



**Universitat Autònoma de Barcelona**

Departamento de Economía Aplicada  
Programa de Doctorado en Economía Aplicada

Tesis Doctoral

***“Tres Ensayos sobre Economía del Transporte”***

Adriana K. Ruiz Marín

**Directora**

Anna Matas Prat

**Director**

Josep Lluís Raymond

Barcelona, 2015

## *Agradecimientos*

Ante todo, deseo expresar mi más sincero y profundo agradecimiento a los directores de la tesis, Anna Matas y Josep Lluís Raymond, quienes me guiaron con sabiduría y me alentaron hasta el final. Así como, al profesor John Preston por su apoyo durante mi estancia en la Universidad de Southampton.

Igualmente, quiero dar las gracias a la Agència de Gestió d'Ajuts Universitaris i de Recerca (AGAUR) y a la Generalitat de Catalunya por la financiación recibida a través del programa de becas predoctorales de formación de personal investigador (FI-DGR 2010).

A mis compañeros del programa de doctorado con quienes compartí conocimientos, ideas y risas, en especial, a Lina, Luciana, Johnfredy, Alessandra y Sayuri.

A mi madre Judith, a mi tía Lourdes y a mi gran amiga Ambar, por su fe en mí y apoyo moral y espiritual en todo momento.

A mi hija Stephany que ha sido la fuerza y motor de cada uno de mis pasos.

Y, en general, a todos aquellos que me acompañaron durante el desarrollo de la tesis doctoral.

# Índice

<b>INTRODUCCIÓN.....</b>	<b>5</b>
<b>Capítulo I “Las subvenciones al transporte público en Barcelona” .....</b>	<b>8</b>
I.1. INTRODUCCIÓN.....	9
I.2. REVISIÓN DE LA LITERATURA.....	10
I.3. EL SISTEMA DE TRANSPORTE PÚBLICO Y LAS SUBVENCIONES EN LA RMB.....	12
I.4. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS SOBRE LOS EFECTOS REDISTRIBUTIVOS.....	19
CURVA DE CONCENTRACIÓN E ÍNDICE DE CONCENTRACIÓN.....	19
ÍNDICE DE KAKWANI .....	20
ÍNDICE DE REYNOLDS-SCHMOLENSKY .....	20
I.5. ANÁLISIS EMPÍRICO.....	21
DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES Y LOS DATOS .....	21
I.6. RESULTADOS DEL ANÁLISIS REDISTRIBUTIVO.....	32
ANÁLISIS POR TIPO DE INDIVIDUOS Y CARACTERÍSTICAS DEL VIAJE .....	32
ANÁLISIS TERRITORIAL.....	40
I.7. ANÁLISIS ECONOMÉTRICO.....	46
EL MODELO .....	47
DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES .....	48
METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA: EL MODELO DE HECKMAN.....	50
ESTIMACIÓN Y ANÁLISIS DE RESULTADOS .....	51
ESTIMACIÓN DEL ÍNDICE DE ACCESIBILIDAD: MODELO B.....	56
I.8. CONCLUSIONES.....	58
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	60
ANEXOS .....	62
<b>Capítulo II “Infraestructuras viarias y flujos de inversión” .....</b>	<b>66</b>
II.1. INTRODUCCIÓN .....	67
II.2. REVISIÓN DE LA LITERATURA.....	68
MODELIZACIÓN DE LAS DECISIONES DE LOCALIZACIÓN .....	73
II.3. ANÁLISIS EMPÍRICO.....	74
DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES.....	75
DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LOS DATOS .....	78
II.4. EL MODELO.....	83
SELECCIÓN DEL PARÁMETRO DE DECAIMIENTO EN EL POTENCIAL DE MERCADO ....	85
METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA.....	86
II.5. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN .....	95
EVALUACIÓN DE POLÍTICAS DE INVERSIÓN EN INFRAESTRUCTURAS VIARIAS .....	97
IMPACTO DE UNA REDUCCIÓN DEL TIEMPO DE VIAJE EN UN 10%.....	100

II.6. CONCLUSIONES.....	103
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	104
ANEXOS .....	108
<b>Capítulo III “La respuesta del tráfico a cambios en el peaje” .....</b>	<b>115</b>
III.1. INTRODUCCIÓN .....	116
III.2. REVISIÓN DE LA LITERATURA.....	118
TARIFICACIÓN VIARIA Y AUTOPISTAS DE PEAJE .....	118
MODELIZACIÓN DE LA DEMANDA DE AUTOPISTAS DE PEAJE .....	120
ELASTICIDADES DE LA DEMANDA DE TRÁFICO .....	123
III.3. ANÁLISIS EMPÍRICO .....	124
SELECCIÓN DE LOS TRAMOS .....	124
DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES.....	126
DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LOS DATOS .....	128
III.4. EL MODELO .....	132
MODELO DE DEMANDA DEL TRÁFICO CON RESTRICCIÓN DE CAPACIDAD .....	132
METODOLOGÍA ECONOMETRICA.....	135
ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE DEMANDA .....	137
III.5. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN.....	138
ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA DE AUTOPISTAS DE PEAJE EN ESPAÑA .....	138
EFECTOS DE UNA POLÍTICA DE SUPRESIÓN DE PEAJES EN ESPAÑA .....	142
EFECTOS SOBRE EL VOLUMEN DE TRÁFICO.....	142
LA PREDICCIÓN DEL TRÁFICO EN EL MODELO DE DEMANDA CON RESTRICCIÓN DE CAPACIDAD .....	144
IMPACTO SOBRE EL BIENESTAR DE LOS USUARIOS .....	145
III.6. CONCLUSIONES .....	147
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	149
ANEXOS .....	151
<b>CONCLUSIONES.....</b>	<b>154</b>

## *Introducción*

Las inversiones en las infraestructuras de transporte o las mejoras en la prestación de servicios de transporte pueden tener un importante impacto económico. Por ello, la creciente literatura en esta área de la economía, en la que destaca, por ejemplo, los trabajos realizados sobre los efectos de las infraestructuras de transporte en el crecimiento económico y la productividad.

Efectivamente, el transporte afecta a los agentes económicos de diferentes maneras. En el caso de las empresas, por ejemplo, influye en su productividad, en los costes de producción, en el acceso a los mercados, en el flujo de información y en el número de proveedores disponibles. En relación con los hogares, puede influir en la cantidad, variedad y precio de los bienes y servicios disponibles en el mercado, así como, en sus oportunidades y opciones laborales.

Asimismo, como los inversionistas se ven atraídos por aquellas regiones que cuentan con buenas vías de comunicación, las autoridades gubernamentales han aplicado políticas públicas dirigidas a mejorar la calidad o la dotación de las infraestructuras en las regiones menos desarrolladas para hacerlas más atractivas y, así, reducir las disparidades territoriales, aun cuando ello pueda implicar pérdidas de eficiencia.

Si, por una parte, desde el punto de vista social, debe garantizarse un derecho de mínimo acceso al transporte para todas las personas, especialmente, para aquellas que más lo necesiten. Por otra parte, desde el punto de vista de la eficiencia, también la política de transporte puede aplicarse para corregir varias externalidades negativas generadas por el uso del vehículo privado, tales como, la congestión, la contaminación, los accidentes y el ruido.

De este modo, son amplios y de gran interés los temas que pueden estudiarse dentro de la economía de transporte. En este sentido, España nos presenta un panorama para el análisis muy atractivo, puesto que desde 1970 se han implementado importantes políticas de transporte y se han llevado a cabo grandes inversiones en infraestructuras, parte de las cuales fueron impulsadas por la financiación de los fondos europeos. Como resultado de estas actuaciones, actualmente, España posee una excelente dotación de infraestructuras

de transportes<sup>1</sup>, por ello, el *Global Competitiveness Index* de 2014-2015, elaborado por el *World Economic Forum*, considera que ésta es una ventaja competitiva para el país.

En este contexto, la principal finalidad de la tesis doctoral es evaluar el impacto económico de diferentes políticas de transporte aplicadas en España. Para ello, el trabajo está estructurado en tres capítulos independientes que corresponden cada uno al análisis de una política de transporte específica. Por consiguiente, el primer capítulo tiene como objetivo estudiar la política de subvenciones al transporte público en la Región Metropolitana de Barcelona (RMB) en términos de su impacto redistributivo por categorías de personas y por territorios. Por su parte, en el segundo capítulo se evalúa cómo las inversiones en las infraestructuras viarias han influido en los flujos de inversión de mayor contenido tecnológico hacia las provincias. Por último, en el capítulo tres se desarrolla un modelo de demanda de tráfico por autopistas que permite analizar el impacto de diferentes políticas de peaje.

De esta manera, en el **capítulo I**, para analizar los efectos redistributivos, se emplea la última Encuesta de Movilidad Cotidiana disponible, aplicada en Cataluña en 2006, y se calcula la "subvención mensual por kilómetro" de los títulos integrados para los desplazamientos por motivos laborales. Un aspecto interesante del análisis es que la subvención se calcula teniendo en cuenta los costes adicionales de los trasbordos en el sistema. Así, se estudia cómo se distribuyen las subvenciones considerando, por una parte, las características de los individuos y de los viajes, y, por otra, las diferentes zonas que comprende la RMB. Además, se calculan varios indicadores de desigualdad, tales como, el índice de concentración, el índice de Kakwani y el índice Reynolds-Schmolensky. En general, los resultados sugieren que, desde la perspectiva socioeconómica, la política de subvención ha sido progresiva y, a nivel territorial, los mayores efectos redistributivos se han concentrado en los distritos de Barcelona y los municipios adyacentes a la ciudad. Adicionalmente, se estiman dos ecuaciones, una, sobre la probabilidad de uso del transporte público y, otra, sobre los determinantes de las subvenciones, empleando el método de Heckman por Máxima Verosimilitud, a partir del cual, también, se deriva un índice de accesibilidad por zonas para la RMB.

