traste también con este nuevo enfoque. A partir de 1974 se conceden sólo 346 km (de los cuales 154 quedarán sin construir); las licitaciones posteriores quedarán desiertas.

La crisis económica pone de manifiesto las dificultades para la viabilidad financiera del sistema de concesión empleado en España. La Ley de 1972, de construcción, conservación y explotación de las autopistas en régimen de concesión (3), contempla que las empresas concesionarias asuman el riesgo derivado tanto de la construcción como de la explotación. No obstante, son bien conocidas las ventajosas condiciones que se ofrecen al capital privado para la construcción de las autopistas; entre otras, importantes exenciones y bonificaciones fiscales y el aval del Estado y seguro de cambio para los préstamos obtenidos en moneda extranjera. En la práctica, las empresas son capaces de trasladar gran parte del riesgo al sector público, con lo cual sus incentivos a la prudencia disminuyen. En primer lugar, la estructura financiera permite transferir el riesgo de la inversión al Estado (Ribas y Montllor, 1989); el nivel mínimo de recursos propios exigido es muy bajo y se acude en un porcentaje muy elevado al mercado externo, que goza del aval de Estado y de garantía del seguro de cambio. Por otro lado, las dificultades financieras en la construcción —los costes de algunas de ellas se desvían

CUADRO N.º 1

LAS CONCESIONES DE AUTOPISTAS DE PEAJE

Concesionaria	Concesión	Fecha adjudicación	Longitud (km)	Plazo (años)	Fecha inicial fin concesión	Fecha actual fin concesión	Fecha apertura primer tramo	Fecha apertura último tramo
Autopistas dependientes de la Administración Central								
ACESA (a)	Barcelona-La Jonquera	1967	150	37	2004	2021	1969	1976
	Montgat-Mataró	1967	17	37	2004	2021	1969	1969
	Mataró-Malgrat		34		2016	2021	1994	1994
	Barcelona-Tarragona	1968	99	37	2004	2021	1972	1974
EUROPISTAS	Bilbao-Behovia	1968	106	35	2003	2003	1971	1976
BÉTICA (b)	Sevilla-Cádiz	1969	94	29	1998	2019	1971	1972
IBERPISTAS	Villalba-Villacastín	1968	45	50	2018	2018	1972	1973
	Villacastín-Adanero	1972	25	46	2018	2018	1976	1976
AUMAR	Tarragona-Valencia	1971	223	33	2004	2019	1974	1978
	Valencia-Alicante	1972	148	32	2004	2019	1976	1985
ACASA (c)	Zaragoza-Mediterráneo	1973	214	25	1998	2021	1976	1977
A. ATLÁNTICO	Ferrol-Frontera Portuguesa	1973	208	40	2013	2023	1979	1992
AVASA	Bilbao-Zaragoza	1973	295	25	1998	2011	1978	1980
A. ENLACE ESPAÑA (d)	Montmeló-Papio	1974	25	30	2004	2021	1977	1977
EUROVIAS (e)	Burgos-Cantábrico	1974	155	29	2003	2017	1978	—
	Burgos-Armiñón		80				1978	1984
AUCALSA	Campomanes-León	1975	87	46	2021	2021	1983	1997
VASCO-MONTAÑESA (f)	Bilbao-Santander	1976	—	—	—	—	—	—
AUTOPISTA DEL SOL	Málaga-Estepona	1996	80	50	2046	2046	1999	1999
AUTOPISTA DEL SOL	Estepona-Guadiaro	1999		55	2054	2054	—	—
AUT. DEL SURESTE	Alicante-Cartagena	1998	75	50	2048	2048	—	—
Autopistas dependientes de la Administración Autonómica								
AUDENASA	Tudela-Irurzun	1973	113	41	2014	2029	1976	1991
TÚNEL DEL CADÍ	Túnel del Cadí	1973	30	50	2019	2023	1984	1984
AUTEMA	Terrassa-Manresa	1986	36	50	2021	2036	1989	1989
	St. Cugat-Terrassa	1986	11			2036	1991	1991
TABASA	Túnel de Vallvidrera	1987	17	50	2037	2037	1991	1991
AUCAT	Castelfels-Sitges	1989	24	50	2022	2039	1992	1993
	Sitges-Vendrell	1994	34		2039	2039	1998	1998
AUTOESTRADAS	Coruña-Carballo	1995	33	50	2045	2045	1997	1997
DE GALICIA	Puxeiros-Val Miñor	1995	25	50	2045	2045		
TÚNEL DE SOLLER	Túnel de Soller	n.d.	3	n.d.	2016	2016	1997	1997

(a) En 1995 se segregan de la Red de Carreteras del Estado las autopistas A-19 tramo Montgat-Malgrat (19 km) y A-7 Barcelona Meridiana-Montmeló (13.5).

(b) La concesionaria Bética quedó absorbida por AUMAR en 1986.

(c) La concesionaria ACASA quedó absorbida por ACESA en 1984.

(d) La sociedad Autopistas de Enlace, Concesionaria Española, quedó absorbida por ACESA en 1978.

(e) En 1994 se segrega de la concesión inicial el tramo Armiñón-Máizaga, cuya construcción estaba en suspenso desde 1982 quedando reducido el itinerario.

(f) La concesión de la autopista Bilbao-Santander quedó extinguida en 1981.

muy por encima de los previstos— obligan a una modificación de los términos de la concesión de forma que, entre otros aspectos, se permite una am-

pliación del período de construcción y de duración de la concesión y un aumento de la tarifa base establecida en el contrato. La crisis de las concesio-

narias obliga al saneamiento del sector, que, entre otras medidas, contempla un proceso de fusiones entre empresas y la nacionalización de tres concesionarias (4).

La política de autopistas de peaje se traduce en la construcción de unos 1.800 km, cifra muy inferior a la inicialmente prevista, que se localizan fundamentalmente en el corredor del Mediterráneo (frontera francesa-Alicante) y en el valle del Ebro (Bilbao-Tarragona), junto con otros corredores aislados en el territorio. El Plan General de Carreteras 1984-1991 contempla la ampliación de la red de alta capacidad a través de la construcción de autovías libres de peaje y carreteras de doble calzada (5). Sólo el gobierno de la Generalidad de Cataluña opta por la construcción de autopistas de peaje en régimen de concesión para determinadas carreteras. La finalización de los distintos planes de inversión iniciados a mediados de los años ochenta supone que en 1997 la red de carreteras de alta capacidad esté formada por 9.063 km, de los cuales 2.063 corresponden a autopistas de peaje, 5.687 a autovías y autopistas libres de peaje y 1.313 a carreteras de doble calzada. Por regla general, las autovías se construyen allí donde no existían autopistas y, por lo tanto, complementan la red induciendo tráfico adicional en las autopistas (6).

Los criterios seguidos para financiar la red de alta capacidad —con cargo al usuario, primero y, con cargo al presupuesto público, después—, además de la concentración geográfica de las vías de pago, suponen una clara discriminación en el territorio y provocan distorsiones en las decisiones de transporte y de localización de las actividades. La necesidad de avanzar hacia una homogeneización paulatina de las condiciones de explotación de las carreteras, dentro de un marco coherente de financiación de las infraestructuras de transporte, parece indiscutible. Sin embargo, la actual política de inversión contempla la apertura de nuevas vías de peaje. Adicionalmente, se ha extendido la práctica de abaratar el peaje a cambio de un aumento del plazo de la concesión, de tal forma que el problema se dilata en el tiempo (7).

En el siguiente apartado se identifican las distorsiones generadas por la existencia de vías de peaje, y el resto del artículo aborda la estimación de la elasticidad de la demanda con los siguientes apartados: revisión de la literatura; datos utilizados y análisis preliminar de éstos; metodología seguida y evaluación de los principales resultados. Unas consideraciones finales y conclusiones cierran la exposición.

II. IMPACTO DEL PEAJE SOBRE EL TRÁFICO EN UNA RED

El precio fijado en cada una de las autopistas se establece de forma que permite recuperar los costes de construcción, cubrir los costes de mantenimiento y conservación de la infraestructura y obtener una determinada rentabilidad del capital invertido. Así, el precio medio pagado por km varía en función, fundamentalmente, de los costes de construcción y de la intensidad de tráfico y, excepto en tramos congestionados, es superior al coste marginal que cada usuario ocasiona (8). En el resto de carreteras, financiadas con cargo al presupuesto público, el usuario, en general, satisface un precio inferior al coste marginal (9). Las relaciones de complementariedad y sustituibilidad que existen entre carreteras sujetas a distintos precios provoca una serie de distorsiones que pueden resumirse de la siguiente forma.

La consecuencia más directa es una disminución del nivel de tráfico en las autopistas que resulta en una subutilización de la infraestructura, con la consiguiente pérdida en bienestar. La pérdida de tráfico puede explicarse por una menor generación de nuevos viajes y una asignación no óptima de aquél entre carreteras y/o medios de transporte alternativos. Una vez fijado el precio, el impacto negativo en términos de bienestar dependerá de la elasticidad de la demanda. Buena parte de la literatura, basada en estudios empíricos, sostiene que la demanda de transporte privado es inelástica respecto al precio. De acuerdo con esta hipótesis, las consecuencias negativas del peaje no tendrían una magnitud excesivamente relevante. No obstante, es igualmente conocido que el mercado no es tan inelástico como sugieren los valores agregados. Como se constata en la parte empírica que posteriormente se desarrolla en este artículo, la elasticidad aumenta en el largo plazo y varía según el motivo del viaje, el nivel de renta de los individuos y la calidad de la ruta y medios de transporte alternativos. En las carreteras sujetas a peaje, el patrón de comportamiento de los individuos depende, en gran medida, de la existencia de una ruta alternativa con un nivel de calidad aceptable. Cuando está disponible una buena alternativa, la demanda será más elástica y la ruta de peaje estará claramente infrautilizada. Por contra, cuando la alternativa no tiene un nivel de calidad aceptable, la demanda será inelástica y el desvío de tráfico se reducirá. En ambos casos, no obstante, una parte del tráfico quedará suprimida.

En segundo lugar, las distorsiones causadas por el peaje aumentan cuando se tiene en cuenta que dicha infraestructura forma parte de una red más compleja en la cual los usuarios no pagan todos los costes que imponen. Por un lado, se traducirá en un uso excesivo de las carreteras o medios de transporte sustitutivos, con el consiguiente aumento de los costes de mantenimiento, congestión, accidentes y medio ambientales. Ello da lugar a presiones para ampliar la capacidad de la infraestructura alternativa, inversión que seguramente no estaría justificada en términos sociales si los precios fijados fueran los correctos. Por otro lado, el tráfico en las rutas complementarias será inferior al óptimo. De nuevo, el nivel de la distorsión causada depende de la elasticidad-precio de la demanda. Se ha argumentado, por ejemplo, que la fijación de un peaje en tramos cortos de la red —túneles o puentes— no causa grandes distorsiones en el comportamiento del tráfico, dado que la demanda puede considerarse cautiva de esta ruta y, por lo tanto, inelástica. Aunque ello sea cierto, cabe recordar, que en el largo plazo las consecuencias son más importantes, dado que un peaje elevado puede afectar la localización de las actividades en el espacio.

Por último, apuntar que cuando la demanda no se comporta de acuerdo con el coste marginal deja de ser una guía eficiente a efectos de inversión y ampliación de la capacidad. Una política de inversión basada en la demanda derivada bajo unos precios erróneos se traduce en una sobre-inversión en aquellas infraestructuras con un precio inferior al coste marginal social. Dicha distorsión es tanto más importante que las anteriores, dado que afecta las decisiones a largo plazo.

En este contexto, reviste especial interés disponer de una estimación de la demanda en las autopistas de peaje con respecto al peaje, al precio de la gasolina y al PIB, que es el objeto de los siguientes apartados de este artículo. Adicionalmente, el conocimiento de esta elasticidad es relevante para facilitar la toma de decisiones en temas que en la actualidad son objeto de debate, como los relativos a los efectos derivados de las reducciones de peaje o al posible rescate de las concesiones existentes.

III. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En este apartado se lleva a cabo una revisión de la literatura en relación con la elasticidad del uso del vehículo privado respecto a los costes monetarios del viaje. Nuestro interés se centra en aquellos trabajos que aportan evidencia con respecto a la

elasticidad de la demanda en carreteras de peaje. No obstante, el número de estudios disponibles es bajo debido al relativamente escaso número de vías de peaje existentes a escala mundial. Por otro lado, la mayoría de dichos estudios están referidos a tramos cortos de carretera, túneles o puentes en ciudades de los Estados Unidos. Ello hace difícil derivar comparaciones, dado que los valores se han obtenido en circunstancias muy diversas y en ningún caso se ha tenido en cuenta la calidad de la ruta alternativa. Adicionalmente, se ha recopilado evidencia acerca del impacto sobre la demanda de una variación en el precio de la gasolina. En este campo, los estudios son mucho más numerosos, aunque cabe preguntarse si los individuos responden de la misma forma a una variación de un elemento directo y discreto del precio —el peaje— y a una variación del coste por km recorrido —precio gasolina. En el corto plazo, los individuos responden a un aumento de precio con una disminución del número y frecuencia de los viajes, una reducción de la distancia recorrida o un cambio a otros medios de transporte. Un aumento del peaje permite, además, responder con un cambio hacia la carretera alternativa, mientras que un precio más elevado de la gasolina se traduce en actitudes que favorecen un ahorro en su consumo. A más largo plazo, las alternativas abiertas son mayores, la política de precios incide en las decisiones de compra de vehículo y de localización de las actividades en el espacio.

El concepto de «demanda» de transporte no está definido de forma única. Mientras algunos estudios miden la demanda como el número de viajes realizados, en la mayoría, la demanda se identifica con los vehículos-km recorridos; concepto que combina el número de viajes con la longitud de éstos.

Los estudios recopilados evalúan los cambios de la demanda total frente a variaciones del precio. Es decir, no se han incluido aquellos trabajos que contemplan sólo la elección entre medios de transporte o rutas alternativas. Para estos últimos, los valores de las elasticidades serán menores, dado que no contemplan la posibilidad de generación o supresión de tráfico. Por otro lado, los estudios contemplan objetivos diversos y, por ello, emplean una metodología distinta. Aquellos basados en datos de series temporales buscan evaluar los cambios agregados en la demanda frente a la variación de las características que la determinan, mientras que los basados en datos individuales evalúan el comportamiento de las familias condicionado a los atributos que las caracterizan. Es preciso, pues, realizar las comparaciones con la cautela que exige el distinto enfoque empleado en cada caso.

1. Elasticidad de la demanda en vías sujetas a peaje

Los valores recopilados a partir de la literatura corresponden a situaciones muy diversas y tienen carácter agregado. Es decir, no distinguen entre motivo de viaje, período de la semana u hora del día, ni tampoco consideran la existencia o no de una alternativa realista.

En general, los valores que se presentan en el cuadro n.º 2 confirman que la demanda es inelástica respecto al peaje. Los valores más frecuentes se sitúan alrededor de $-0,2$ y $-0,3$, con un rango de variación entre $-0,1$ y $-0,5$. A pesar de que ningún estudio contrasta las causas de dicha variación, ésta parece estar relacionada con las características de la red viaria. Así, Hirschman y otros (1995) afirman que la demanda es más sensible para aquellas infraestructuras que disponen de una buena alternativa libre de peaje, y Wuestefield y Regan (1991) observan que el patrón de respuestas varía acorde con el motivo de viaje, la longitud (el impacto es superior en viajes cortos), la frecuencia y la existencia de una carretera libre de peaje.

2. Elasticidad de la demanda respecto al precio de la gasolina

El número de estudios llevados a cabo en este contexto es mucho más amplio y obedece a múlti-

ples objetivos. Los sucesivos aumentos del precio del petróleo en la década de los setenta motivaron los análisis dirigidos a evaluar su impacto tanto sobre el consumo de gasolina como sobre la demanda de transporte. Posteriormente, las crecientes externalidades del transporte privado —congestión e impacto ambiental— impulsaron la búsqueda de medidas de política de transporte para frenar dicho crecimiento. Entre ellas, el aumento del precio de la gasolina a través de la imposición es una de las que resulta más fácil de implementar. A lo largo del tiempo, los estudios se han ido sofisticando con el objeto de poner de manifiesto las variables que subyacen en el comportamiento de los individuos en sus decisiones sobre uso del vehículo. Por este motivo, predominan los trabajos que relacionan, en el ámbito familiar, las decisiones de compra, uso y tipo de vehículo. Dado que nuestro estudio sobre elasticidad en autopistas de peaje se basa en datos agregados, las comparaciones con los resultados de los análisis realizados a escala familiar deben tratarse con cautela (10).

La revisión de la literatura muestra, de nuevo, que se trata de un mercado rígido frente a variaciones del precio. El valor más frecuente de la elasticidad en el corto plazo se sitúa entre $-0,1$ y $-0,3$, alcanzando un valor máximo de $-0,6$ en el largo plazo.

Se aprecia, no obstante, que la elasticidad de la demanda cambia en relación con una serie de fac-

CUADRO N.º 2

ELASTICIDAD DEL NIVEL DE TRÁFICO RESPECTO AL PEAJE

Goodwin (1988), citado en May (1992)	Valor medio $-0,45$	Revisión de estudios
Weustefield y Regan (1981)	Carreteras entre $-0,03$ y $-0,31$ Puentes entre $-0,15$ y $-0,31$ Valor medio $-0,21$	Dieciséis infraestructuras de peaje en EE.UU. (carreteras, puentes y túneles)
Ribas, Raymond y Matas (1988)	Entre $-0,15$ y $-0,48$	Tres autopistas interurbanas en España
Hirschman, McNight, Pucher, Paaswell y Berechman (1995)	Entre $-0,09$ y $-0,50$ Valor medio $-0,25$ (sólo los valores significativos)	Seis puentes y dos túneles en el área de la ciudad de Nueva York
White (1984), citado en Oum, Waters y Yong (1990)	Punta $-0,21$ y $-0,36$ No punta $-0,14$ y $-0,29$	Puente en Southampton
Jones y Hervik (1992a y b)	Oslo $-0,22$ Alesund $-0,45$	Peajes carreteras circunvalación en ciudades noruegas
Mauchan y Bonsall (1995)	Red completa autopistas $-0,40$ Autopistas interurbanas $-0,25$	Modelo de simulación para implementar un peaje en las autopistas del Reino Unido

CUADRO N.º 3

ELASTICIDAD DEL NIVEL DE TRÁFICO RESPECTO AL PRECIO DE LA GASOLINA

Oum, Waters y Yong (1992)	Corto plazo entre -0,09 y -0,24 Largo plazo -0,22 y -0,31 No especificado 0,13-0,52	Revisión seis artículos publicados en revistas académicas. Predominan estudios en Estados Unidos
Goodwin (1992)	Series temporales: corto plazo -0,16; largo plazo -0,33; no especificado -0,46 Corte transversal entre -0,29 y -0,50	Revisión once estudios, en su mayoría en el Reino Unido
HFA e ITS (1993)	Renta media y corto plazo Viajes casa-trabajo: entre -0,10 y -0,25 Viajes casa-otros motivos entre -0,30 y -0,50	Valores más probables derivados de la revisión literatura
Fowkes, Sherwood y Nash (1993)	Casa-trabajo -0,1 Ocio -0,3 Negocios -0,1	Valores más probables derivados de la revisión literatura
Luk y Hepburn (1993)	Corto plazo -0,10 Largo plazo -0,26	Revisión de cuatro estudios en Australia
Mannering y Winston (1985)	Corto plazo -0,23 Largo plazo -0,28	Estudio con datos a nivel de familias en Estados Unidos
Mannering (1986)	Familia con un vehículo -0,26 Familia con dos vehículos -0,13	Estudio con datos a nivel de familias en Estados Unidos
Hensher (1985)	Familia con dos vehículos: Corto plazo -0,35 Largo plazo -0,30	Estudio con datos a nivel de familias en Australia
Hensher y Smith (1986)	Largo plazo entre -0,22 y -0,31	Estudio con datos a nivel de familias en Australia
Hensher, Milthorpe y Smith (1990)	Un vehículo entre -0,28 y -0,22 Dos vehículos entre -0,34 y -0,32	Estudio con datos a nivel de familias en Australia
Dargay y Goodwin (1995)	Corto plazo -0,20 Largo plazo -0,60	Series temporales
Fridstrom (1998)	Corto plazo -0,15 Largo plazo -0,24	Datos mensuales para veinticuatro regiones en Suecia
Johansson y Shipper (1997)	Largo plazo -0,30	Datos 12 países OCDE para el período 1973-1992

tores. En primer lugar, el mercado responde de forma más pronunciada en el largo que en el corto plazo; según Goodwin (1992), la elasticidad a largo plazo es unas dos veces superior a la de corto. Se evidencia, pues, que algunas de las decisiones que toman los individuos requieren un período de tiempo dilatado. Por ejemplo, los individuos pueden responder a una variación del precio de la gasolina cambiando el origen o destino de sus viajes o las decisiones respecto a la compra de vehículos. Dargay y Goodwin (1995) estiman que el ajuste por parte de los individuos al uso del vehículo se agota prácticamente en los tres primeros años.

En segundo lugar, la elasticidad respecto al precio varía en función del motivo de viaje, siendo rígida para los viajes obligados —trabajo y negocios— y más elástica para la movilidad no obligada. Se contrasta también la variación de la elasticidad de la demanda de tráfico al precio en función de la renta individual, puesto que, a mayor nivel de renta, menor elasticidad. El trabajo de Fridstrom (1998) es el único de los revisados que contrasta la variación de la elasticidad respecto al nivel absoluto del precio. Los resultados confirman que tal relación existe en el sentido de que, a medida que el nivel del precio de la gasolina aumenta, la demanda se hace más elástica.

En relación con la pregunta de si los individuos reaccionan de la misma forma a un cambio en el precio de la gasolina que a un cambio en el coste del viaje vía peaje, la conclusión que se deriva de la literatura revisada es que los valores medios hallados son muy similares en ambos contextos. No obstante, es preciso ver lo que ocurre en tramos concretos de la red viaria.

IV. INFORMACIÓN UTILIZADA

1. Selección de la muestra y de las variables del modelo

La muestra está formada por el conjunto de todas las autopistas españolas de peaje, tanto las que dependen de la Administración central como las que dependen de la Administración autonómica. Con el objeto de garantizar la máxima fiabilidad en los resultados, se exigió que las observaciones fueran homogéneas tanto a nivel de corte transversal como a lo largo del tiempo. Así, cada observación corresponde a un tramo de autopista para la distancia más corta respecto a la que se recopilan los datos (11), y la selección del período temporal se hizo bajo la restricción de que la autopista, o al menos un tramo suficientemente largo, estuviera completamente construida. De esta forma, se pretende evitar cambios en la intensidad de tráfico que difícilmente pueden captarse a través de los regresores de la ecuación (12). Por último, se eliminaron aquellos tramos con características anómalas y los que parcialmente admitían tráfico sin peaje. La muestra quedó formada por 82 tramos y un total de 1.258 observaciones. El cuadro A.1 del anexo recoge los tramos seleccionados y el período temporal para el cual se observan.

La variable dependiente es la intensidad media de tráfico (IMD) anual de vehículos ligeros en cada tramo, definida como el número de vehículos-km recorridos al año dividido por la longitud del tramo y el número de días transcurridos. La estimación del modelo se realiza con datos anuales, lo que permite recoger con mayor precisión las variables de carácter macroeconómico.

En relación a las variables explicativas del modelo, la demanda de tráfico parece determinada fundamentalmente por variables de naturaleza macroeconómica y por variables propias del sistema de transporte, tales como el precio del viaje o la calidad de la autopista y de las carreteras alternativas. Dado que los viajes por autopista obedecen tanto a motivos de ocio como de negocio y trabajo,

una variable expresiva de la actividad económica recoge mejor la evolución del tráfico que una variable expresiva del consumo privado. En este estudio, la evolución de la actividad económica ha quedado recogida por el PIB. El coste monetario del viaje queda reflejado por el precio del litro de gasolina y el precio por km recorrido de autopista, deflactados ambos por el IPC. El precio de la autopista se ha calculado dividiendo el peaje por el número de km troncales de cada tramo; es decir, se excluyen los km de exceso. Dentro de un mismo año, el peaje medio se ha obtenido ponderando el peaje por el número de meses que estuvo vigente. El hecho de trabajar con tramos pequeños ha permitido estimar con bastante exactitud el precio unitario (13). Sin embargo, cabe señalar que, para algunos tramos, fue necesario realizar algunas hipótesis acerca del recorrido de los vehículos; en especial, para aquellos tramos afectados por peajes abiertos. Cuando la aproximación parecía demasiado arriesgada, se optó por eliminar la correspondiente observación.

La calidad de la propia autopista, así como la de la red alternativa, se ofrecen a priori como variables con una influencia significativa sobre el tráfico. Dadas las dificultades para cuantificar la calidad de la autopista y de la carretera alternativa a través de variables como el tiempo de viaje, el estudio se ha limitado a captar, mediante variables ficticias, cambios significativos tanto en la propia autopista como en la red alternativa; por ejemplo, la puesta en marcha de una autovía substitutiva o complementaria.

2. Análisis preliminar de los datos

Previo a la estimación de la ecuación de demanda, se realizó un análisis de los datos de IMD y precio para cada uno de los tramos de autopista, con la finalidad de poner de manifiesto el comportamiento de dichas variables, su comparación entre tramos y a lo largo del tiempo. El cuadro n.º 4 resume la información utilizada en la estimación. A continuación se destacan los principales hechos.

En relación con la intensidad de tráfico, se observa una clara relación con el comportamiento del PIB, aunque sujeto a modificaciones específicas habidas en cada autopista. El gráfico 1 muestra el sincronismo entre la tasa de crecimiento del PIB y la tasa de crecimiento de la intensidad de tráfico para el conjunto de todas las autopistas de España. Por otro lado, es interesante observar el comportamiento del ciclo de la IMD y del ciclo del PIB (14). Tal co-

CUADRO N.º 4

PRECIO POR KILÓMETRO E IMD POR TRAMOS

	PRECIO POR KILÓMETRO		IMD VEHÍCULOS LIGEROS		Porcentaje vehículos pesados 1998
	Crecimiento medio Período 1992-1998 (*)	1998	Crecimiento medio Período 1992-1998	1998	
Autopista A-1. Burgos-Cantábrico (1985-1998)					
Castañares-Rubena	-0,82	22,32	4,29	10.692	17,7
Rubena-Briviesca	-0,82	14,87	3,97	11.243	15,4
Briviesca-Pancorbo	-0,65	15,43	3,92	11.049	15,4
Pancorbo-Miranda	-0,75	15,49	3,87	10.660	15,1
Miranda-Enlace Ebro	-1,25	22,40	3,70	10.258	16,0
Autopista A-2. Zaragoza-Mediterráneo (1982-1998)					
Alfajarín-Lleida	-0,81	10,94	1,16	9.072	15,7
Lleida-Borges Blanques	-0,71	14,18	-1,26	10.045	15,6
Borges Blanques-Pla de Sta.Maria	-0,77	10,77	-1,21	10.449	16,0
Pla de Sta. Maria-Vilarrodonna	-0,94	12,87	-0,71	10.020	16,3
Autopista A-4. Sevilla-Cádiz (1980-1998)					
Dos Hermanas-Las Cabezas	-6,55	10,20	2,74	12.444	6,1
Las Cabezas-Jerez.....	-6,55	10,04	2,00	9.692	6,4
Jerez-Puerto Real.....	-6,47	10,03	-2,38	5.348	6,9
Autopista A-6. Villalba-Adanero (1981-1998)					
Guadarrama-San Rafael	-0,79	32,10	3,42	23.936	14,9
San Rafael-Villacastín	-1,75	10,49	3,73	16.493	17,3
Villacastín-Sanchidrián	-1,08	15,12	3,85	12.838	
Autopista A-7. Barcelona-La Jonquera (1982-1998)					
Trinitat-Mollet	-2,49	27,04	1,62	49.471	8,3
Granollers-Cardedeu	-0,95	9,71	1,74	44.759	17,7
Cardedeu-Sant Celoni	-0,82	9,37	1,37	38.815	18,4
Sant Celoni-Hostalric	-0,75	9,48	0,77	31.107	19,9
Hostalric-Maçanet	-1,06	9,70	1,59	29.073	21,0
Maçanet-Girona	-0,84	11,20	1,34	20.437	22,5
Girona-L'Escala	-2,27	11,46	2,76	15.867	23,3
L'Escala-Figueres.....	-1,12	12,62	3,13	14.879	24,5
Figueres-Frontera Francesa.....	-0,68	11,14	3,51	11.549	26,7
Autopista A-7. Montmeló-Papiol (1979-1998).....					
	-2,93	6,74	-0,95	17.349	24,1
Autopista A-7. Barcelona-Tarragona (1981-1998)					
Molins-Martorell	-1,62	19,37	2,24	76.325	17,4
Martorell-Vilafranca Sur	-1,62	9,33	0,88	46.344	17,0
Enlace Ebro-Vendrell		8,06	1,41	33.061	15,5
Vendrell-Tarragona		12,12	3,87	23.971	17,9
Autopista A-7. Tarragona-Valencia (1981-1998)					
Salou-Cambrils.....	-6,45	11,42	3,11	15.953	15,2
Cambrils-Hospitalet	-6,60	15,58	2,95	14.851	16,0
Hospitalet-Tortosa	-6,43	11,09	2,97	12.890	17,4
Tortosa-Amposta	-6,87	11,99	2,95	11.496	18,3
Amposta-Peñíscola	-6,51	11,54	2,78	10.025	18,6
Peñíscola-Castellón Norte	-6,49	10,40	3,23	10.942	18,3
Castellón Norte-Castellón Sur	-6,51	20,85	2,64	12.306	21,1
Castellón Sur-Villarreal.....	-6,64	15,53	4,18	15.386	19,7
Villarreal-Puçol	-6,46	11,02	5,16	18.156	19,0
Autopista A-7. Valencia-Alicante (1990-1998)					
Silla-Algemesí	-6,70	12,01	2,05	15.044	7,3
Algemesí-Favareta	-6,56	12,44	3,64	15.442	7,2
Favareta-Xeresa.....	-6,55	12,62	3,43	14.584	7,3

CUADRO N.º 4 (continuación)

PRECIO POR KILÓMETRO E IMD POR TRAMOS

	PRECIO POR KILÓMETRO		IMD VEHÍCULOS LIGEROS		Porcentaje vehículos pesados 1998
	Crecimiento medio Período 1992-1998 (*)	1998	Crecimiento medio Período 1992-1998	1998	
Xeresa-Oliva.....	-6,55	12,15	3,26	11.824	7,5
Oliva-Ondara	-6,56	11,38	4,41	12.510	7,9
Ondara-Benisa	-6,72	12,77	4,25	12.607	9,1
Benisa-Altea	-6,69	13,02	4,07	12.703	9,3
Altea-Benidorm.....	-6,65	14,83	4,89	14.211	8,6
Benidorm-Vilajoiosa	-6,72	12,92	6,04	19.361	8,0
Vilajoiosa-Sant Joan.....	-6,59	11,26	6,12	20.396	7,9
Autopista A-8. Bilbao-Behovia (1981-1998)					
Basauri-El Gallo	-0,84	37,34	1,08	23.650	7,2
El Gallo-Durango	-0,90	19,25	-0,59	18.474	7,2
Durango-Ermua	-0,75	20,22	2,60	13.851	7,3
Ermua-Elgoibar	-0,87	21,18	3,73	13.311	7,5
Elgoibar-Iciar	-0,87	23,30	2,07	14.412	8,1
Iciar-Zumaya	-0,80	25,55	1,97	15.226	9,5
Zumaya-Zarautz	-0,30	23,79	2,59	16.934	9,9
Zarautz-San Sebastián.....	-0,82	20,18	3,11	20.978	9,1
San Sebastián-Oiartzun	-0,56	24,69	3,42	34.012	8,3
Oiartzun-Irún	-0,98	42,82	4,50	25.787	8,1
Autopista A-19. Montgat-Mataró (1981-1998)					
Montgat-Alella	-12,22	8,71	5,97	63.695	4,0
Alella-Premià	-11,61	14,11	10,49	63.503	4,6
Premià-Mataró	-11,61	12,09	13,13	49.339	4,1
Autopista A-66. León-Campomanes (1991-1998)					
Campomanes-Oblanca	-0,95	16,64	4,72	5.185	16,2
Oblanca-La Magdalena	-0,71	16,88	4,94	5.134	16,3
La Magdalena-León	-0,84	17,27	3,13	4.015	16,9
Autopista A-68. Bilbao-Zaragoza (1983-1998)					
Bilbao-Arrigorriaga	-0,85	23,90	2,66	14.709	23,7
Arrigorriaga-Altube	-0,79	25,78	2,66	18.216	25,2
Altube-Subijana	-0,84	22,63	1,44	8.712	19,0
Subijana-Enlace Burgos.....	-0,81	20,52	1,48	8.679	19,2
Enlace Burgos-Logroño	-0,83	14,05	1,58	4.236	22,9
Logroño-Calahorra	-0,72	14,14	2,62	3.877	22,7
Calahorra-Enlace Navarra	-0,77	13,72	1,90	3.594	21,4
Enlace Navarra-Tudela.....	-0,67	20,33	2,45	5.949	19,4
Tudela-Gallur	-0,75	16,54	2,21	5.803	19,5
Gallur-Alagón	-0,67	17,89	1,42	6.391	18,7
Alagón-Zaragoza	-0,87	17,06	1,09	6.981	17,6
Autopista A-15. Navarra (1991-1998)					
A-68-Marcilla	-2,94	9,89	3,07	3.278	13,1
Marcilla-Tafalla	-2,94	12,63	2,80	3.278	13,1
Tafalla-Noain	-2,85	14,41	4,20	8.471	13,1
Autopista A-16. Barcelona-Coma-Ruga (1992-1998)					
	1,70	25,26	4,69	19.883	1,0
Autopista A-18. Sant Cugat-Manresa (1992-1998)					
Sant Cugat-Terrassa.....	1,48	21,06	5,92	8.260	3,8
Terrassa-Manresa	0,16	20,74	3,22	7.661	5,2
Autopista Túnel del Cadí (1986-1998)					
	0,35	42,80	-1,85	4.555	4,6
Autopista Túnel de Vallvidrera (1992-1998)					
	-0,79	24,52	2,45	21.659	0,7

Nota: (*) Se presentan los incrementos porcentuales de precios en términos constantes.

mo expresa el gráfico 2, el ciclo de la IMD sobre-reacciona claramente al ciclo del PIB. Es decir, en etapas de expansión económica el crecimiento de la IMD supera al crecimiento del PIB, y lo contrario sucede en etapas de recesión.

En cuanto a las autopistas, algunas muestran un crecimiento continuado del tráfico en la década de los noventa, aunque de menor intensidad que en la etapa anterior. Éste es el caso de Burgos-Armiñón, San Rafael-Adanero y Campomanes-León. Por contra, otras parecen haber llegado a un cierto nivel de saturación, y bien la intensidad de tráfico se reduce o bien aumenta de forma muy ligera. Este segundo grupo estaría formado, a grandes trazos, por las autopistas del eje del Mediterráneo y valle del Ebro. El tráfico se recupera a partir de 1997 y, tal como era de esperar, se incrementa de forma significativa en 1998 en las autopistas Tarragona-Valencia-Alicante, Sevilla-Cádiz y Tudela-Irurzun, en respuesta a la fuerte reducción de peajes.

Asimismo, se observa una marcada diferencia en la intensidad de tráfico —medida como promedio para los años 1992-1998 (15)— tanto entre las distintas autopistas como entre los tramos de una misma autopista. Así, coexisten tramos que discurren por zonas con una muy baja intensidad de tráfico (por ejemplo, la autopista León-Campomanes, Tudela-Irurzun, el tramo enlace Burgos-enlace Navarra de la autopista Bilbao-Zaragoza o el túnel del

Cadí) con tramos con una muy elevada intensidad de tráfico. Las más altas son las que se sitúan cerca del área metropolitana de Barcelona; por ejemplo, el tramo Molins de Rei-Martorell, Martorell-Vilafranca o Barcelona-Cardedeu.

La fijación del precio por km de acuerdo con el coste medio, de forma que garantice la viabilidad financiera de cada una de las concesionarias, da lugar a una notable diversidad de precios para el conjunto de las autopistas en función de los costes de construcción y el tráfico esperado. El cuadro número 4 refleja el peaje vigente en cada tramo en el año 1998, así como su evolución en el período 1992-1998. Entre los tramos más caros se sitúan aquellos con túneles importantes; por ejemplo, Túnel del Cadí, Túneles de Vallvidrera, Túnel del Guadarrama y Túneles del Garraf. Las autopistas de peaje más elevado son St.Cugat-Manresa, Bilbao-Behovia y Bilbao-Zaragoza, sobre todo el tramo comprendido entre Bilbao y el enlace con la autopista de Burgos. Cabe añadir dentro de este grupo de peaje elevado algunos tramos muy cortos o cercanos a grandes zonas urbanas. Por ejemplo, los tramos Barcelona-Mollet, Barcelona-Molins de Rei, Castañares-Rubena, Castellón Norte-Castellón Sur y Bilbao-Altube. Por contra, las autopistas con precios inferiores a la media son las dependientes de ACESA y de AUMAR, junto con la autopista de Navarra; en los dos últimos casos, como consecuencia de la reducción de precios aplicada en 1997.