Por su parte, en el **capítulo II** se utilizan datos agregados a nivel de provincias durante el período 1977-2008, para estimar una función en la cual los flujos de inversión de mayor contenido tecnológico dependen del potencial de mercado, PIB, diversificación

---

<sup>1</sup> Teniendo en cuenta la calidad de la infraestructura viaria, ferroviaria, portuaria y aeroportuaria.

económica, costes laborales unitarios y años medios de estudios. La estimación de la ecuación con efectos fijos temporales y de provincias se lleva a cabo mediante PCSE para corregir la matriz de varianzas y covarianzas por heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial. Además, la existencia de una relación de cointegración entre las variables, permite estimar por *Dynamic Ordinary Least Square* (DOLS) para tener en cuenta el potencial sesgo de endogeneidad. Adicionalmente, el estudio sugiere que, para evaluar correctamente el impacto final de una mejora en las infraestructuras viarias sobre la economía, se deben incorporar las diferentes interacciones entre las variables del modelo, mediante la definición de un sistema de ecuaciones. Asimismo, en el estudio se construye un índice que tiene en cuenta, tanto la inversión en autopistas y carreteras, como su efecto sobre el PIB, a partir del cual se obtiene que la política de inversión favoreció, especialmente, a las provincias que inicialmente tenían bajos niveles de PIB real per cápita (tales como, Almería, Granada, Jaén, Lugo), mientras que las provincias más ricas fueron las menos favorecidas (por ejemplo, Girona, Tarragona y Barcelona).

En el **último capítulo** se desarrolla una función de demanda de tráfico para las autopistas de peaje que incorpora las restricciones de capacidad de las infraestructuras. Para ello, se analizan 75 tramos de 12 autopistas de peaje españolas (en total 1307 km) durante el período 1980-2013 y se plantea una ecuación de demanda dinámica, con la cual se pueden estimar las elasticidades con respecto al precio del combustible, PIB y peaje, de corto y largo plazo. Como una aplicación, se evalúan los efectos de una política de supresión de peajes en términos de su impacto en el volumen de tráfico y sobre el bienestar de los usuarios.

# ***Capítulo I “Las subvenciones al transporte público en Barcelona”***

## ***Un análisis de sus efectos redistributivos***

**RESUMEN:** El estudio analiza los efectos redistributivos de las subvenciones al transporte público en la Región Metropolitana de Barcelona. La variable clave “subvención mensual por kilómetro” se calcula considerando los trasbordos realizados en el sistema. Los resultados indican que los individuos del primer quintil de la renta son los que más se benefician de las subvenciones, lo cual se puede explicar porque éstos son los que usan con mayor frecuencia el transporte público y realizan más trasbordos. Además, el cálculo de los indicadores de desigualdad confirma que la política de subvención ha sido progresiva, aunque su capacidad redistributiva en la población ha sido muy limitada. Por otra parte, el análisis territorial muestra que los mayores efectos redistributivos se ubican en Barcelona y en los 34 municipios más cercanos a ella. En particular, se obtiene que la política de subvenciones fue progresiva y con efectos redistributivos, relativamente, importantes en El Prat, Nou Barris, Santa Coloma de Gramenet y Sant Adrià de Besòs. También, en el estudio se deriva un índice de accesibilidad, a partir del cual destacan, como áreas más accesibles, Ciutat Vella, Sant Andreu y Sants; y, como menos accesibles, Matadepera, Arenys de Munt, Sant Quintí de Mediona, Castellet i la Gornal.

**PALABRAS CLAVES:** Transporte público, subvenciones, efectos redistributivos.

**CÓDIGO JEL:** R41, H23.

## I.1. INTRODUCCIÓN

A finales del año 2000 se aprobó el proyecto de integración tarifaria para la Región Metropolitana de Barcelona (RMB) cuyo principal objetivo fue promover el uso del transporte público en la región. Para ello, se creó un sistema de tarifas por zonas y se definieron varios títulos integrados válidos para todos los modos de transporte público.

En efecto, la introducción del sistema tarifario integrado conllevó a un incremento del uso del transporte público. No obstante, ello también supuso un aumento de los costes operativos superior al de la recaudación tarifaria, en consecuencia, las transferencias públicas fueron creciendo año tras año. En un contexto de mayores restricciones presupuestarias, es de interés saber quiénes se favorecen de dichas subvenciones y si éstas se justifican en términos de equidad.

Con esta finalidad se desarrolla el presente estudio, concretamente, se analizará el impacto redistributivo de la política de subvenciones, evaluando cómo la misma afecta a diferentes grupos de individuos. Adicionalmente, puesto que las subvenciones también se distribuyen de forma distinta en el territorio, un segundo objetivo de la investigación es determinar cómo varía el impacto redistributivo entre diferentes zonas de la RMB.

A continuación, se lleva a cabo una revisión de la literatura sobre las subvenciones al transporte público. Posteriormente, se explica cómo es el sistema de transporte público en la RMB. En el apartado 4 se plantean algunas consideraciones metodológicas sobre el análisis redistributivo. Seguidamente, se lleva a cabo el análisis empírico para las subvenciones al transporte público en la RMB, para ello, se definen las variables y se describen los datos. Posteriormente, en el apartado 6, se presentan los resultados obtenidos. Luego, utilizando técnicas econométricas se analizan los determinantes de la subvenciones al transporte público. Finalmente, se plantean las conclusiones en el apartado 8.

## I.2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

### LAS SUBVENCIONES AL TRANSPORTE PÚBLICO

De acuerdo con la literatura, la implementación de la política de subvenciones al transporte público se justifica en términos de:

- i. Objetivos sociales y redistributivos relacionados con la importancia de la disponibilidad, accesibilidad y asequibilidad del transporte para el bienestar de todas las personas, especialmente, para aquellas que más lo necesitan, tales como, quienes no tienen coche, ancianos, pobres y discapacitados (Serebrisky, et al 2009; Cropper y Bhattacharya, 2012; Starrs y Perrins, 1989).
- ii. Promover el uso del transporte público y, a su vez, desincentivar el uso del vehículo privado con la finalidad de reducir sus externalidades negativas, por ejemplo, congestión, contaminación, accidentes y ruido (Parry y Small, 2009; Nash et al, 2002).
- iii. La existencia de economías de escala o economías de densidad (efecto Mohring) que suceden cuando, al incorporarse nuevos usuarios y aumentar la frecuencia del servicio de transporte público, se reduce el tiempo de espera de todos los usuarios en su conjunto, entonces, la subvención se introduce para internalizar este efecto positivo y, de este modo, lograr niveles socialmente óptimos de tarifa y frecuencia del servicio (van Reeve, 2008; Basso y Jara-Díaz, 2010; Savage y Small, 2010).

Como explica Preston (2008), también existen argumentos en contra asociados con que las subvenciones pueden traducirse en mayores costes salariales y bajos niveles de productividad (Mackie, 2001); ampliaciones ineficientes de los servicios de transporte público a áreas remotas de baja densidad (Small y Verhoef, 2007); y en la aplicación de impuestos para su financiación que pueden generar distorsiones adicionales al mercado.

No obstante lo anterior, en casi todo el mundo el transporte público está subvencionado (Serebrisky et al, 2009). Por mencionar solo algunos casos, en el año 2012 en Estados Unidos el 62.8% de los costes operativos del transporte público provinieron de fondos públicos<sup>2</sup>; en España la ratio de cobertura promedio fue de 53%<sup>3</sup>; en Inglaterra el 42% de los ingresos operativos del autobús (£5444 millones) los aportó el sector público<sup>4</sup>.

En el presente trabajo nos concentraremos en el efecto redistributivo de las subvenciones al transporte público, es decir, en conocer quiénes son los que reciben dichas

---

<sup>2</sup> APTA (2014)

<sup>3</sup> OMM (2014)

<sup>4</sup> Department for Transport, Reino Unido.

transferencias dentro de la RMB. En este sentido, en la literatura académica no hay consenso en torno a que sean los individuos de menores rentas o más necesitados de este servicio los que más se beneficien de esta política.

Al respecto en el trabajo de Pucher (1983) se analiza el impacto redistributivo de las subvenciones al transporte público de seis áreas metropolitanas de Estados Unidos considerando la carga impositiva para su financiación. El autor concluye que las subvenciones benefician de forma significativa a los usuarios de menores rentas. Además, señala que el mayor efecto progresivo se experimenta en aquellas ciudades menos densas, con menos oferta de transporte público y con una alta proporción de usuarios con bajos ingresos que dependen del transporte público. Por el contrario, los menores efectos progresivos son para aquellas ciudades que prestan servicios ferroviarios a individuos de altas rentas. Adicionalmente, el autor indica que quienes están más subvencionados son aquellos que viajan largas distancias o que viven fuera de la ciudad.

En contraposición, Hay (1986) al analizar el impacto de una reducción de las tarifas de autobuses de, aproximadamente, un 70% en Sheffield-Rotherham, Inglaterra, durante 1972-1981, halla que no hubo efectos redistributivos a favor de los hogares de menores rentas, puesto que los hogares de rentas altas al realizar proporcionalmente más viajes se beneficiaron en mayor medida de las subvenciones que se aplicaron por dicha política.

Para el caso de España, Asensio, et al (2003) demuestran la existencia de efectos progresivos en las subvenciones al transporte público en Madrid, Barcelona, Sevilla, Valencia y Zaragoza. Sin embargo, los autores indican que el efecto redistributivo total en términos de reducción de la desigualdad de la renta es muy bajo, debido a que el gasto en transporte público representa una pequeña proporción de la renta de los hogares.

En un trabajo posterior solo para la Comunidad de Madrid, Vassallo et al (2009) analizan la política de transporte público y concluyen que no encuentran suficiente evidencia que indique que las subvenciones contribuyan a promover la equidad social en la región. Primero, porque el gasto en transporte público representa un pequeño porcentaje de la renta (alrededor del 1%, en promedio) y no decrece sustancialmente con el nivel de la misma y, segundo, porque los datos no indican que los individuos de rentas bajas son los que utilizan más intensamente el transporte público.