GRÁFICO 1
TASA DE CRECIMIENTO DEL TRÁFICO EN LAS AUTOPISTAS Y DEL PIB

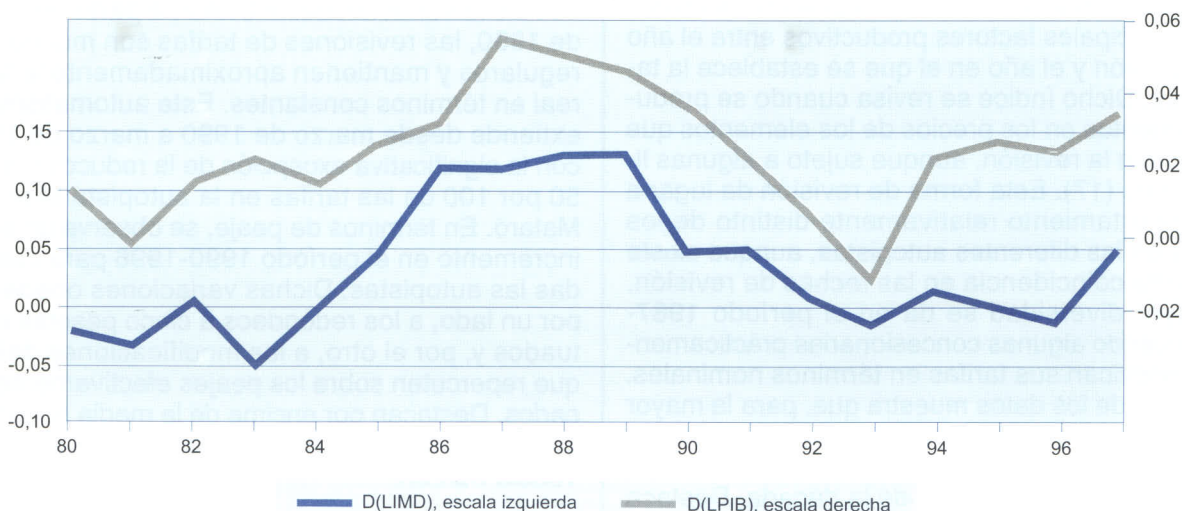
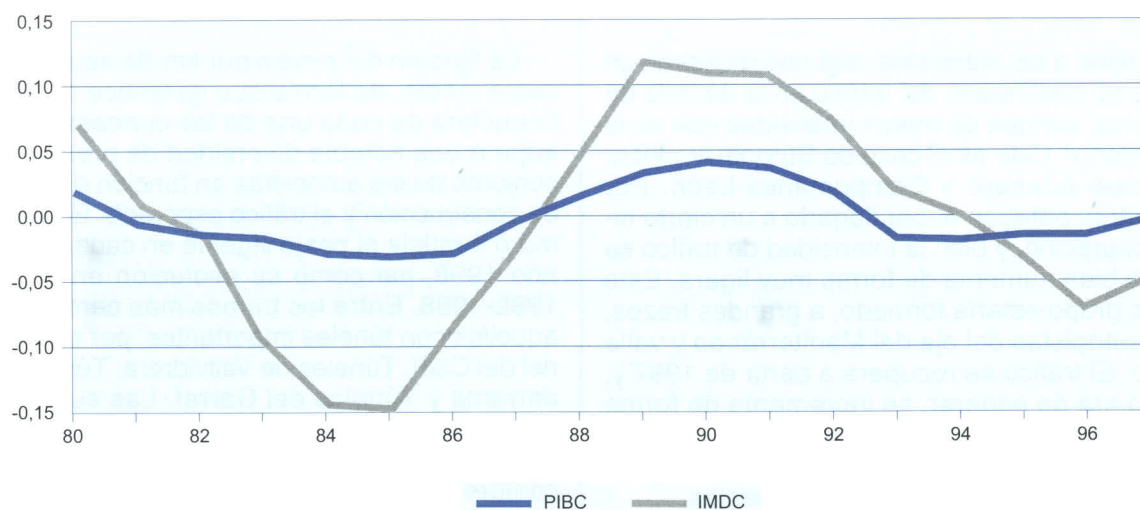


GRÁFICO 2
CICLO DEL TRÁFICO EN AUTOPISTAS Y DEL PIB



Así, si se emplean los datos de peaje para 1996, las autopistas de la concesionaria AUMAR se situaban claramente por encima de la media. Cabe hacer constar que la presión ejercida desde amplios sectores sobre los precios de las autopistas conduce hacia una progresiva igualación del precio por kilómetro.

La evolución de las tarifas viene determinada por el cambio, en marzo de 1990, del procedimiento de revisión (16). Hasta esta fecha, la revisión se realiza aplicando a la tarifa base un índice que es una media ponderada de los cambios en los costes de los principales factores productivos entre el año de la revisión y el año en el que se establece la tarifa base. Dicho índice se revisa cuando se producen aumentos en los precios de los elementos que determinan la revisión, aunque sujeto a algunas limitaciones (17). Esta forma de revisión da lugar a un comportamiento relativamente distinto de los precios en las diferentes autopistas, aunque existe una cierta coincidencia en las fechas de revisión. La mayor diversidad se da en el período 1987-1989, cuando algunas concesionarias prácticamente no modifican sus tarifas en términos nominales. El análisis de los datos muestra que, para la mayor parte de autopistas, los precios reales aumentaron en la década de los ochenta; aumento que fue más intenso en la primera mitad de la década. Destaca el incremento de precios de las autopistas Tarragona-Valencia, Sevilla-Cádiz, Bilbao-Zaragoza y Tú-

nel del Cadí. Con variaciones de precio negativas durante toda la década se halla Villacastín-Adanero y, con menor intensidad, la autopista Bilbao-Behovia. Para el período 1987-1989 se observa una caída del precio en casi todas las autopistas; destaca Campomanes-León, donde las tarifas no se revisaron entre 1987 y 1991.

A partir de marzo de 1990, el anterior procedimiento se sustituye por un sistema de revisión anual de acuerdo con el índice general de precios. La tarifa base se actualiza añadiéndole un 95 por 100 de la variación del IPC. Así, a partir de marzo de 1990, las revisiones de tarifas son mucho más regulares y mantienen aproximadamente la tarifa real en términos constantes. Este automatismo se extiende desde marzo de 1990 a marzo de 1996, con la significativa excepción de la reducción de un 50 por 100 de las tarifas en la autopista Montgat-Mataró. En términos de peaje, se observa un ligero incremento en el período 1990-1996 para casi todas las autopistas. Dichas variaciones obedecen, por un lado, a los redondeos a cinco pesetas efectuados y, por el otro, a las modificaciones del IVA que repercuten sobre los peajes efectivamente pagados. Destacan por encima de la media el aumento de peajes en el Túnel del Cadí y en la autopista Tudela-Irurzun.

A partir de 1997 se inicia una política de reducción de peajes. Así, en marzo de 1997 no hay revi-

sión, y durante el mes de septiembre se procede a la reducción del IVA del 16 al 7 por 100. A lo largo de este año, se llevan a cabo disminuciones de precios notables en algunas autopistas. En noviembre de 1997, el precio de las autopistas de la concesionaria AUMAR (Autopista A-7 Tarragona-Valencia y Valencia-Alicante, y Autopista A-4) se redujo en un 30 por 100; en diciembre del mismo año se aplicó una reducción del 25 por 100 al precio para los vehículos ligeros en la autopista de Navarra, y en octubre de 1998 se aplicaron reducciones importantes en algunos tramos de la concesionaria ACESA (40 por 100 en el tramo Barcelona-Mollet; 49 por 100 la autopista Montmeló-Papiol, 17 por 100 en los tramos Barcelona-Martorell y Martorell-Vilafranca y 12 por 100 en Tarragona). Dado que el período muestral de este estudio incluye datos hasta 1998, ha sido posible modelizar las reducciones de tarifas operadas en 1997; no así, las de 1998, dado el escaso número de meses transcurridos desde su aplicación (18).

Las autopistas dependientes de la Generalidad de Cataluña —abiertas todas al tráfico en la década de los noventa, excepto el túnel del Cadí— se van integrando de forma progresiva en el mismo sistema de revisión anual de las tarifas basado en el IPC. Sin embargo, en todas ellas han operado causas específicas que suponen una desviación de esta regla. En general, los aumentos de precio han sido superiores a la media.

V. ESTIMACIÓN DE LAS ELASTICIDADES DINÁMICAS

La metodología utilizada es la de datos de panel, donde las observaciones de corte transversal son los tramos de autopista. La dimensión temporal permite evaluar el patrón de ajuste de los individuos a los cambios en la política de transporte, mientras que el análisis para distintos tramos aporta variabilidad a la muestra. En concreto, reduce el problema de falta de variabilidad del precio por km en las autopistas, sobre todo a partir de 1990 con el nuevo sistema de revisión automática de las tarifas. De esta forma, el valor estimado para la elasticidad responde a la diversidad de precios entre los distintos tramos, y no tanto a la variación temporal de aquéllos para un tramo determinado.

Respecto a la especificación del modelo, el primer aspecto a considerar fue si la relación entre las variables debía establecerse en niveles o en tasas de crecimiento. Para responder a esta cuestión, se partió de la estimación para cada uno de los tramos

de una ecuación estática en niveles, siendo la variable dependiente la IMD y las explicativas el peaje por km, el precio de la gasolina y el PIB. Estas dos últimas variables son comunes para todos los tramos. Todas las variables se han transformado tomando logaritmos.

Los resultados de las estimaciones pusieron de relieve unos valores del estadístico D.W. muy bajos, indicativos de una perturbación aleatoria no estacionaria, y la conveniencia, pues, de estimar la ecuación en diferencias. En general, la aplicación del test de Engle-Granger, basado en el estadístico ADF calculado sobre los residuos MCO, no permitía rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Como resultado de lo anterior, se procedió a formar el panel estimando la ecuación en tasas de crecimiento de las variables utilizando una especificación dinámica, incluyendo hasta un desfase de la variable dependiente y de las variables explicativas. Dado que se observó heteroscedasticidad en las perturbaciones, el modelo se volvió a estimar aplicando mínimos cuadrados ponderados. Con ello, el valor de los coeficientes claramente significativos prácticamente se mantiene, mientras que aumenta de forma notable su nivel de significación. A partir de aquí se procedió a la simplificación de la estructura dinámica y a la selección del modelo. De acuerdo con los distintos criterios de selección adoptados, se eligió como especificación definitiva un modelo de ajuste parcial (19) del tipo:

$$\Delta \ln Y_{it} = \alpha_1 \Delta \ln Y_{it-1} + \beta'_0 \Delta \ln X_{it} + u_t \quad [1]$$

Donde Y_{it} refleja la IMD en el tramo i y período t , y X_{it} el conjunto de variables explicativas.

Todos los coeficientes se estiman con un elevado nivel de precisión y muestran unos valores acordes con la literatura revisada, tal como muestra el cuadro A.2 del anexo. Así, bajo la hipótesis de igualdad de coeficientes, la elasticidad para el PIB estaría alrededor de 1 en el corto plazo y 1,59 en el largo plazo (20). La igualdad de los coeficientes del precio de la gasolina y del peaje ponen de manifiesto que los individuos, en promedio, tienen la misma sensibilidad a los dos componentes del precio. En concreto, la elasticidad a corto plazo se situaría en torno a $-0,3$ y a largo plazo en $-0,5$. En el corto plazo, recoge el efecto impacto durante el primer año, mientras que en el largo plazo recoge el efecto acumulado, que se agota prácticamente en un par de años.

No obstante, cabe suponer que la elasticidad de la demanda al peaje varía en función de las características de la autopista y de las carreteras alternativas. El siguiente paso fue relajar la hipótesis de

igualdad de coeficientes respecto al peaje. Para ello, se estimó una ecuación individual para cada uno de los tramos. Pero, con objeto de solventar el problema de la falta de grados de libertad que ello plantea, se introdujo como restricción a priori inicial la hipótesis, que los datos no rechazan, de que la estructura dinámica, así como la elasticidad de la demanda con respecto al PIB y a la gasolina eran idénticas para cada uno de los tramos, e iguales a los valores estimados en el modelo de panel. Dicha hipótesis nos pareció razonable, dado que no existen razones fundadas que apoyen la existencia de una respuesta distinta de los individuos a cambios en el PIB y/o en el precio de la gasolina para el conjunto de usuarios de cada tramo de autopista.

Así pues, se procedió a transformar la variable dependiente del modelo a partir de la estructura dinámica elegida y de los coeficientes obtenidos en el modelo de panel estimado con todas las observaciones y bajo la hipótesis de igualdad de coeficientes. En concreto, la variación del tráfico en cada tramo y cada período temporal se transformó de la siguiente forma:

$$\Delta \ln Z_{it} = \Delta \ln Y_{it} - 0,396 \Delta \ln Y_{it-1} + 0,915 \Delta \ln PIB_{it} - 0,316 \Delta \ln PGASOLINA_{it} \quad [2]$$

Partiendo de esta variable transformada, para cada uno de los tramos la elasticidad respecto al precio del peaje se obtuvo a partir de la estimación de la siguiente ecuación:

$$\Delta \ln Z_{it} = \beta_i \Delta \ln PEAJE_{it} + \gamma D_{it} + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

siendo β_i la elasticidad de la demanda al precio de la autopista para cada uno de los tramos. En este punto se introdujeron las variables ficticias $-D-$ que recogen, de forma aproximada, los cambios en la red viaria, tal como se ha expuesto en el anterior apartado. Es preciso señalar que la inclusión de estas variables ficticias aumentó el nivel de significatividad del coeficiente estimado para el peaje, sin que en ningún caso se modificara de manera significativa su valor.

Para estimar la ecuación, se emplearon mínimos cuadrados recursivos, que permiten analizar la estabilidad temporal de la elasticidad peaje; por ejemplo, observar si la elasticidad cambia a medida que las características de la carretera alternativa, o de la propia autopista, variaban. Los resultados de dichas estimaciones pusieron de relieve, primero, que la elasticidad-peaje difiere entre los tramos de autopista y, segundo, que para casi todos ellos se estimó con una elevada estabilidad temporal. Cabe exceptuar algunos tramos para los cuales no fue posible hallar una relación suficiente-

mente robusta y, por ello, se excluyeron de las restantes estimaciones. En general, son tramos que han estado sujetos a comportamientos específicos o afectados de manera muy significativa por cambios en la red.

Para el resto de los tramos, cabe destacar la alta estabilidad del coeficiente estimado y, en particular, en aquellos casos para los que el precio se reduce de forma notable, se observa cómo este aumento de variabilidad de la variable explicativa y, por consiguiente, este aumento de la información contenida en la muestra se traducen en una clara disminución del intervalo de confianza para la elasticidad de la demanda respecto al peaje. Además, se pone de manifiesto que el coeficiente estimado se mantiene después de la reducción del peaje. Este resultado sugiere que la respuesta de los individuos a pequeñas variaciones de precio se mantiene cuando las variaciones de éste son de una magnitud elevada.

A partir de la información obtenida en la estimación por tramos, se efectuó una agrupación por tramos de autopistas atendiendo al valor de la elasticidad precio. Se formaron cuatro grupos:

- 1) Elasticidad a corto plazo baja. Entre -0 y $-0,3$.
- 2) Elasticidad a corto plazo media baja. Entre $-0,3$ y $-0,4$.
- 3) Elasticidad a corto plazo media alta. Entre $-0,4$ y $-0,6$.
- 4) Elasticidad a corto plazo alta. Superior, en valor absoluto, a $-0,6$.

Para cada uno de los grupos anteriores se construyó un panel de datos, lo que ofrece un número suficiente de observaciones para efectuar la estimación por grupos. Para cada uno de estos cuatro grupos se llevó a cabo una estimación independiente de la función de demanda, que figura en los cuadros A.3, A.4, A.5 y A.6 del anexo. Los resultados permiten comprobar que las elasticidades renta y precios son muy similares entre grupos de autopistas, al igual que la estructura dinámica. Un contraste de hipótesis no rechazaba la hipótesis nula de igualdad a los usuales niveles de significación (21). Por ello, la especificación final postula:

- Una elasticidad común de la demanda de autopistas con respecto a la renta y al precio de la gasolina.
- Una misma estructura dinámica.
- Una elasticidad con respecto al peaje diferenciada por grupos.

El modelo finalmente elegido se presenta en el cuadro n.º 5 y corresponde a la estimación por mínimos cuadrados ponderados. En el cuadro A.7 del anexo se presentan las ecuaciones completas, sin corregir y corrigiendo la heterocedasticidad observada en las perturbaciones. Cabe resaltar el elevado grado de fiabilidad con el que se estiman todos los coeficientes de acuerdo con el estadístico-t. Por otro lado, se observan notables diferencias en el coeficiente estimado para el peaje de acuerdo con la agrupación por tramos más arriba discutida.

VI. RESULTADOS: ELASTICIDADES Y FACTORES EXPLICATIVOS

La estimación de una ecuación de demanda a partir de un panel de observaciones que cubre un amplio espectro de autopistas y que, por lo tanto, ha permitido un elevado grado de variabilidad en la muestra, ha puesto de manifiesto que el tráfico en las autopistas de peaje es claramente sensible a las variables consideradas a priori. Dado el nivel de significación con el que se estiman los coeficientes permite sostener de forma sólida las conclusiones que se derivan del análisis. Dichas conclusiones se presentan en el cuadro n.º 6, expresadas en forma de elasticidades.

El tráfico en las autopistas de peaje se muestra muy sensible a la evolución de la actividad económica y responde también a la variación del precio de la gasolina. Las elasticidades estimadas coinciden con las halladas en otros trabajos, aunque para ambas variables se sitúan en la banda alta. Esta mayor sensibilidad de los usuarios de las vías de peaje, en relación con otras estimaciones realizadas para vías gratuitas, es debida, probablemente, al hecho de que los primeros disponen de la carretera sin peaje como una alternativa adicional.

CUADRO N.º 5

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN Variable dependiente: Tasa de variación del logaritmo de la IMD

	Coeficiente	Estadístico-t
D (LPIB)	0,887	21,92
D (LPGAS)	-0,332	-22,04
D (IMD(-1)).....	0,384	23,91
D (PR1).....	-0,210	-11,71
D (PR2).....	-0,372	-27,59
D (PR3).....	-0,467	-15,04
D (PR4).....	-0,783	-10,80
Número de observaciones		990
R ²		0,74

Por otro lado, los resultados muestran claramente que los individuos también reaccionan a las variaciones en el peaje. Este estudio, a través del alto nivel de significación con el que se han estimado las elasticidades, aporta evidencia en contra de la supuesta rigidez de la demanda respecto al precio de las autopistas. No obstante, existe una clara diferenciación por grupos de autopistas. Así, para el primer grupo, la elasticidad toma valores bajos y cercanos a los que habitualmente se han obtenido para la elasticidad del tráfico —kilómetros recorridos— respecto al precio de la gasolina. Sin embargo, para el resto de grupos el valor de la elasticidad se incrementa y adopta valores francamente altos en el cuarto grupo donde en el corto plazo roza -0,8 y en el largo plazo supera la unidad. Dicha diferenciación pone de manifiesto la importancia de las características de cada autopista y, sobre todo, de la alternativa en la respuesta de los individuos a

CUADRO N.º 6

ELASTICIDADES ESTIMADAS A CORTO Y LARGO PLAZO POR GRUPOS DE AUTOPISTAS

Variable	Elasticidad corto plazo	«t»	Elasticidad largo plazo	«t»
Elasticidad-PIB	0,887	21,92	1,440	28,85
Elasticidad-precio gasolina	-0,332	-22,04	-0,539	-18,14
Elasticidad-peaje grupo 1	-0,210	-11,71	-0,341	-11,27
Elasticidad-peaje grupo 2	-0,372	-27,59	-0,605	-22,42
Elasticidad-peaje grupo 3	-0,467	-15,04	-0,758	-14,03
Elasticidad-peaje grupo 4	-0,783	-10,79	-1,273	-10,86

Nota: El grupo 1 incluye veintidós tramos de elasticidad baja; el grupo 2, veintisiete tramos de elasticidad media-baja; el grupo 3, dieciocho tramos de elasticidad media-alta, y el grupo 4, cinco tramos de elasticidad alta.

las variaciones de peaje. Cuando se relaja la hipótesis de un único valor para el conjunto de todas las autopistas —que, recordemos, se situaba en torno a $-0,3$ — se aprecia que la respuesta de los individuos a cambios en el peaje puede ser muy superior.

Con la finalidad de identificar cuáles son las variables que explican la variación en las elasticidades, se construyó una muestra con datos de corte transversal en la que la variable dependiente es la elasticidad estimada para cada tramo en el último año, a partir de la aplicación de mínimos cuadrados recursivos siguiendo la ecuación [3], y las variables explicativas son el peaje y las características de la red viaria en este año. En concreto, las variables ensayadas son: el peaje pagado por km; dos variables que recogen la calidad de la carretera alternativa: la velocidad y el porcentaje de vehículos pesados que soporta (22); la intensidad del tráfico en la propia autopista, como aproximación al tráfico en el corredor, y la existencia de túneles en el tramo de autopista. La forma funcional que mejor se ajustó a los datos fue una semi-logarítmica del tipo:

$$\gamma_i = \alpha + \beta_1 \log(\text{velocidad}) + \beta_2 \log(\text{pesados}) + \beta_3 \log(\text{imd}) + \beta_4 \log(\text{peaje}) + \beta_5 \text{tunel} + \varepsilon_i$$

La muestra estaba formada por 46 observaciones —de las 72 inicialmente disponibles—, para las que fue posible recopilar la información necesaria. Debido a la presencia de heterocedastidad, la matriz de varianzas y covarianzas se ha estimado de acuerdo con la formulación de White, que nos asegura que los errores estándar son consistentes. El cuadro n.º 7 refleja los resultados de la estimación para aquellas variables halladas significativas.

De esta estimación se desprende que la elasticidad depende esencialmente de la intensidad de tráfico y de la calidad de la carretera alternativa. Así, la demanda es menos sensible al precio en aquellos corredores con un bajo nivel de tráfico; esta variable puede reflejar de forma indirecta el grado de congestión de la red. Por otro lado, a mayor velocidad en la carretera alternativa y menor porcentaje de vehículos pesados, más elástica es la demanda. Por contra, el estudio no confirma la existencia de una relación entre la elasticidad y el nivel absoluto del precio pagado por kilómetro.

Los mismos resultados cualitativos se obtienen a través de la estimación de un modelo *probit* ordenado, que se detalla en el cuadro n.º 8, en el que la variable dependiente es la probabilidad de que un tramo de autopista pertenezca a uno de los cuatro grupos considerados —elasticidad baja, media-ba-

CUADRO N.º 7

VARIABLES EXPLICATIVAS DE LA ELASTICIDAD DE LA DEMANDA AL PEAJE EN UN MODELO DE REGRESIÓN
Variable dependiente: Elasticidad estimada para cada tramo

Variable	Coefficiente	Estadístico-t (método de White)
C	1,257	4,54
log (velocidad)	0,109	2,21
log (pesados)	-0,066	-2,99
log (imd)	-0,132	-6,80
Número de observaciones	46	
R^2	0,43	

CUADRO N.º 8

VARIABLES EXPLICATIVAS DE LA ELASTICIDAD DE LA DEMANDA DE PEAJE EN UN MODELO PROBIT ORDENADO
Variable dependiente: Probabilidad de pertenecer a uno de los cuatro grupos

Variable	Coefficiente	Estadístico-t
log (velocidad)	1,752	1,979
log (pesados)	-1,147	-2,524
log (imd)	-1,933	-3,987
Número de observaciones	46	

ja, media-alta y alta— y las variables explicativas son las mismas. El hecho de que ambas formulaciones tengan las mismas implicaciones económicas en cuanto a las variables determinantes, permite afianzar la robustez de los resultados alcanzados. Cabe señalar, no obstante, que los coeficientes de ambos modelos no son directamente comparables, ya que en este segundo caso la variable dependiente mide probabilidades.

VII. UN MODELO DE CAPTACIÓN DE TRÁFICO

De manera complementaria a la investigación anterior, se ha estimado la elasticidad del tráfico respecto al peaje suponiendo que el tráfico total —suma del tráfico en la propia autopista y en la ca-

retera alternativa— es fijo. Es decir, se supone que un aumento (disminución) del peaje no provoca una supresión (generación) de viajes, sino una reasignación entre carreteras. Para ello, se ha estimado una regresión logística en la que la variable dependiente es el nivel de absorción de tráfico de la autopista, forma funcional que garantiza que la variable se halla acotada en el intervalo [0, 1]. Es decir, se ha calculado, para los tramos previamente definidos y para el año 1997, el porcentaje de tráfico captado respecto a la alternativa. El cálculo del porcentaje de absorción implica realizar una serie de supuestos acerca de cuál es la vía alternativa y qué tipo de tráfico estamos considerando. La opción elegida ha sido suponer que el tráfico por autopista es mayoritariamente un tráfico de larga distancia, y la alternativa se ha buscado de acuerdo con esta hipótesis. Se han descartado aquellos tramos para los que era difícil identificar la carretera alternativa o bien no se disponía de aforos suficientemente fiables. El número de observaciones consideradas válidas fue de 51.