Por su parte, Serebrisky, et al (2009) señalan que la evidencia disponible no indica que los pobres mejoren con las actuales políticas de subvenciones aplicadas en países en desarrollo o desarrollados. En este sentido, Starrs y Perrins (1989) sugieren que este tipo

de subvenciones tendrían un mayor efecto sobre la distribución de la renta a favor de los más pobres y contribuirían en mayor grado a ayudar a los más necesitados de este servicio si se aplicasen subvenciones focalizadas a estos grupos de individuos en vez de implementar subvenciones generales a todo el servicio.

### **I.3. EL SISTEMA DE TRANSPORTE PÚBLICO Y LAS SUBVENCIONES EN LA RMB**

La Región Metropolitana de Barcelona (RMB) comprende 164 municipios, con una población de 5.01 millones de habitantes<sup>5</sup> en una superficie de 3237.1 km<sup>2</sup>. Su oferta de transporte público incluye los servicios de metro, autobús urbano e interurbano, tranvía y tren, los cuales operan en una red que cubre 14200 km de longitud<sup>6</sup>. El organismo encargado de coordinar, planificar y gestionar el sistema de transporte público en la región es la Autoritat del Transport Metropolità (ATM).

La ATM se define como “un consorcio interadministrativo” en donde participan la Generalitat de Catalunya, el Ayuntamiento de Barcelona, el Área Metropolitana de Barcelona (AMB), la Agrupación de Municipios titulares de Transporte Urbano de la 2ª corona metropolitana de Barcelona (AMTU) y, como observador, la Administración General del Estado. Entre sus funciones están: gestionar el transporte; fijar sus tarifas; definir los acuerdos de financiación con las administraciones públicas; y controlar los ingresos, costes e inversiones de las empresas operadoras.

La ATM fue la responsable de la implantación del sistema tarifario integrado por zonas en enero de 2001, cuyo ámbito territorial está dividido en seis coronas a partir de las cuales se definen las tarifas (ver Mapa 1). En particular, la corona 1 la integran los 18 municipios más dinámicos de la región en cuanto a población y actividades laborales y comerciales.

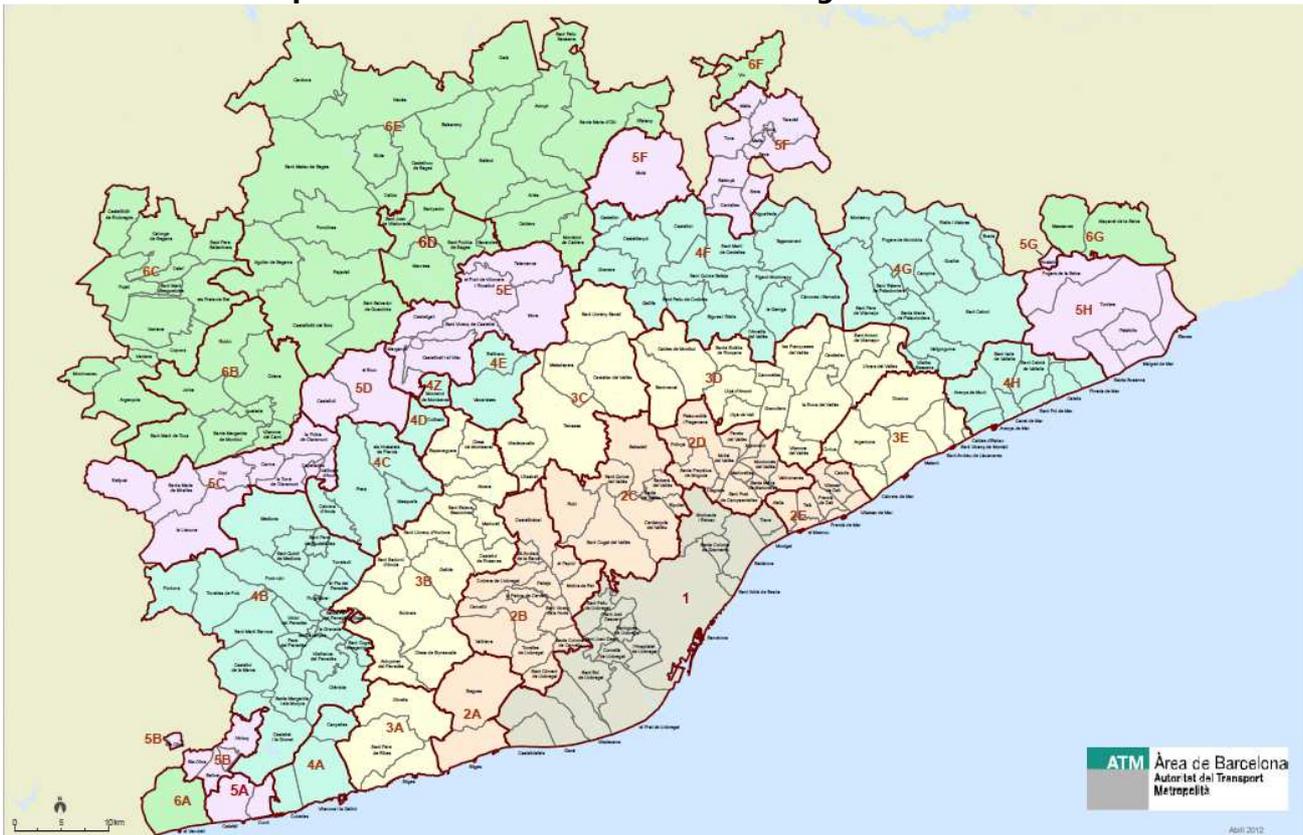
Las tarifas establecidas por la ATM son válidas para todos los modos de transporte y permiten hacer hasta tres transbordos sin cargo adicional dentro de un período de tiempo determinado. Éstas son fijadas en términos del número de zonas que se cruzan en un trayecto (hasta un máximo de seis zonas) y dentro de cada zona la tarifa es la misma independientemente de la distancia recorrida.

---

<sup>5</sup> Año 2010, según datos de la ATM.

<sup>6</sup> ATM (2013)

**Mapa 1 Ámbito del sistema tarifario integrado en la RMB**



En la red de transporte existen diferentes títulos integrados válidos para todos los operadores, entre ellos:

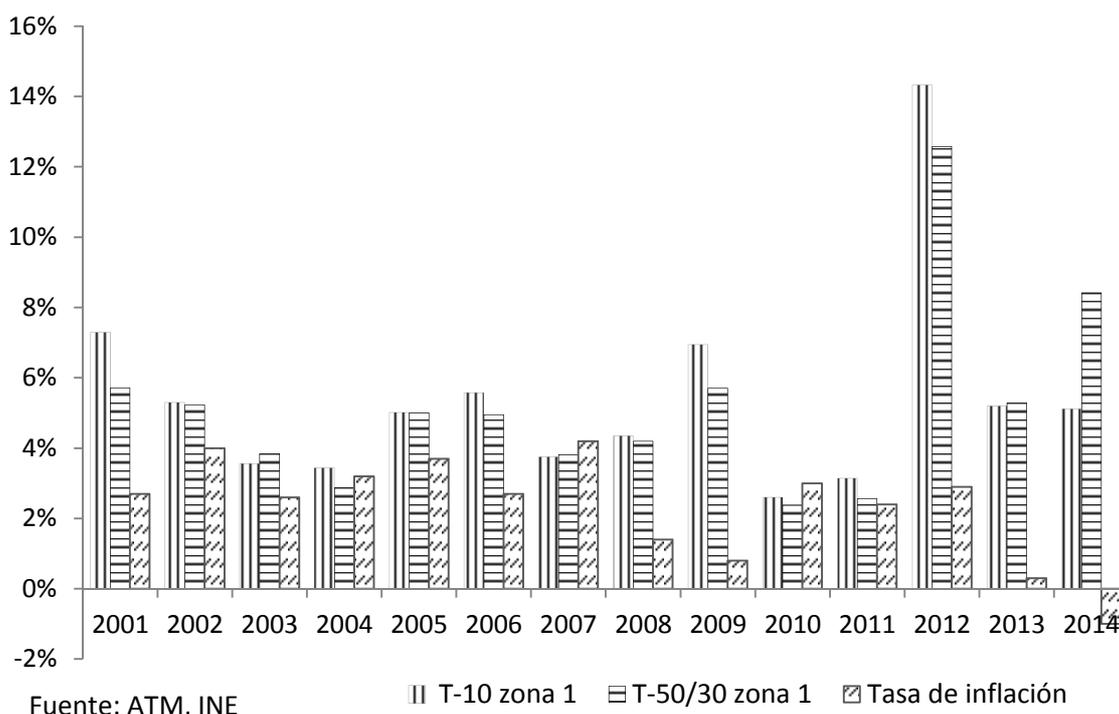
- T-10: permite realizar 10 viajes.
- T-50/30: permite hacer 50 viajes en 30 días.
- T-Mes: título personalizado que le permite a su titular realizar un número ilimitado de viajes dentro de 30 días.
- T-70/30: título con el cual se pueden hacer hasta 70 viajes en 30 días.
- T-Trimestre: título personalizado que permite realizar un número ilimitado de viajes en 90 días.
- T-Jove: título personalizado para personas menores de 25 años, permite realizar un número ilimitado de viajes en 90 días.

Debe tenerse en cuenta que el billete sencillo no es un título integrado, por lo tanto, no es válido para hacer trasbordos.

Las tarifas de los títulos integrados son fijadas anualmente por el Consejo de Administración de la ATM que, según se indica entre sus funciones, se determinan mediante una "política de financiación que defina el grado de cobertura de los costes por ingresos de tarifas". En este sentido, no tenemos evidencia de que existan criterios claros y

concretos que guíen la fijación de dichas tarifas, sin embargo, si podemos decir que sus incrementos han estado, normalmente, por encima del crecimiento general de los precios (ver Gráfico 1). Especialmente, a partir de la crisis económica y hasta el año 2014, la política tarifaria ha estado dirigida a reducir la carga que representan estas transferencias dentro del presupuesto público y, por ello, han aumentado considerablemente las tarifas de los títulos más utilizados en el sistema, tales como, los títulos T-10 y T-50/30.