Las variables explicativas son expresivas de las características de la autopista y de la carretera alternativa. Estas variables son: la velocidad y el porcentaje de vehículos pesados en la vía alternativa, el peaje por km, la IMD en el tramo de autopista y la presencia de túneles en el tramo. El mejor ajuste se obtuvo tomando logaritmos de los regresores, de tal forma que la ecuación estimada fue:

$$\log(p_i / 1 - p_i) = \delta_0 + \delta_1 \log(\text{velocidad}) + \delta_2 \log(\text{pesados}) + \delta_3 \log(\text{imd}) + \delta_4 \log(\text{peaje}) + \delta_5 \text{tunel} + u_i$$

siendo p_i el porcentaje de tráfico captado por la autopista.

Todas las variables explicativas tomaron el signo esperado y resultaron significativas tal como se detalla en el cuadro n.º 9.

Cabe resaltar la significatividad de la velocidad en la carretera alternativa para explicar la captación de viajes por la autopista. En este sentido, cualquier mejora en la red alternativa se traducirá en reasignaciones importantes del tráfico.

La elasticidad referida a la captación de tráfico respecto al peaje puede aproximarse como:

$$\varepsilon_i = \delta_4 (1 - p_i) = 0,5 (1 - p_i)$$

En este caso, la elasticidad depende del porcentaje de captación de tráfico de cada tramo. A efectos de comparación con la elasticidad obtenida para toda la muestra en el modelo anterior —0,3— es

CUADRO N.º 9

ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE REGRESIÓN LOGÍSTICA
Variable dependiente: Porcentaje de absorción del tráfico por la autopista

Variable	Coefficiente	Estadístico-t (método de White)
C	1,871	1,25
log(velocidad)	-1,135	-5,43
log(peaje)	-0,505	-3,58
log(pesados)	0,368	2,95
log(imd)	0,359	4,04
túnel	0,522	3,04
Número de observaciones		51
R ²		0,56

posible aproximar una elasticidad agregada sustituyendo p_i por el valor medio de la muestra (23). El porcentaje medio de participación para la muestra es igual a 0,50, lo que implica una elasticidad igual a -0,25. Tal como era de esperar, dicha elasticidad —que no contempla la posibilidad de generar o suprimir viajes— es inferior a la elasticidad ordinaria hallada de acuerdo con el anterior modelo.

VIII. CONCLUSIONES

Los resultados de las estimaciones ponen de manifiesto, en primer lugar, que el tráfico en las autopistas de peaje está fuertemente correlacionado con el nivel de actividad económica, de tal manera que en etapas expansivas el crecimiento de la IMD supera el crecimiento del PIB y lo contrario ocurre en etapas recesivas.

En segundo lugar, los usuarios se muestran sensibles al precio. En términos agregados para toda la muestra, la elasticidad respecto al peaje a corto plazo se sitúa alrededor de -0,3. La elasticidad a largo plazo es un 50 por 100 superior a la de corto plazo, reflejando un mayor rango de oportunidades y opciones disponibles en un plazo de tiempo más dilatado. Sin embargo, el período de ajuste es relativamente corto, dado que prácticamente los cambios se agotan en un par de años.

La desagregación de la estimación por tramos de autopista pone de relieve elasticidades significativamente distintas para cada uno de ellos, y el hecho de que la estimación a nivel agregado es-

conde comportamientos diferenciados. De acuerdo con los resultados obtenidos atendiendo a la elasticidad, los tramos se han agrupado en cuatro categorías, para las cuales la elasticidad a corto plazo oscila entre $-0,21$ en los tramos más inelásticos y $-0,78$ en los más elásticos. Las variables que muestran una mayor capacidad explicativa de la diferencia de elasticidades son aquellas relacionadas con el tráfico y la calidad de la carretera alternativa. Cuanto más congestionada se halle la carretera alternativa y, por lo tanto, mayores sean los beneficios en términos de tiempo de usar la vía de peaje, más inelástica es la demanda. Sin embargo, el estudio no obtiene evidencia de la existencia de una relación entre elasticidad y nivel absoluto de precio.

Por último, se ha estimado también una ecuación de reparto de tráfico entre la autopista y la carretera. Esta forma alternativa de aproximarse a la demanda muestra de nuevo que ésta es muy sensible a la calidad de la carretera alternativa expresada en términos de velocidad y porcentaje de tráfico pesado. El coeficiente del precio es estadísticamente significativo e implica una elasticidad de $-0,25$ para los valores medios de la muestra. La comparación de esta elasticidad con la elasticidad ordinaria para toda la muestra, $-0,3$, sugiere que la mayor parte del impacto de una variación del peaje se traducirá en términos de trasvase de tráfico entre carreteras, mientras que el efecto sobre la generación o supresión de viajes es mucho menor.

En definitiva, los resultados muestran que las decisiones de política de transporte incidirán de manera significativa en la regulación de la demanda de tráfico. Por un lado, las actuaciones vía precios tendrán consecuencias importantes en el trasvase de tráfico hacia (desde) otras carreteras. Es preciso tener en cuenta que los efectos tienen lugar a nivel de red; por ejemplo, una reducción del peaje puede congestionar las vías de acceso a las autopistas. Por consiguiente, la valoración de los cambios en el peaje debe realizarse en este contexto. Por otro lado, la inversión en carreteras o medios de transporte alternativos implica un aumento de las elasticidades respecto al precio en la medida en que los individuos dejan de ser cautivos de una única alternativa. Por lo tanto, las decisiones acerca del nivel de peaje «eficiente» en las autopistas no son ajenas a la política de inversión en infraestructura de transporte. Por el mismo motivo, los beneficios sociales que se derivan de la construcción de autopistas de peaje son menores cuando existe una buena alternativa.

Se aprecia, no obstante, que la elasticidad de la demanda cambia en función de una serie de factores. En particular, el mercado responde de forma más pronunciada en el largo que en el corto plazo. Se evidencia, pues, que algunas de las decisiones que toman los individuos requieren un período de tiempo dilatado. Así, los individuos pueden responder a una variación del precio de la gasolina cambiando el origen o destino de sus viajes o las decisiones respecto a la compra de vehículos. Dargay y Goodwin (1995) estiman que el ajuste por parte de los individuos al uso del vehículo se agota prácticamente en los tres primeros años, resultado que está en consonancia con las elasticidades dinámicas halladas en este estudio.

NOTAS

(*) Este estudio ha contado con la inestimable colaboración de Álvaro Angeriz como ayudante de investigación.

El estudio se ha beneficiado de una Ayuda de Investigación del Ministerio de Fomento y del Programa de la CICYT en su convocatoria SEC-97-1333. Queremos agradecer la colaboración prestada por el Ministerio de Fomento, la Asociación de Sociedades Concesionarias de Autopistas de Peaje y cada una de las empresas concesionarias.

(1) La decisión de financiar la construcción de autopistas vía peaje se toma en 1965, aunque ya existían disposiciones anteriores. Así, en febrero de 1953 se promulga una Ley sobre carreteras de peaje al amparo de la cual se aprobó el túnel de peaje de la sierra de Guadarrama.

(2) Para una revisión de la evolución de la construcción de autopistas de peaje, ver MATEOS (1977), y FERNÁNDEZ DURÁN, MOLINA SOTO, y NEBOT BELTRÁN (1983).

(3) Dicha Ley define el marco legal en el que se van a desarrollar las concesiones de autopistas de peaje. No obstante, gran parte de las concesiones ya se habían adjudicado por decreto-ley; el documento de 1972 recoge el funcionamiento que se había ido definiendo en los decretos anteriores.

(4) Se lleva a cabo un proceso de absorción por parte de las empresas más saneadas de aquellas con mayores dificultades; en compensación, se autoriza un aumento del precio por km o del plazo de concesión. En 1984, ACESA absorbe a ACASA, y en 1986, AUMAR absorbe a Bética; en 1983 el Estado adquiere la totalidad de las acciones de AUDASA y AUCALSA, que en 1984 pasan a formar parte de la Empresa Nacional de Autopistas junto con el 50 por 100 de AUDENASA. El 50 por 100 restante de esta última autopista lo adquirió la Comunidad Foral de Navarra.

(5) Cabe exceptuar la ampliación de la autopista Montgat-Mataró hasta Palafróls, que, si bien originariamente estaba concebida como una autovía libre de peaje, en 1990 se convierte en autopista de peaje.

(6) Cabe, sin embargo, señalar dos importantes excepciones: la autovía Lleida-Barcelona y la autovía Valencia-Almansa y Almansa-Alicante, que constituyen una alternativa para el tráfico de la correspondiente autopista sobre el cual han repercutido negativamente.

(7) Tal como se observa en el cuadro n.º 1, el período de concesión se ha ampliado para casi todas las concesionarias hasta el punto que algunas de ellas superan el límite máximo de 50 años inicialmente previsto. Las dificultades financieras de algunas concesionarias y el aumento de los costes de construcción justificaron en los años ochenta la ampliación del plazo de concesión. Actualmente, las concesionarias ACESA, AUMAR y AUDENASA han aumentado el plazo a cambio de una reducción en los peajes.

(8) El precio medio por km pagado en España es superior al pagado en Francia o Italia, países con una extensa red de carreteras de

peaje. En Francia, existe un sistema de caja única que permite subvenciones cruzadas entre concesionarias, de tal forma que el precio por km ha tendido a homogeneizarse. Dado que en aquel país la intensidad media de tráfico en las autopistas es claramente superior a la media española, el precio medio por km que permite cubrir costes es inferior.

(9) Un análisis de las distorsiones debidas a la política de precios debería incluir las interacciones con el resto de medios de transporte. Sin embargo, ello nos aleja del tema central del estudio, que contempla sólo la asignación de tráfico entre carreteras.

(10) Con la finalidad de reducir el rango de elasticidades presentado, se han elegido las elasticidades correspondientes a las familias con uno o dos vehículos; en aquellas familias con tres o más vehículos es habitual que uno de ellos sea un vehículo de la empresa y, dado que su uso está subvencionado, ello distorsiona las elasticidades obtenidas.

(11) Los datos de tráfico por tramos corresponden a los publicados anualmente por la Dirección General de Carreteras del Ministerio de Fomento en *El tráfico en las autopistas de peaje*. Los datos para el año 1998 se obtuvieron directamente de las distintas sociedades concesionarias de las autopistas. En algunos pocos casos, en los que se constató que el tráfico en tramos contiguos era homogéneo, se procedió a su agregación.

(12) Aunque sería de interés identificar el impacto de la extensión de una autopista sobre el tráfico, la simplicidad en la medición de dicha variable —número de km en funcionamiento— no permite obtener resultados razonables. Esta exigencia obligó a eliminar la autopista del Atlántico, dado que el largo período que duró su construcción no permitía obtener una serie homogénea suficientemente larga.

(13) De hecho, el cálculo del precio por km dividiendo el peaje por el número de km del tramo invierte, sumándole los impuestos, el procedimiento usado para obtener el peaje, ya que éste es el resultado de multiplicar la tarifa base por el número de km. No obstante, existen una serie de divergencias por las cuales el precio por km calculado no coincide con la tarifa base. Primero, la normativa que regula la concesión de autopistas permite fijar peajes superiores a los que resultan de aplicar la regla general en tramos cortos o en tramos de peaje abierto, y en segundo lugar, los peajes pueden redondearse a múltiplos de cinco pesetas por exceso o por defecto. Además, el cómputo de la distancia recorrida se determina en función de las longitudes del tronco de la autopista y de las medias de sus ramales de entrada y salida. Pero, dado que la distancia en los ramales introduce una cierta distorsión para tramos más pequeños, en este estudio no se ha tenido en cuenta.

(14) El ciclo de ambas variables se obtuvo aplicando el filtro de Hodrick-Prescott.

(15) Dicho período es el más largo, para el cual disponemos de datos para todas las autopistas.

(16) Cabe señalar que la revisión de los peajes ha estado siempre sujeta a una fórmula previamente establecida. Con ello, las concesionarias han visto reducido su nivel de incertidumbre respecto a la evolución de los ingresos. No obstante, dado que una misma fórmula es válida para todas las concesionarias, este sistema ha permitido elevados beneficios en algunos casos y durante algún período. Por ello, parece aconsejable introducir algún tipo de discrecionalidad para limitar el aumento de beneficios en concesionarias especialmente rentables. Por otro lado, a lo largo del tiempo y por razones distintas, las tarifas base han estado sujetas a modificaciones respecto a su nivel inicial.