**Gráfico 1 Tasas de crecimiento de las tarifas**



Con fines comparativos, en el Cuadro 1 se muestran, por zonas, las tarifas de varios títulos para los años 2006 y 2014. Durante este período, el billete sencillo de la zona 1 aumentó un 79%, el T-10 y T-50/30 alrededor del 54%, mientras que el T-Mes un 23%.

**Cuadro 1 Tarifas del transporte público en 2006 y 2014**

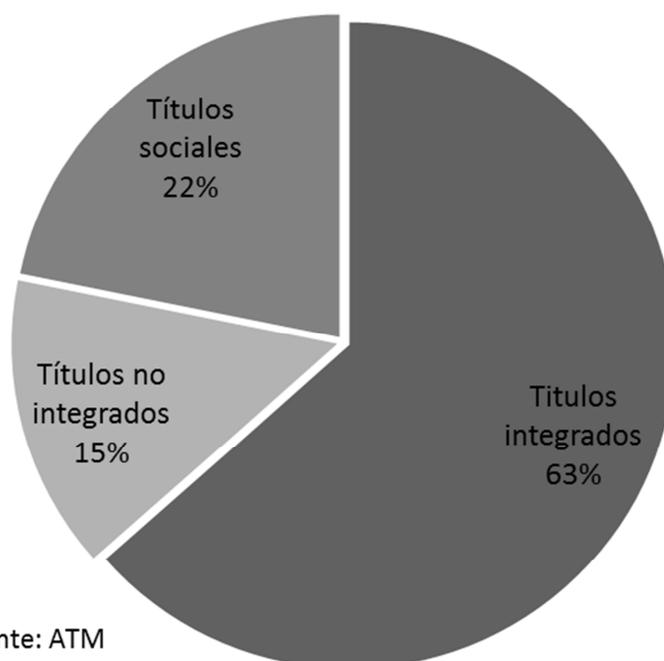
Tarifas año 2006 (€)						
Título de viaje	zona 1	zona 2	zona 3	zona 4	zona 5	zona 6
Billete sencillo	1.20	1.75	2.50	3.30	4.20	4.95
T-Día	5.00	7.90	10.05	11.30	12.85	14.20
T-10	6.65	13.30	18.30	23.50	26.90	28.80
T-50/30	27.55	46.20	64.85	80.70	95.65	106.00
T-70/30	40.45	57.10	78.25	96.60	111.00	119.00
T-Mes	42.75	61.60	83.25	99.15	114.00	121.00
T-Trimestre	118.00	170.00	230.00	274.00	312.00	323.00
T-Jove	100.00	144.00	195.00	233.00	265.00	275.00

Tarifas año 2014 (€)						
Título de viaje	zona 1	zona 2	zona 3	zona 4	zona 5	zona 6
Billete sencillo	2.15	3.00	4.00	5.10	6.50	7.60
T-Día	7.60	12.00	15.25	17.15	19.30	21.70
T-10	10.30	20.30	27.70	35.65	40.95	43.55
T-50/30	42.50	71.00	99.60	122.00	140.00	150.00
T-70/30	59.50	86.05	118.00	144.50	165.50	179.50
T-Mes	52.75	77.45	105.00	124.50	143.00	153.00
T-Trimestre	142.00	211.00	290.00	342.50	390.00	406.00
T-Jove	105.00	155.00	210.00	249.00	285.50	305.50

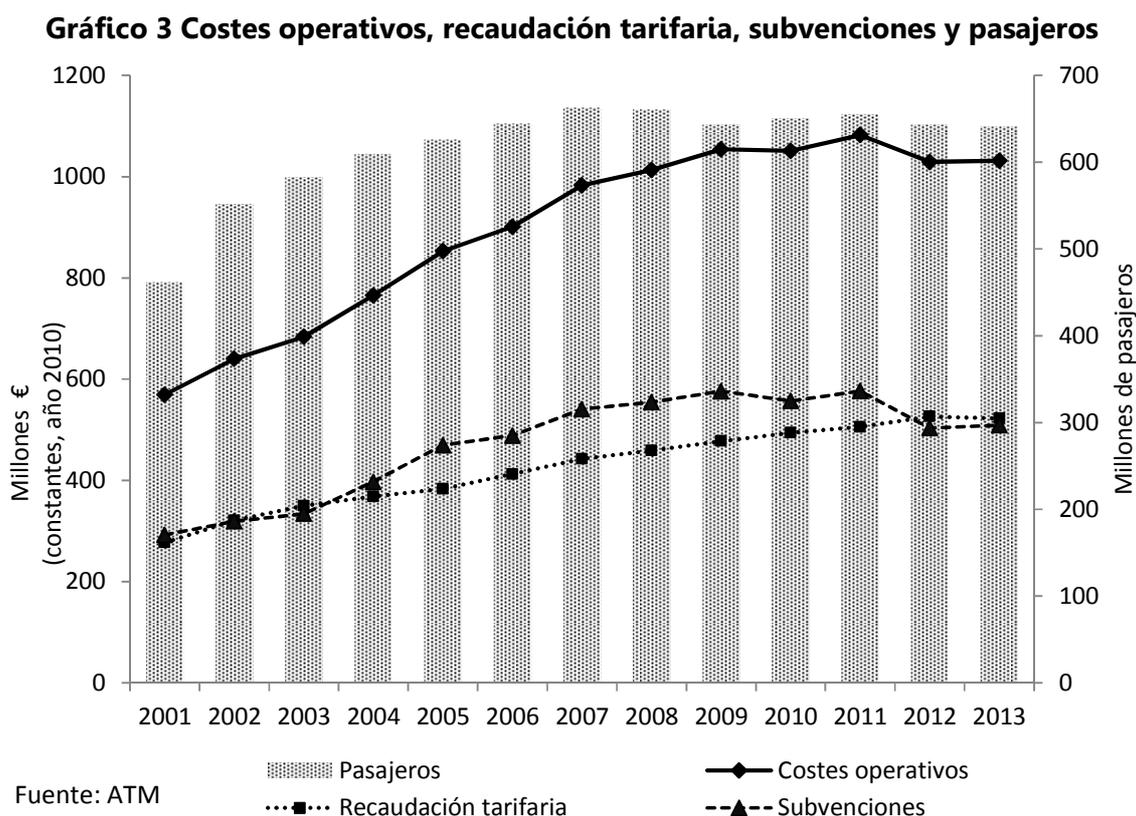
Fuente: ATM

Por otra parte, los títulos integrados son ampliamente utilizados en el sistema tarifario, por ejemplo, según la última memoria publicada por la ATM hasta la fecha, en el año 2013 representaron el 63.4% del total de las validaciones realizadas; en cambio, los títulos sociales se ubicaron en 21.8%; los títulos no integrados de los propios operadores (incluyen los billetes sencillos) representaron el 14.8% (ver Gráfico 2).

**Gráfico 2 Validaciones 2013**

Fuente: ATM

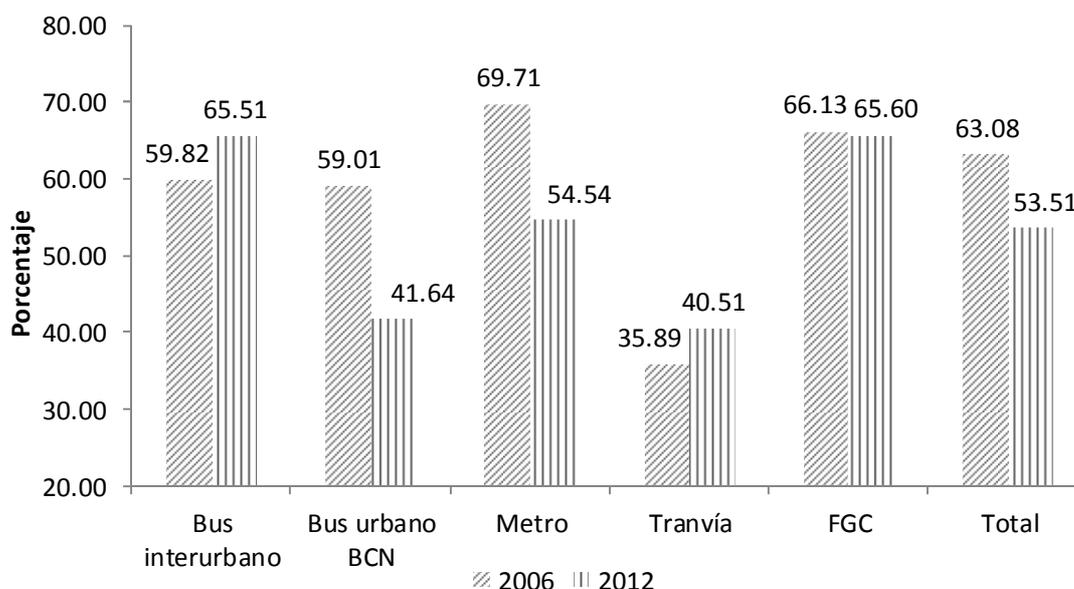
En efecto, tal como se esperaba, la introducción del sistema tarifario integrado conllevó a un incremento del uso del transporte público (Gráfico 3). No obstante, ello también supuso un crecimiento de los costes operativos mucho más alto al experimentado por la recaudación tarifaria. Dado que los costes de la red se financian vía recaudación tarifaria y subvención, esta última aumentó considerablemente, especialmente, entre 2003 y 2009. En concreto, entre 2001 y 2007, justo antes de la crisis económica, las validaciones y la recaudación tarifaria aumentaron un 44% y 60% respectivamente, mientras que los costes operativos un 73% y las subvenciones un 85%.



Como es evidente, en la RMB la recaudación tarifaria no logra cubrir los costes operativos de la red, en consecuencia, el transporte público opera con grandes déficits de explotación, tal como también sucede en muchas otras ciudades del mundo, entre ellas, Berlín, Bruselas, Madrid, Nueva York, París y Santiago de Chile. En este sentido, el porcentaje de los costes operativos que es cubierto por la recaudación tarifaria (ratio de cobertura) se encuentra entre 40.5% y 65.6% para el año 2012, los cuales corresponden al tranvía y a los FGC<sup>7</sup>, respectivamente. Además, como se muestra en el Gráfico 4, no hay evidencia de que a lo largo del tiempo la financiación del transporte público sea cada vez menos dependiente de las transferencias públicas.