(17) Los costes que forman parte del índice son los de la mano de obra, la energía y los productos siderúrgicos. Esta fórmula, basada en los costes de construcción, deja de ser relevante una vez la autopista está finalizada y la concesionaria sólo se ocupa de la explotación. Por este motivo, el proceso de revisión cambia en 1990.

(18) Dicha política ha continuado a lo largo de 1998 y 1999. No obstante, queda fuera del período de observación que contempla este estudio.

(19) Inicialmente, la ecuación se estimó incorporando efectos fijos —y, alternativamente, aleatorios. No obstante, al tomar diferencias, los coeficientes de los efectos fijos dejaban de ser significativos.

(20) La sustitución del PIB por el parque de vehículos de turismo, como variable expresiva de la evolución de la actividad económica, no alteraba los resultados de la estimación por lo que a la elasticidad precio se refiere.

(21) Para contrastar la hipótesis nula, se utilizó un test de la Chi cuadrado; el valor calculado del estadístico fue de 11,3, en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, y 11,98, en la estimación por mínimos cuadrados ponderados, mientras que el valor tabulado para 9 grados de libertad, a un nivel de confianza del 95 por 100 es 16,92.

(22) La velocidad en la carretera alternativa y el porcentaje de vehículos pesados se han obtenido a partir del *Mapa de Tráfico* y el *Mapa de Velocidades* para 1997 realizados por el Ministerio de Fomento.

(23) Esta forma de calcular elasticidades debe tomarse únicamente como una aproximación, dado que, al estimar una función no lineal, el cálculo de la elasticidad agregada para el valor medio de la muestra está sesgado.

BIBLIOGRAFÍA

- DARGAY, J. M., y GOODWIN, P. B. (1995), «Evaluation of consumer surplus with dynamic demand», *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. 29, págs. 179-193.
- FERNÁNDEZ DURÁN, R.; MOLINA SOTO, E., y NEBOT BELTRÁN, F. (1983), «El fracaso de la política de autopistas de peaje», *Información Comercial Española*, n.º 594, págs. 37-54.
- FOWKES, A. S.; SHERWOOD, N., y NASH, C. A. (1993), «Segmentation of the travel market in London: estimates of elasticities and values of travel time», *Working Paper*, 345, Institute for Transport Studies, University of Leeds.
- FRIDSTROM, L. (1998), «An econometric model of aggregate car ownership and road use», *Working Paper*, Paper presented at VIII World Conference of Transport Research.
- GOODWIN, P. B. (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*, vol. 26, n.º 2, páginas 155-169.
- HALCROW FOX AND ASSOCIATES AND INSTITUTE FOR TRANSPORT STUDIES —HFA e ITS— (1993), «Road pricing in London: review and specification of model elasticities», HFA and ITS.
- HENSHER, D. (1985), «An econometric model of vehicle use in the household sector», *Transportation Research* 19B, n.º 4, 1985, páginas 303-314.
- HENSHER, D. A.; MILTHORPE, F. W., y SMITH, N. C. (1990), «The demand for vehicle use in the urban household sector», *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. 24, n.º 2.
- HENSHER, D. A., y SMITH, N. C. (1986), «A structural model of the use of automobiles by households: a case study of urban Australia», *Transport Reviews*, vol. 6, n.º 1.
- HIRSCHMAN, I.; MCNIGHT, C.; PUCHER, J.; PAASWELL, R. E., y BERECHMAN, J. (1995), «Bridge and tunnel toll elasticities in New York. Some recent evidence», *Transportation*, vol. 22, págs. 97-113.
- JOHANSSON, O., y SHIPPER, L. (1997), «Measuring the long-run fuel demand of cars», *Journal of Transport Economics and Policy*, volumen 31, n.º 3, págs. 277-292.
- JONES, P., y HERVIK, A. (1992a), «Restraining car traffic in European cities: an emerging role for road pricing», *Transportation Research Part A*, vol. 26, n.º 2, págs. 133-145.
- (1992b), «Restraining car traffic in European cities: an emerging role for road pricing», *Transportation Research*, vol. 26 A, n.º 2, páginas 133-145.
- LUK, J., y HEPBURN, S. (1993), «New review of Australian travel demand elasticities», Report 249, ARRB Transport Research.
- MANNERING, F. (1986), «A note on endogenous variables in household vehicle utilization equations», *Transportation Research*, vol. 20B, número 1, págs. 1-6.

MANNERING, F., y WINSTON, C. (1985), «A dynamic empirical analysis of household vehicle ownership and utilization», *Rand Journal of Economics*, vol. 16, n.º 2, págs. 215-236.

MATEOS, A. (1977), «Análisis crítico de la política nacional de transportes», *Información Comercial Española*, n.º 77, págs. 40-58.

MAUCHAN, A., y BONSALE, P. (1995), «Model predictions of the effects of motorway charging in West Yorkshire», *Traffic, Engineering and Control*, vol. 36, n.º 4, págs. 206-212.

MAY, A. D. (1992), «Road pricing: an international perspective», *Transportation*, vol. 19, págs. 313-333.

MINISTERIO DE FOMENTO (varios años), *Memoria*, Delegación del Gobierno en las Sociedades Concesionarias de Autopistas de Peaje, Secretaría de Estado de Infraestructuras y Transportes, Ministerio de Fomento.

— (varios años), *El tráfico en las autopistas de peaje*, Dirección General de Carreteras, Ministerio de Fomento.

OUM, T. H.; WATERS, W. G., y YONG, J. S. (1990), «A survey of recent estimates of price elasticities of demand for transport», *Working Paper 359*, World Bank.

— (1992), «Concepts of price elasticities of transport demand and recent empirical estimates», *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. 26, n.º 2, págs. 139-154.

RIBAS, E., y MONTLLOR, J. (1989), «Autopistas de peaje: el modelo español», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 38, págs. 409-432.

RIBAS, E.; RAYMOND, J. L., y MATAS, A. (1988), «Estudi sobre la elasticitat preu de la demanda de tràfic per autopista», Departament de Política Territorial i Obres Públiques, Generalitat de Catalunya.

WEUSTEFIELD, N. H., y REGAN, E. J. (1981), «Impact of rate increases on toll facilities», *Traffic Quarterly*, vol. 34, n.º 4, págs. 639-655.

CUADRO A.1.

MUESTRA: TRAMOS Y PERÍODO TEMPORAL

Autopista A-1. Burgos-Cantábrico Castañares-Rubena Rubena-Briviesca Briviesca-Pancorbo Pancorbo-Miranda Miranda-Enlace Ebro 1985-1998	Barcelona-Tarragona Molins-Martorell Martorell-Vilafranca Sud Enlace Ebro-Vendrell Vendrell-Tarragona 1982-1998	Autopista A-19. Montgat-Mataró Montgat-Alella Alella-Premià Premià-Mataró 1982-1998
Autopista A-2. Zaragoza-Mediterráneo Alfajarín-Lleida Lleida-Borges Blanques Borges Blanques-Pla de Sta. Maria Pla de Sta. Maria-Villarrodona 1982-1998	Tarragona-Valencia Salou-Cambrils Cambrils-Hospitalet Hospitalet-Tortosa Tortosa-Amposta Amposta-Peñíscola Peñíscola-Castellón Norte Castellón Norte-Castellón Sur Castellón Sur-Villarreal Villarreal-Puçol 1981-1998	Autopista A-66. León-Campomanes Campomanes-Oblanca Oblanca-La Magdalena La Magdalena-León 1987-1998
Autopista A-4. Sevilla-Cádiz Dos Hermanas-Las Cabezas Las Cabezas-Jerez Jerez-Puerto Real 1980-1998	Valencia-Alicante Silla-Algemesí Algemesí-Favareta Favareta-Xeresa Xeresa-Oliva Oliva-Ondara Ondara-Benisa Benisa-Altea Altea-Benidorm Benidorm-Vilajoiosa Vilajoiosa-Sant Joan 1987-1998	Autopista A-68. Bilbao-Zaragoza Bilbao-Arrigorriaga Arrigorriaga-Altube Altube-Subijana Subijana-Enlace Burgos Enlace Burgos-Logroño Logroño-Calahorra Calahorra-Enlace Navarra Enlace Navarra-Tudela Tudela-Gallur Gallur-Alagón Alagón-Zaragoza 1983-1998
Autopista A-6. Villalba-Adanero Guadarrama-San Rafael San Rafael-Villacastín Villacastín-Adanero 1981-1998		Autopista A-15 A-68-Marcilla Marcilla-Tafalla Tafalla-Noian 1991-1998
Autopista A-7		Autopista A-16 Castelldefels-Sitges 1992-1998
Barcelona-La Jonquera Trinitat-Mollet Granollers-Cardedeu Cardedeu-Sant Celoni Sant Celoni-Hostalric Hostalric-Maçanet Maçanet-Girona Girona-L'Escala L'Escala-Figueres Figueres-Frontera Francesa 1982-1998	Autopista A-8. Bilbao-Behovia Basauri-El Gallo El Gallo-Durango Durango-Ermua Ermua-Elgoibar Elgoibar-Iciar Iciar-Zumaya Zumaya-Zarautz Zarautz-San Sebastián San Sebastián-Oiartzun Oiartzun-Irún 1981-1998	Autopista A-18 St.Cugat-Terrassa Terrassa-Manresa 1992-1998
Montmeló-Papiol 1982-1998		Túnel de Vallvidrera 1992-1998
		Túnel del Cadí 1986-1998

CUADRO A.2.

MODELO DE AJUSTE PARCIAL

Ecuación 2.a. Mínimos cuadrados ordinarios

Variable dependiente: D (IM?)
 Muestra (ajustada): 1981 1998
 Número de observaciones anuales: 18
 Número de observaciones corte transversal: 82
 Número total de observaciones: 1.129

Variable	Coficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
D (LPIB)	1,027356	0,055615	18,47265	0,0000
D (PR?)	-0,317108	0,015565	-20,37346	0,0000
D (LPGAS)	-0,313422	0,021085	-14,86469	0,0000
D (IM?(-1))	0,353268	0,020079	17,59375	0,0000
R-cuadrado.....	0,653419	Media variable dep.		0,049824
R-cuadrado ajustado	0,652494	E.S. variable dep.		0,066896
E.S. de la regresión	0,039435	Suma cuadrado residuos		1,749495
Estadístico-F	706,9967	Coef. autocorrelación serial		-0,095
Prob (Estadístico-F)	0,000000			

Ecuación 2.b. Mínimos cuadrados ponderados

Variable dependiente: D (IM?)
 Muestra: 1981 1998
 Número de observaciones anuales: 18
 Número de observaciones corte transversal: 82
 Número total de observaciones: 1.129

Variable	Coficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
D (LPIB)	0,915026	0,042997	21,28125	0,0000
D (PR?)	-0,314855	0,011807	-26,66729	0,0000
D (LPGAS)	-0,315938	0,015463	-20,43137	0,0000
D (MI?(-1))	0,396424	0,016963	23,36926	0,0000

Estadísticos ponderados

R-cuadrado.....	0,776371	Media variable dep.		0,063164
R-cuadrado ajustado	0,775775	E.S. variable dep.		0,082948
E.S. de la regresión	0,039278	Suma cuadrado residuos		1,735607
Estadístico-F	1301,884	Coef. autocorrelación serial		-0,05
Prob (Estadístico-F)	0,000000			

Estadísticos no ponderados

R-cuadrado.....	0,651612	Media variable dep.		0,049824
R-cuadrado ajustado	0,650683	E.S. variable dep.		0,066896
E.S. de la regresión	0,039537	Suma cuadrado residuos		1,758614
Coeficiente Autocorrelación serial	-0,15			

Nota: Todas las variables están expresadas en incrementos del logaritmo. PIB expresa el producto interior bruto, PR el peaje pagado por km, PGAS el precio de la gasolina, IM la intensidad media de tráfico.

CUADRO A.3.