<sup>7</sup> Según los informes del Observatorio de la Movilidad Metropolitana (OMM), datos no disponibles para Cercanías Renfe.

**Gráfico 4 Ratio de cobertura 2006 vs 2012**



En el Cuadro 2 se presentan la recaudación tarifaria, los costes operativos, la subvención y la ratio de cobertura por modo de transporte para el año 2006 y 2012, se puede comprobar que las subvenciones han sido un elemento importante para el funcionamiento de la red de transporte público en la región.

**Cuadro 2 Financiación del transporte público en 2006 y 2012**

	Recaudación tarifaria (M€)	Costes operativos (M€)	Subvención (M€)	Ratio de cobertura (%)
<b>Año 2006</b>				
Bus interurbano	65.2	109.0	43.8	59.8
Bus urbano capital	143.7	243.5	99.8	59.0
Metro	175.1	251.2	76.1	69.7
Tranvía	7.5	20.9	13.4	35.9
RENFE	118.4	173.2	54.8	68.3
FGC	53.9	81.5	27.6	66.1
<b>Año 2012</b>				
Bus interurbano	112.0	171.0	59.0	65.5
Bus urbano capital	117.1	281.2	164.1	41.6
Metro	237.9	436.1	198.3	54.5
Tranvía	12.4	30.7	18.3	40.5
RENFE	136.8	n.d.	n.d.	n.d.
FGC	67.3	102.5	35.3	65.6

Fuente: OMM, cálculos propios

Las subvenciones que reciben los operadores del transporte público son proporcionadas por la ATM según contratos-programa previamente definidos entre los organismos responsables del servicio. A su vez, dichos recursos económicos son aportaciones realizadas por la Administración General del Estado, la Generalitat de Catalunya, el

Ayuntamiento de Barcelona y el AMB, a través de contratos-programa y convenios de financiación suscritos entre las partes involucradas. De esta forma, la ATM se encarga de repartir los recursos económicos hacia los operadores de los modos de transporte, conformados por:

- Metro y autobuses urbanos dentro de Barcelona y los municipios adyacentes: gestionados por Transports Metropolitans de Barcelona (TMB), empresa perteneciente al AMB y que ofrece servicios a la ciudad de Barcelona y a diez municipios adicionales<sup>8</sup>.
- Tranvías: gestionados por la empresa TRAM.
- Autobuses urbanos fuera de Barcelona: coordinados por AMTU, asociación integrada por varios operadores de transporte urbano que prestan servicios a 70 municipios de la 2ª corona metropolitana de Barcelona.
- Autobuses interurbanos: gestionados por empresas privadas mediante concesiones otorgadas por la Generalitat de Catalunya.
- Trenes: dos empresas ofrecen servicios ferroviarios, a saber, Ferrocarriles de la Generalitat de Catalunya (FGC) propiedad de la Generalitat de Catalunya y Rodalies de Catalunya (Renfe) gestionada desde el 1º de enero de 2010 también por la Generalitat de Catalunya.

Finalmente, un resumen de las características de la red de transporte público en la RMB para el año 2013 se ofrece en el siguiente cuadro.

**Cuadro 3 Características del transporte público en 2013**

	Líneas	Longitud (km)	veh-km (millones)	Viajes (millones)	Recaudación tarifaria (Millones €)
Metro	7	102.6	84.3	369.9	240.17
Transports de Barcelona	102	879	40.8	183	131.78
Otros autobuses urbanos	120	1045.2	13.1	38.1	20.02
Autobuses AMB (gestión indirecta)	106	1292.6	36.4	74.6	75.86
Autobuses interurbano	352	10251.4	39.7	30.2	38.61
FGC	2	143.9	30.5	75.5	68.27
Renfe	6	456.4	106.5	105.1	136.35
Tranvía	6	29.1	2.5	23.8	12.52
<b>Total</b>	<b>701</b>	<b>14200.2</b>	<b>353.8</b>	<b>900.2</b>	<b>723.58</b>

Fuente: ATM (2013)

<sup>8</sup> Los diez municipios son: Badalona, Cornellà de Llobregat, Esplugues de Llobregat, l'Hospitalet de Llobregat, Sant Adrià de Besòs, Santa Coloma de Gramanet, El Prat, Sant Just Desvern, Sant Joan Despí y Montcada i Reixac.

#### I.4. CONSIDERACIONES METODOLÓGICAS SOBRE LOS EFECTOS REDISTRIBUTIVOS

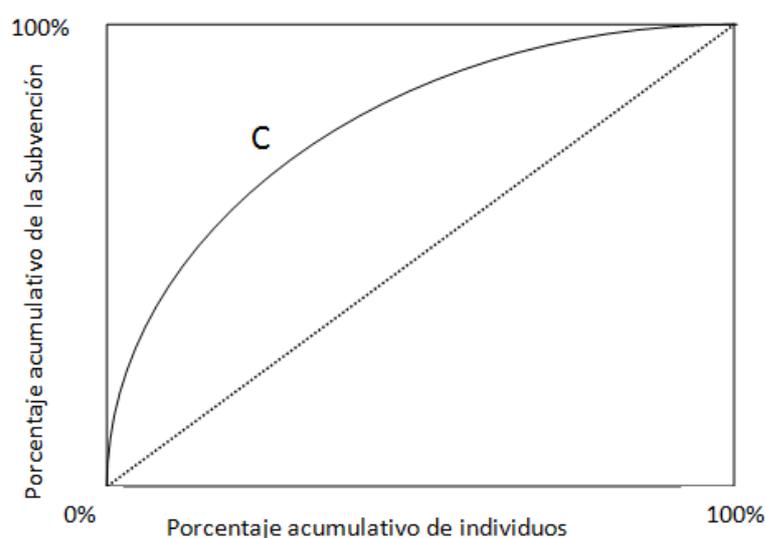
Para llevar a cabo el análisis de los efectos redistributivos se consideran los clásicos indicadores de desigualdad y progresividad que propone la literatura especializada, tales como, la curva y el índice de concentración, el índice de Gini, el índice de Kakwani y el índice de Reynolds-Schmolensky. A continuación, una explicación de cada uno de estos indicadores.

##### **CURVA DE CONCENTRACIÓN E ÍNDICE DE CONCENTRACIÓN**

La **curva de concentración** permite conocer el porcentaje de la subvención que acumula cierto porcentaje de la población, la cual ha sido ordenada de menor a mayor renta. Para trazar la curva de concentración (C) se representa en el eje de las ordenadas la proporción acumulativa de la subvención y en el eje de las abscisas la proporción acumulativa de la muestra ordenada según su renta (ver Gráfico 5). La interpretación de la curva es:

- Si la curva de concentración coincide con la diagonal (línea de igualdad), los individuos reciben la misma proporción de la subvención independientemente de su renta.
- Si la curva de concentración se encuentra por encima de la diagonal indica que los individuos con menores rentas son los que reciben una mayor proporción de la subvención.
- Si la curva se encuentra por debajo de la línea de igualdad implica que la política de subvención favorece más a los que tienen mayores rentas.

**Gráfico 5 Curva de concentración**



Asociada a esta curva se tiene el **índice de concentración** (IC), éste se calcula como el doble del área entre la curva de concentración y la diagonal. Cuanto más alejada esté la línea de concentración de la línea de igualdad, mayor es el IC, ello quiere decir que la subvención se distribuye de forma más desigual entre los grupos de renta. De esta manera, el IC indica quienes reciben la subvención:

- Si IC es negativo indica que la curva de concentración se encuentra por encima de la diagonal, en consecuencia, las subvenciones favorecen más a los que tienen menores rentas.
- Si IC es positivo quiere decir que las subvenciones favorecen a los más ricos, puesto que la curva de concentración está por debajo de la diagonal.

### **ÍNDICE DE KAKWANI**

El índice de Kakwani permite medir la progresividad de la subvención en relación con una distribución inicial de la renta. Se define como el doble del área entre la curva de concentración (definida sobre la subvención como se explicó anteriormente) y la curva de Lorenz (similar a la curva de concentración pero definida sobre la renta) y se calcula como la diferencia entre el índice de concentración de la subvención y el índice de Gini (IG) calculado sobre la renta antes de la subvención ( $w_{ss}$ ):

$$K = IC - IG(w_{ss}) \quad (1)$$

Un valor negativo implica que la curva de concentración se encuentra por encima de la curva de Lorenz y, por lo tanto, las subvenciones contribuyen a reducir la desigualdad. Se dice, entonces, que la política es progresiva.

Un valor positivo implica que la curva de concentración se encuentra por debajo de la curva de Lorenz y, en consecuencia, el efecto de la política se considera regresivo, ya que contribuye a aumentar la desigualdad de la renta.

### **ÍNDICE DE REYNOLDS-SCHMOLENSKY**

El índice de Reynolds-Schmolensky (RS) ofrece una medida sobre la capacidad redistributiva de la subvención. Se define como la diferencia entre el índice de Gini calculado sobre la renta sin subvención ( $w_{ss}$ ) y el calculado considerando la renta después de la subvención ( $w_{cs}$ ). De esta manera, el índice compara la distribución de la renta antes y después de la aplicación de la subvención.

$$RS = IG(w_{ss}) - IG(w_{cs}) \quad (2)$$

Por lo tanto, si el índice RS es positivo quiere decir que la subvención conduce a una distribución de la renta más equitativa, puesto que la transferencia reduce el índice de Gini. Si, por el contrario, el índice resulta negativo indica que la subvención contribuye a aumentar la desigualdad en la distribución de la renta. Finalmente, un valor de cero implica la inexistencia de efectos redistributivos.

Puede demostrarse que el efecto redistributivo de la política de subvención viene determinado por el grado de progresividad y por el importe de la transferencia. En este sentido, una política de subvención puede tener un alto grado de progresividad pero si su peso en la renta es muy pequeño el impacto redistributivo final podría ser marginal.

## I.5. ANÁLISIS EMPÍRICO

### DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES Y LOS DATOS

#### Encuesta de Movilidad Cotidiana

Se dispone de la última Encuesta de Movilidad Cotidiana (Enquesta de Mobilitat Quotidiana, EMQ) correspondiente al año 2006 y elaborada por la ATM y el Departamento de Política Territorial y Obras Públicas de la Generalitat de Catalunya. La EMQ ofrece información detallada sobre los patrones de viaje y las características socioeconómicas y demográficas de una muestra de individuos dentro de la Comunidad Autónoma de Cataluña. En particular, en el presente estudio se analiza solo la RMB donde el sistema de transporte público tiene una mayor presencia.

Concretamente, la EMQ contiene información sobre el origen y destino de los viajes, modos de transporte utilizados en un trayecto, propósito del viaje, tipo de título usado y número de desplazamientos. En cuanto a las características de los individuos, ofrece datos sobre la edad, género, nivel de estudio, lugar de residencia, ocupación, ingreso del hogar y situación laboral.

En nuestra investigación la **unidad de análisis** es el individuo y se consideran solo los ocupados cuyo motivo de viaje es el trabajo. Cabe mencionar que no se estiman los efectos redistributivos de los títulos sociales. De hecho, se asume que se dirigen a los más vulnerables y cumplen con sus objetivos sociales, y nos enfocamos en la subvención que reciben los ocupados al adquirir los títulos integrados para desplazarse a sus puestos de trabajo.

De esta manera, se cuenta con una muestra de 12626 individuos (ver Cuadro 4), de los cuales 26% utilizan el transporte público, 59% usan vehículo privado y el resto (15%) va

caminando o en bicicleta. Teniendo en cuenta el modo de transporte público principal<sup>9</sup> utilizado en el trayecto se obtiene que el 9% corresponde al metro; 6.8% a Renfe; 5% al bus urbano; 3% a los FGC; 1.6% al bus interurbano y 0.4% al tranvía. Cabe mencionar que si se consideran solo los viajes motorizados, el uso del transporte público representa el 31% del reparto modal.

Además, casi el 79% del total de individuos dispone de vehículo privado y un 24% viven en el municipio de Barcelona. Con respecto al género, 7041 individuos son hombres y 5585 mujeres. Por otra parte, casi la mitad tiene entre 30 y 44 años de edad, un 21% entre 16 y 29 años y el otro 31% entre 45 y 64 años.

En cuanto al nivel de estudios, la muestra se distribuye de la siguiente forma: 3585 individuos no tienen estudios o solo primaria aprobada, 4975 tienen secundaria aprobada y 4066 son universitarios.

La EMQ también tiene información sobre el ingreso del hogar mensual, clasificada en seis tramos. Sin embargo, dicha información solo está disponible para 10212 individuos, de los cuales un importante porcentaje (44%) vive en un hogar cuyo ingreso está entre 1000 y 2000 €/mes.

---

<sup>9</sup> Para escoger el modo principal cuando se realizan trasbordo se sigue el siguiente orden de prevalencia: 1º Renfe, 2º FGC, 3º bus interurbano, 4º metro, 5º bus urbano, 6º tranvía. Se considera que la persona va caminando, en bicicleta o en vehículo privado si solo usa estos modos durante todo el trayecto.

**Cuadro 4 Datos de la EMQ**

Categorías		Obs.	Porcentaje
Usa el transporte público	Si	3300	26.1
	No	9326	73.9
	Total	12626	100.0
Modo principal	A pie o bicicleta	1915	15.2
	Bus urbano	633	5.0
	Bus interurbano	202	1.6
	Metro	1177	9.3
	Tranvía	49	0.4
	FGC	379	3.0
	Renfe	860	6.8
	Vehículo privado	7411	58.7
Posee vehículo privado	Si	9941	78.7
	No	2685	21.3
Residencia	Barcelona	3001	23.8
	fuera de Barcelona	9625	76.2
Género	Hombre	7041	55.8
	Mujer	5585	44.2
Edad	16-29	2702	21.4
	30-44	6008	47.6
	45-64	3916	31.0
Nivel de estudios	Sin estudios/primaria	3585	28.4
	Secundaria	4975	39.4
	Universitarios	4066	32.2
Ingreso declarado	Menos de 1000	688	6.7
	1000-2000	4453	43.6
	2000-3000	3221	31.5
	3000-4000	1208	11.8
	4000-5000	383	3.8
	Más de 5000	259	2.5
	Total	10212	100.0

Fuente: EMQ, cálculos propios

El Cuadro 5 muestra el modo de transporte principal usado por los individuos en su trayecto al trabajo para cada tramo del ingreso declarado en la encuesta, por ejemplo, el cuadro indica que el 40% de los individuos con menos de 1000 €/mes de ingresos en el hogar van en vehículo privado<sup>10</sup> al trabajo, mientras que dicho porcentaje es de 69% para los individuos con ingresos superiores a 4000 €/mes. De manera general, en el cuadro se observa que en la medida que aumenta el ingreso del hogar se reduce el porcentaje de los individuos dentro de cada tramo que va caminando o en bicicleta y en transporte público, mientras que aumenta el porcentaje que utiliza vehículo privado. Por modo de transporte público, se aprecia que el porcentaje de individuos se reduce notablemente cuando

<sup>10</sup> Vehículo privado incluye coche, furgoneta, moto, taxi y autobús de empresa.

aumenta el ingreso para el autobús urbano e interurbano; para el metro y el tranvía también se reduce pero ligeramente; y para los trenes (FGC y Renfe) el porcentaje se mantiene estable alrededor de 9.5%.

**Cuadro 5 Distribución por modo de transporte e ingreso del hogar según la EMQ**

Modo de transporte principal	Ingreso del hogar (€)				
	Menos de 1000	1000-2000	2000-3000	3000-4000	Más de 4000
A pie o en bicicleta	25.58	15.74	13.85	10.93	9.5
Vehículo privado	39.97	58.23	61.72	65.81	69.16
Transporte público	34.44	26.03	24.43	23.25	21.33
<i>Tranvía</i>	<i>0.58</i>	<i>0.22</i>	<i>0.43</i>	<i>0.41</i>	<i>0.31</i>
<i>Bus urbano</i>	<i>9.45</i>	<i>5.23</i>	<i>3.94</i>	<i>4.3</i>	<i>3.89</i>
<i>Metro</i>	<i>10.61</i>	<i>10.31</i>	<i>8.29</i>	<i>6.79</i>	<i>7.63</i>
<i>Bus interurbano</i>	<i>4.65</i>	<i>1.64</i>	<i>1.27</i>	<i>0.99</i>	<i>0.31</i>
<i>FCG y Renfe</i>	<i>9.15</i>	<i>8.63</i>	<i>10.5</i>	<i>10.76</i>	<i>9.19</i>
Total	100	100	100	100	100

Finalmente, el Cuadro 6 indica que los individuos con mayores ingresos del hogar recorren, en promedio, una mayor distancia al trabajo, por ejemplo, 8 km para el caso de los individuos en el tramo de menos de 1000 €/mes y 15 km para el tramo de más de 4000 €/mes, lo cual refleja que individuos de mayores rentas tienen menos restricciones en el mercado laboral cuando se trata de la distancia. Por el contrario, los individuos con menores rentas buscan trabajo que estén más cerca de su residencia, de manera que puedan reducir los costes monetarios y de tiempo de sus trayectos y depender menos de la tenencia de vehículos privados.

**Cuadro 6 Ingreso del hogar y distancia recorrida**

Ingreso del hogar (€)	Distancia promedio (km)
Menos de 1000	8.11
1000-2000	11.06
2000-3000	12.35
3000-4000	13.68
Más de 4000	15.32

## **Cálculo de las subvenciones al transporte público**

### Definición

Como indica Nash et al (2002), en la literatura existen dos formas de calcular las subvenciones al transporte. Un primer enfoque relevante para los estudios de eficiencia, implica calcular la subvención en términos del coste marginal con la idea de evaluar en qué proporción el precio no logra cubrir el coste marginal social. Por su parte, el enfoque

del coste promedio suele emplearse cuando se tratan temas de equidad y consiste en comparar el ingreso total y el coste total con la finalidad de evaluar en cuánto los usuarios pagan los costes totales del servicio.

Con base en estas consideraciones, se ha utilizado el segundo enfoque para calcular la subvención al transporte público, como la diferencia entre los costes operativos totales y la recaudación tarifaria total, de la siguiente forma:

$$SUBkm_i = [\sum_j(COkm_j)] - Tkm_i \quad (3)$$

Donde,

$SUBkm_i$  es la subvención que recibe el  $i$ -ésimo individuo en viajeros-km, tal como también se considera en los trabajos de Parry y Small (2009) y de Borger y Swysen (1999).

$COkm_j$  es el coste operativo por viajeros-km del modo  $j$ . En el caso de que el individuo realice trasbordos, se suman todos los costes operativos viajeros-km de los diferentes modos de transporte utilizados durante dicho trayecto, por lo tanto,  $j$ =metro, autobús urbano, autobús interurbano, tranvía, Renfe, FGC.

$Tkm_i$  es la tarifa pagada por el individuo por cada kilómetro que recorre para acudir a su puesto de trabajo.

De esta forma, el cálculo de la subvención tiene en cuenta los costes adicionales que genera el individuo cuando realiza trasbordos. Dado que la tarifa es fija independientemente del número de modos de transporte que utilice en su trayecto (hasta tres trasbordos), la subvención será mayor para los que trasborden porque cada modo de transporte utilizado genera costes adicionales, en consecuencia, ignorar dichos costes implica subestimar considerablemente la subvención que reciben los usuarios del transporte público. Por otra parte, obsérvese que es posible obtener una subvención por kilómetro negativa cuando la tarifa por kilómetro que paga el usuario es superior al coste operativo por kilómetro.

Por consiguiente, la **subvención mensual** recibida por el individuo será:

$$S_i = 2(km_i * SUBkm_i * 4.28 * 5) \quad (4)$$

Es decir, se multiplica para cada individuo  $i$  la subvención por kilómetro y la distancia recorrida, además, se consideran cinco días laborales y 4.28 semanas al mes. Se multiplica por dos para tener en cuenta la ida al trabajo y el regreso a casa.