ESTIMACIÓN GRUPO ELASTICIDAD BAJA

Ecuación 3.a. Mínimos cuadrados ordinarios

Variable dependiente: D (IM?)
 Muestra (ajustada): 1982 1998
 Número de observaciones anuales: 17
 Número de observaciones corte transversal: 22
 Número total de observaciones: 330

Variable	Coefficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
D (LPIB)	1,011292	0,090196	11,21215	0,0000
D (PR?)	-0,205433	0,021623	-9,500656	0,0000
D (LPGAS)	-0,271708	0,031132	-8,727540	0,0000
D (MI?(-1))	0,385992	0,035834	10,77175	0,0000
R-cuadrado.....	0,686461	Media variable dep.		0,054207
R-cuadrado ajustado	0,683576	E.S. variable dep.		0,056474
E.S. de la regresión	0,031767	Suma cuadrado residuos		0,328987
Estadístico-F	237,9145	Coef. autocorrelación serial		-0,045
Prob (Estadístico-F)	0,000000			

Ecuación 3.b. Mínimos cuadrados ponderados

Variable dependiente: D (IM?)
 Muestra: 1982 1998
 Número de observaciones anuales: 17
 Número de observaciones corte transversal: 22
 Número total de observaciones: 330

Variable	Coefficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
D (LPIB)	0,993517	0,081286	12,22245	0,0000
D (PR?)	-0,210304	0,018538	-11,34472	0,0000
D (LPGAS)	-0,279931	0,025951	-10,78672	0,0000
D (MI?(-1))	0,378664	0,033787	11,20743	0,0000

Estadísticos ponderados

R-cuadrado.....	0,756356	Media variable dep.	0,060202
R-cuadrado ajustado	0,754114	E.S. variable dep.	0,064026
E.S. de la regresión	0,031749	Suma cuadrado residuos	0,328599
Estadístico-F	337,3394	Coef. autocorrelación serial	-0,084
Prob (Estadístico-F)	0,000000		

Estadísticos no ponderados

R-cuadrado.....	0,686175	Media variable dep.	0,054207
R-cuadrado ajustado	0,683287	E.S. variable dep.	0,056474
E.S. de la regresión	0,031782	Suma cuadrado residuos	0,329287
Coefficiente Autocorrelación serial	-0,035		

Nota: Todas las variables están expresadas en incrementos del logaritmo. PIB expresa el producto interior bruto, PR el peaje pagado por km, PGAS el precio de la gasolina, IM la intensidad media de tráfico.

CUADRO A.4.

ESTIMACIÓN GRUPO ELASTICIDAD MEDIA BAJA

Ecuación 4.a. Mínimos cuadrados ordinarios

Variable dependiente: D (IM?)
 Muestra (ajustada): 1983 1998
 Número de observaciones anuales: 16
 Número de observaciones corte transversal: 27
 Número total de observaciones: 330

Variable	Coefficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
D (LPIB)	0,842670	0,075866	11,10735	0,0000
D (PR?)	-0,386587	0,017840	-21,66959	0,0000
D (LPGAS)	-0,388906	0,030809	-12,62327	0,0000
D (IM?(-1))	0,338558	0,030255	11,19011	0,0000
R-cuadrado.....	0,810455	Media variable dep.		0,044880
R-cuadrado ajustado	0,808711	E.S. variable dep.		0,063841
E.S. de la regresión	0,027922	Suma cuadrado residuos		0,254157
Estadístico-F	464,6370	Coef. autocorrelación serial		-0,080
Prob (Estadístico-F)	0,000000			

Ecuación 4.b. Mínimos cuadrados ponderados

Variable dependiente: D (IM?)
 Muestra: 1983 1998
 Número de observaciones anuales: 16
 Número de observaciones corte transversal: 27
 Número total de observaciones: 330

Variable	Coefficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
D (LPIB)	0,845510	0,065785	12,85266	0,0000
D (PR?)	-0,377158	0,013818	-27,29563	0,0000
D (LPGAS)	-0,367209	0,028462	-12,90193	0,0000
D (IM?(-1))	0,362582	0,027279	13,29182	0,0000

Estadísticos ponderados

R-cuadrado.....	0,867597	Media variable dep.		0,050695
R-cuadrado ajustado	0,866379	E.S. variable dep.		0,076150
E.S. de la regresión	0,027836	Suma cuadrado residuos		0,252598
Estadístico-F	712,0598	Coef. autocorrelación serial		-0,080
Prob (Estadístico-F)	0,000000			

Estadísticos no ponderados

R-cuadrado.....	0,809598	Media variable dep.		0,044880
R-cuadrado ajustado	0,807846	E.S. variable dep.		0,063841
E.S. de la regresión	0,027985	Suma cuadrado residuos		0,255306
Coeficiente Autocorrelación serial	-0,12			

Nota: Todas las variables están expresadas en incrementos del logaritmo. PIB expresa el producto interior bruto, PR el peaje pagado por km, PGAS el precio de la gasolina, IM la intensidad media de tráfico.

CUADRO A.5.

ESTIMACIÓN GRUPO ELASTICIDAD MEDIA ALTA

Ecuación 5.a. Mínimos cuadrados ordinarios

Variable dependiente: D (IM?)

Muestra (ajustada): 1981 1998

Número de observaciones anuales: 18

Número de observaciones corte transversal: 18

Número total de observaciones: 290

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error est.</i>	<i>Estadístico-t</i>	<i>Prob.</i>
D (LPIB)	1,082225	0,104892	10,31755	0,0000
D (PR?)	-0,474755	0,034450	-13,78103	0,0000
D (LPGAS)	-0,283889	0,036091	-7,865979	0,0000
D (IM?(-1))	0,349996	0,037145	9,422411	0,0000
R-cuadrado.....	0,704895	Media variable dep.		0,050435
R-cuadrado ajustado	0,701799	E.S. variable dep.		0,068782
E.S. de la regresión	0,037560	Suma cuadrado residuos		0,403478
Estadístico-F	227,7153	Coef. autocorrelación serial		-0,23
Prob (Estadístico-F)	0,000000			

Ecuación 5.b. Mínimos cuadrados ponderados

Variable dependiente: D (IM?)

Muestra: 1981 1998

Número de observaciones: 18

Número de observaciones corte transversal: 18

Número total de observaciones: 290

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error est.</i>	<i>Estadístico-t</i>	<i>Prob.</i>
D (LPIB)	0,870633	0,077994	11,16280	0,0000
D (PR?)	-0,467033	0,031210	-14,96403	0,0000
D (LPGAS)	-0,342751	0,025944	-13,21138	0,0000
D (IM?(-1))	0,411242	0,029468	13,95563	0,0000

Estadísticos ponderados

R-cuadrado.....	0,816773	Media variable dep.		0,064306
R-cuadrado ajustado	0,814851	E.S. variable dep.		0,085933
E.S. de la regresión	0,036976	Suma cuadrado residuos		0,391023
Estadístico-F	424,9694	Coef. autocorrelación serial		-0,12
Prob (Estadístico-F)	0,000000			

Estadísticos no ponderados

R-cuadrado.....	0,699329	Media variable dep.		0,050435
R-cuadrado ajustado	0,696176	E.S. variable dep.		0,068782
E.S. de la regresión	0,037913	Suma cuadrado residuos		0,411087
Coeficiente autocorrelación serial	-0,33			

Nota: Todas las variables están expresadas en incrementos del logaritmo. PIB expresa el producto interior bruto, PR el peaje pagado por km, PGAS el precio de la gasolina, IM la intensidad media de tráfico.

CUADRO A.6.

ESTIMACIÓN GRUPO ELASTICIDAD ALTA

Ecuación 6.a. Mínimos cuadrados ordinarios

Variable dependiente: D (IM?)
 Muestra (ajustada): 1989 1998
 Número de observaciones anuales: 10
 Número de observaciones corte transversal: 5
 Número total de observaciones: 40

Variable	Coefficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
D (LPIB)	0,921583	0,174412	5,283935	0,0000
D (PR?)	-0,814807	0,136923	-5,950833	0,0000
D (LPGAS)	-0,204530	0,165841	-1,233291	0,2255
D (IM?(-1))	0,370215	0,068109	5,435648	0,0000
R-cuadrado.....	0,870466	Media variable dep.		0,058882
R-cuadrado ajustado	0,859672	E.S. variable dep.		0,058482
E.S. de la regresión	0,021908	Suma cuadrado residuos		0,017278
Log likelihood	98,18656	Estadístico-F		80,63981
Coef. Autocorrelación serial	-0,050	Prob(Estadístico-F)		0,000000

Ecuación 6.b. Mínimos cuadrados ponderados

Variable dependiente: D (IM?)
 Muestra: 1989 1998
 Número de observaciones: 10
 Número de observaciones corte transversal: 5
 Número total de observaciones: 40

Variable	Coefficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
D (LPIB)	0,694205	0,152608	4,548942	0,0001
D (PR?)	-0,921514	0,118567	-7,772067	0,0000
D (LPGAS)	-0,263690	0,124803	-2,112849	0,0416
D (IM?(-1))	0,370641	0,053429	6,937112	0,0000

Estadísticos ponderados

R-cuadrado.....	0,924525	Media variable dep.		0,073183
R-cuadrado ajustado	0,918236	E.S. variable dep.		0,073919
E.S. de la regresión	0,021137	Suma cuadrado residuos		0,016084
Log likelihood	105,4194	Estadístico-F		146,9933
Coefficiente Autocorrelación serial	-0,19	Prob(Estadístico-F)		0,000000

Estadísticos no ponderados

R-cuadrado.....	0,863265	Media variable dep.		0,058882
R-cuadrado ajustado	0,851870	E.S. variable dep.		0,058482
E.S. de la regresión	0,022508	Suma cuadrado residuos		0,018239
Coefficiente autocorrelación serial	0,001			

Nota: Todas las variables están expresadas en incrementos del logaritmo. PIB expresa el producto interior bruto, PR el peaje pagado por km, PGAS el precio de la gasolina, IM la intensidad media de tráfico.

CUADRO A.7.

ESTIMACIÓN MODELO RESTRINGIDO

Ecuación 7.a. Mínimos cuadrados ordinarios

Variable dependiente: D (IMD?)

Muestra: 1981 1998

Número de observaciones: 18

Número total de observaciones: 990

Variable	Coefficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
D (LPIB)	0,979309	0,050212	19,50347	0,0000
D (LPGAS)	-0,310918	0,018600	-16,71624	0,0000
D (IMD(-1))	0,359004	0,019183	18,71518	0,0000
D (PR1).....	-0,207693	0,021819	-9,519037	0,0000
D (PR2).....	-0,478110	0,029417	-16,25302	0,0000
D (PR3).....	-0,372507	0,020064	-18,56627	0,0000
D (PR4).....	-0,788320	0,130563	-6,037836	0,0000

Ecuación 7.b. Mínimos cuadrados ponderados

Variable dependiente: D (IMD?)

Muestra: 1981 1998

Número de observaciones: 18

Número total de observaciones: 990

Variable	Coefficiente	Error est.	Estadístico-t	Prob.
D (LPIB)	0,886591	0,040456	21,91509	0,0000
D (LPGAS)	-0,331805	0,015053	-22,04228	0,0000
D (IMD(-1))	0,384477	0,016079	23,91125	0,0000
D (PR1).....	-0,210097	0,017938	-11,71239	0,0000
D (PR2).....	-0,466639	0,031031	-15,03786	0,0000
D (PR3).....	-0,372289	0,013493	-27,59171	0,0000
D (PR4).....	-0,783348	0,072550	-10,79731	0,0000

Nota: Todas las variables están expresadas en incrementos del logaritmo. PIB expresa el producto interior bruto, PGAS el precio de la gasolina, IM la intensidad media de tráfico, PR1, peaje grupo elasticidad baja, PR2, peaje grupo elasticidad media-baja, PR3, peaje grupo elasticidad media-alta, PR4 peaje grupo elasticidad alta.

Resumen

A través de la formación de un panel de datos constituido por distintos tramos de autopistas, y para una muestra temporal que, en general, incluye datos desde principios de los ochenta hasta la actualidad, el artículo analiza la elasticidad de la demanda de tráfico por autopistas en España con respecto a sus principales determinantes. Se comprueba una elevada elasticidad de la demanda con respecto al nivel de actividad económica, recogido por el PIB, a la vez que la elasticidad precio (peaje) *promedia* se sitúa en el entorno de 0,3. No obstante, esta elasticidad precio varía en función de las características de la carretera alternativa, pudiendo en algunos casos alcanzar valores próximos a la unidad. Por otro lado, a través de la estimación de un modelo de captación de tráfico por autopistas, se comprueba la elevada capacidad explicativa del grado de absorción que tienen la intensidad de tráfico y la velocidad de la ruta alternativa.

Palabras clave: elasticidad de la demanda, captación de tráfico, peaje, transporte privado.

Abstract

Through the formation of a data panel composed of different sections of motorways and for a time sample that, in general, includes data from the early eighties to the present day, the article examines the elasticity of motorway traffic demand in Spain in respect of its main determinants. We find a considerable elasticity of demand in relation to the level of economic activity, reflected by the GDP, while the *mean* price (toll) elasticity is situated at around 0.3. This price elasticity, however, varies according to the features of the alternative road and may in some cases reach values close to unity. On the other hand, through the estimation of a model of traffic winning by motorways, we confirm that the traffic intensity and speed of the alternative route are decisive factors in explaining the degree of absorption.

Key words: elasticity of demand, traffic winning, toll, private transport.

JEL classification: R40, R41.