A continuación, una explicación más detallada sobre cada una de las variables que componen la subvención y las características de los datos.

### Los costes operativos (CO<sub>kmj</sub>)

Se supone que el transporte público opera con rendimientos constantes de escala, es decir que los costes crecen (caen) en la misma proporción en la que aumenta (disminuye) el nivel de servicio, lo cual es posible sostener cuando se consideran solo los costes operativos del sistema, así lo indica la evidencia empírica, especialmente, para el autobús urbano y los modos ferroviarios (Matas y Raymond, 1998; Oum y Waters, 1998).

De este modo, los costes operativos han sido calculados por viajeros-km para cada uno de los modos de transporte público. Para una mayor precisión en los cálculos se han utilizado diferentes fuentes de información y el mayor grado posible de desagregación según la disponibilidad de los datos. Las fuentes han sido las siguientes:

1. Metro y autobuses urbanos dentro de la zona TMB: Se consideran los gastos de explotación y el número de viajeros transportados según la Memoria de Responsabilidad Social Corporativa de TMB, informe 2006. Los kilómetros medios recorridos se obtienen del informe anual 2009 de dicho organismo.
2. Tranvía: Los datos son directamente del OMM (2008).
3. Renfe: los costes operativos se obtienen del OMM (2008), por su parte, los viajeros anuales son de la Memoria Económica y Actividad, informe anual Renfe 2007 y la distancia media de los viajeros proviene del *Pla de Transports de Viatgers de Catalunya 2008-2012* elaborado por el Departamento de Política Territorial y Obras Públicas de la Generalitat de Catalunya.
4. FGC: los datos provienen de la Memoria 2006 de la propia compañía.
5. Autobuses urbanos fuera del AMB: Los costes de explotación del servicio de transporte urbano y el número de viajes se obtienen del dossier de la AMTU, Resumen 2006. Esta información es ofrecida para 51 municipios pertenecientes a la segunda corona metropolitana de Barcelona y clasificada en cinco grupos de acuerdo con su tamaño (número de habitantes). Por otra parte, debido a la falta de información, los kilómetros medios recorridos se suponen iguales al del autobús urbano de Barcelona.
6. Autobuses interurbanos: la información sobre los costes operativos por viajeros-km se obtienen directamente del último boletín sobre transporte público disponible del *Observatori del Transport Regular de Viatgers per Carretera a Catalunya* (número 43, de diciembre 2006). Los datos están solo disponibles para el año 2004, por

consiguiente, han sido actualizados a 2006 utilizando el índice de precios al consumidor correspondiente a los servicios de transporte. La información está desagregada en autobuses interurbanos que pasan y no pasan por Barcelona.

En el Cuadro 7 se muestra un resumen de los costes operativos por viajeros-km estimados para cada modo de transporte público (no se incluyen los costes de las infraestructuras). Puede observarse que los mayores costes operativos lo generan los autobuses urbanos (dentro y fuera de Barcelona) seguido por el tranvía. Por otra parte, los modos de transporte público con menores costes operativos corresponden a los modos interurbanos que conectan con Barcelona, es decir, Renfe, autobuses interurbanos y FGC. Cabe mencionar que los costes de infraestructura existen y que son, especialmente, elevados para los modos ferroviarios (FGC, Renfe y metro), sin embargo, dichos costes son asumidos por la administración pública, por este motivo, al igual que en otros trabajos, aquí solo se consideran los costes operativos para calcular el déficit operativo y, con ello, la subvención al transporte público.

Note que los costes operativos por kilómetro son diferentes y fijos para cada modo de transporte y, por falta de información, se asume que no dependen de la zona de transporte por la cual prestan servicios.

<b>Cuadro 7 Costes operativos del transporte público</b>	
<b>Modo de transporte</b>	<b>Costes operativos (viajeros-km)</b>
Buses interurbanos pasan por Barcelona	0.0972
Buses interurbanos no pasan por Barcelona	0.1591
Buses urbanos zona TMB	0.4022
Buses urbanos para los municipios AMTU	0.3655
<i>Urbanos con más de 100.000 hab</i>	<i>0.2879</i>
<i>Urbanos con 50.000 - 100.000 hab</i>	<i>0.5451</i>
<i>Urbanos con 20.000-50.000 hab</i>	<i>0.4643</i>
<i>Urbanos con 10.000-20.000 hab</i>	<i>1.0135</i>
<i>Urbanos con menos de 10.000 han</i>	<i>0.7049</i>
Metro	0.1394
Tranvía	0.2632
RENFE	0.0646
FGC	0.1073

## Las tarifas ( $Tkm_i$ )

La EMQ clasifica a los tipos de títulos utilizados por los encuestados en cuatro categorías:

- Billete sencillo
- Título integrado, incluye, T-10, títulos mensuales (T-Mes, T-50/30, T-70/30), títulos trimestrales (T-Jove, T-trimestre) y otros títulos integrados
- Títulos sociales (jubilados, familias numerosas)
- Otros títulos (pases de transporte, billetes turísticos, etc.)

Se observa que el 97% de los usuarios que se dirigen a su trabajo utilizan títulos integrados, mientras que el resto billetes sencillos, títulos sociales u otros títulos. Dada esta amplia mayoría, el análisis se enfoca solo en los títulos integrados y se supone que los títulos sociales cumplen los objetivos distributivos para los cuales han sido diseñados.

Las tarifas de cada tipo de título para el año 2006 se mostraron en el Cuadro 1. Debido al nivel de agregación en la encuesta, se ha estimado una tarifa pagada promedio por zona. Para ello, primero, se ha calculado la tarifa por viaje para cada tipo de título integrado según el número de viajes permitido de cada billete. Luego, para obtener un valor promedio se ha ponderado por el número de viajeros de cada tipo de título integrado según los datos del informe de la ATM para el año 2006. La tarifa promedio por zona del título integrado finalmente considerada es la siguiente:

**Cuadro 8 Tarifa por zona**

<u>Zona</u>	<u>Tarifa (€)</u>
1	0.633
2	1.178
3	1.647
4	2.071
5	2.436
6	2.654

Adicionalmente, la encuesta proporciona información sobre el origen y destino de los trayectos, con ello, se logra identificar para cada individuo el número de zonas que cruza y la distancia que recorre. A partir de estos datos, se define la tarifa por kilómetro del individuo  $i$  ( $Tkm_i$ ) (ecuación (3)) como el cociente entre la tarifa pagada según la zona y los kilómetros recorridos.

En el Cuadro 9, utilizando los datos de la EMQ, se compara la tarifa promedio viajeros-km con el coste operativo promedio viajeros-km de cada modo de transporte. Puede

observarse que, para todos los modos, las tarifas<sup>11</sup> están muy por debajo de los costes operativos, aun cuando se ignoran los costes de las infraestructuras que de por sí son considerables.

**Cuadro 9 Tarifas y costes operativos EMQ**

<b>Modo de transporte</b>	<b>Tarifa (€/km)</b>	<b>Coste (€/km)</b>
Bus urbano	0.218	0.428
Bus interurbano	0.099	0.171
Metro	0.125	0.200
Tranvía	0.155	0.339
FGC	0.092	0.227
Renfe	0.060	0.164
<i>Total</i>	<i>0.121</i>	<i>0.238</i>

Cálculos propios utilizando la EMQ

#### La subvención ( $SUBkm_i$ )

A partir de los datos sobre los costes operativos y la tarifa pagada se calculan las ecuaciones (3) y (4), es decir, la subvención viajeros-km y la subvención mensual, respectivamente. De esta manera, se obtiene que la moda<sup>12</sup> es 0.0371 €/km para la subvención viajeros-km y €36.65 para la subvención mensual.

Como puede apreciarse en el Cuadro 10, 553 individuos (17% de los usuarios) reciben una subvención mensual negativa (cuya moda es €-6.26), es decir que pagan una tarifa superior al coste que generan por su desplazamiento, estos son individuos que recorren una corta distancia al trabajo (en promedio, 4.6 km) y, en su gran mayoría, no realizan trasbordos. Por el contrario, un 5% de los usuarios reciben una subvención mensual superior a €325, éstos se caracterizan por recorrer una larga distancia al trabajo y por realizar al menos un trasbordo. De hecho, se observa que la subvención difiere mucho entre los que trasbordan y no trasbordan, específicamente, el 25% de los individuos que usan el transporte público realizan trasbordos y la moda de la subvención que reciben es casi el doble a la de aquellos que no lo hacen.

<sup>11</sup> Recuerde que solo se consideran los títulos integrados en el cálculo.

<sup>12</sup> En presencia de datos extremos como en este caso, la moda es la medida que mejor representa la tendencia central.

**Cuadro 10 Subvención mensual**

	Obs.	Moda (€)	Usuarios que traspordan (%)	Distancia promedio (Km)
Número de usuarios	3300	36.65	24.76	12.7
Inferior a 0 euros	553	-6.26	1.63	4.6
Superior a 325 euros	165	483.52	100	25.6
Con traspordos	817	71.92	100	18.0
Sin traspordos	2483	36.65	0	11.0

### Estimación de los ingresos salariales

Dado que la EMQ no tiene una medida directa de la renta, sino que define el ingreso del hogar mensual de acuerdo con seis tramos, los ingresos de los individuos se predicen a través de regresiones salariales estimadas a partir de datos de la Encuesta de Estructura Salarial (EES) del año 2006. La idea es asignarle a los individuos de la EMQ un ingreso salarial similar al de individuos con condiciones demográficas, laborales y socioeconómicas parecidas a las de ellos utilizando la EES. Cabe destacar que ambas encuestas son del mismo año y las características de los colectivos son parecidas. Para ello, se especifica la siguiente ecuación de salario:

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Sexo}_i + \beta_2 \text{Estudios}_i + \beta_3 \text{Edad}_i + \beta_4 \text{SitLab}_i + \beta_5 \text{CatPro}_i + \beta_6 \text{Sector}_i + e_i \quad (5)$$

De esta manera, se define el ingreso salarial individual en función del sexo, nivel de estudio, edad, situación laboral (asalariado con contrato indefinido y asalariado con contrato temporal), categoría profesional (trabajador cualificado y no cualificado, vendedor/administrativo, directivo/técnico) y sector económico (construcción, industria y servicio). Cabe mencionar que todas las variables explicativas del modelo son categóricas.

La ecuación se estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con errores estándar robustos a problemas de heteroscedasticidad utilizando la EES. Los resultados de la estimación se muestran en el Cuadro 11, puede observarse que los coeficientes son estadísticamente significativos y que el signo y el orden de las magnitudes son los esperados.

**Cuadro 11 Regresión salarial**

Variable dependiente: $w_i$			
VARIABLES explicativas	Coeficiente	Desviación estándar (*)	Estadístico-t
<b>(1) Sexo<sub>i</sub></b>			
mujer <sub>i</sub>	-588.48	15.66	-37.59
<b>(2) Estudios<sub>i</sub></b>			
primaria <sub>i</sub>	46.16	34.88	1.32
secundaria <sub>i</sub>	120.41	34.9	3.53
universitario <sub>i</sub>	522.10	41.7	12.53
<b>(3) Edad<sub>i</sub></b>			
30-64 <sub>i</sub>	403.29	13.35	30.21
más de 65 <sub>i</sub>	404.76	189.23	2.14
<b>(4) Situación laboral<sub>i</sub></b>			
contrato temporal <sub>i</sub>	-358.16	15.16	-23.63
<b>(5) Categoría profesional<sub>i</sub></b>			
vendedor/administrativo <sub>i</sub>	347.02	15.83	21.92
trabajador cualificado <sub>i</sub>	187.14	19.27	9.71
directivo/técnico <sub>i</sub>	969.01	23.04	42.05
<b>(6) Sector económico<sub>i</sub></b>			
industria <sub>i</sub>	-51.14	28.18	-1.81
servicios <sub>i</sub>	-317.56	27.84	-11.41
Constante	1301.51	42.69	30.49
Nro. de observaciones	16639		
Estadístico F	695.09		
R <sup>2</sup>	0.3341		
R <sup>2</sup> ajustado	0.3336		
Método de estimación	MCO		

Categorías de referencia: (1) hombre, (2) sin estudios, (3) edad 16-29, (4) asalariado contrato indefinido, (5) trabajador no cualificado, (6) construcción

(\*) Error estándar robusto a problemas de heteroscedasticidad

Luego de asignarle a cada individuo de la EMQ el salario estimado de acuerdo con el procedimiento anterior, se calcula el salario promedio por quintil, tal como se muestra en el Cuadro 12. De esta forma, se puede observar que el primer quintil de la muestra tiene un ingreso salarial promedio de 837 €/mes y el último quintil 2661 €/mes, el promedio de toda la muestra es 1674 €/mes.

Quintil	Obs.	Promedio (€/mes)
1	2642	837.41
2	2663	1338.31
3	2275	1650.88
4	2670	1980.59
5	2376	2660.61
<i>Total</i>	<i>12626</i>	<i>1674.47</i>

## **I.6. RESULTADOS DEL ANÁLISIS REDISTRIBUTIVO**

El análisis apunta a determinar cómo se distribuyen las subvenciones de los títulos integrados entre los individuos ocupados que acuden a su puesto de trabajo, de acuerdo con sus características socioeconómicas y su lugar de residencia. Como indica Dodgson y Topham (1987), un panorama completo del impacto redistributivo requiere también considerar cómo se asignan los costes que se derivan de la financiación de las subvenciones y su forma de recaudación. No obstante, este aspecto está fuera del alcance del presente trabajo y queda pendiente para una futura investigación.

A continuación se presenta el análisis distributivo a nivel de individuos y, posteriormente, se plantea el análisis territorial.

### **ANÁLISIS POR TIPO DE INDIVIDUOS Y CARACTERÍSTICAS DEL VIAJE**

En el Cuadro 13 se representa cómo se distribuyen los individuos **por modo de transporte** y de acuerdo con su renta (previamente, dividida en quintiles). Se observa que cuando aumenta la renta salarial, el porcentaje de los que caminan o van en bicicleta tiende a reducirse; en el caso del transporte público, el porcentaje cae hasta el tercer quintil y luego se mantiene alrededor de 15.5%; en cuanto al porcentaje que usa vehículo privado, éste aumenta con la renta. Específicamente, se aprecia que más del 50% de los usuarios del transporte público pertenecen a los dos primeros quintiles de la renta. Especialmente, el bus urbano e interurbano son los modos más utilizados por los quintiles más bajos de la renta, lo cual puede deberse a que en muchas zonas de renta baja y fuera de Barcelona los servicios de trenes o metro no están disponibles. Para el caso de los modos ferroviarios FGC y Renfe, el porcentaje cae hasta el tercer quintil y luego aumenta, ello puede explicarse porque estos modos conectan zonas residenciales alejadas, tanto de renta baja como de renta alta, con el centro de la ciudad de Barcelona.

**Cuadro 13 Distribución por modo de transporte y quintil**

Modo de transporte principal	Quintil					Total
	1	2	3	4	5	
A pie o en bicicleta	30.23	24.6	15.2	16.66	13.32	100
Vehículo privado	15.29	18.66	20.01	24.84	21.2	100
Transporte público	28.18	24.52	15.18	15.45	16.67	100
<i>Bus urbano</i>	33.49	26.38	14.06	12.48	13.59	100
<i>Metro y tranvía</i>	27.9	25.12	16.07	15.66	15.25	100
<i>Bus interurbano</i>	42.57	22.28	13.37	12.38	9.41	100
<i>FGC</i>	29.82	20.84	13.98	14.51	20.84	100
<i>Renfe</i>	20.58	24.42	15.7	18.49	20.81	100

En efecto, en el Cuadro 14 se muestra el promedio de kilómetros recorridos para ir al trabajo por quintil y modo de transporte y se observa que, en general, los individuos de renta alta recorren una mayor distancia en comparación con los de renta baja. Resultados similares que relacionan la distancia recorrida con el nivel de renta se encuentran en los trabajos de Pucher (1983) y Cropper y Bhattacharya (2012).

**Cuadro 14 Distancia recorrida promedio por modo y quintil**

Modo de transporte principal	Quintil					Total
	1	2	3	4	5	
A pie o en bicicleta	1.51	1.60	1.74	1.75	1.70	1.63
Vehículo privado	10.72	12.34	13.67	14.49	17.62	14.01
Transporte público	10.97	11.76	13.40	14.69	14.56	12.71
<i>Bus urbano</i>	5.06	4.88	4.81	5.13	4.97	4.97
<i>Metro y tranvía</i>	7.92	7.68	8.12	7.69	7.39	7.77
<i>Bus interurbano</i>	11.84	13.81	15.12	20.39	18.92	14.44
<i>FGC</i>	14.36	14.51	16.72	17.48	16.19	15.55
<i>Renfe</i>	21.34	21.77	25.13	26.04	25.48	23.77
<b>Total</b>	<b>8.79</b>	<b>10.26</b>	<b>12.09</b>	<b>13.01</b>	<b>15.20</b>	<b>11.79</b>

En el Cuadro 15 se puede apreciar la distribución de las subvenciones por modo de transporte público y quintil. Se obtiene que las subvenciones al transporte público, en promedio, se reducen con la renta salarial de los individuos hasta el tercer quintil, luego tienden a mantenerse en torno al 15%, de modo que el 32% de las subvenciones las reciben los individuos que pertenecen al primer quintil y un 15% las reciben los del quinto quintil. Excepto por el metro y el tranvía que siempre presenta una tendencia decreciente con la renta, para todos los modos de transporte el porcentaje de la subvención siempre se reduce hasta el tercer quintil, luego el comportamiento varía ligeramente dependiendo del modo. No obstante, puede verse claramente que, en todos los casos, los individuos del primer quintil son los que más se benefician de las subvenciones.

**Cuadro 15 Distribución de las subvenciones por modo y quintil**

Modo de transporte principal	Quintil					Total
	1	2	3	4	5	
Transporte público	32.36	22.00	14.36	16.14	15.14	100
<i>Bus urbano</i>	34.99	25.82	11.90	12.86	14.43	17.54
<i>Metro y tranvía</i>	31.56	22.95	17.08	16.04	12.37	21.70
<i>Bus interurbano</i>	40.35	14.61	11.49	14.31	19.24	6.72
<i>FGC</i>	36.53	17.88	15.17	16.25	14.17	16.28
<i>Renfe</i>	28.38	22.76	14.11	18.01	16.75	37.76

Una de las razones por la que los individuos de menores recursos son los más favorecidos por las subvenciones es que realizan más trasbordos que el resto de los individuos. Así lo demuestra el Cuadro 16, donde se observa que el 33% de los trasbordos son realizados por los individuos del primer quintil mientras que un 14% lo hacen los usuarios del último quintil. Los individuos que más trasbordan son los que usan el Renfe o los FGC, así el 44% de los trasbordos son hechos por los usuarios del Renfe y un 26% por los de los FGC. En todos los casos se observa que los individuos del primer y segundo quintil son los que más trasbordan, ello puede reflejar tres aspectos; primero, que estos individuos viven en zonas que están peor conectadas con sus puestos de trabajo y, por tanto, necesitan hacer más trasbordos para llegar a su destino; segundo, sus restricciones presupuestarias limitan sus opciones de residencia; y tercero, que incluso si la residencia de los individuos de rentas altas no tiene un buen servicio de transporte público (por ejemplo, Matadepera), ellos pueden, igualmente, utilizar el coche hasta la estación de ferrocarril más conveniente, aparcarlo y usar el transporte público (por lo que pueden ahorrarse trasbordos).

**Cuadro 16 Porcentaje de trasbordos realizados por modo y quintil**

Modo de transporte principal	Quintil					Total
	1	2	3	4	5	
Transporte público	33.1	21.8	14.9	15.8	14.4	100
<i>Bus urbano</i>	35.7	26.2	4.8	11.9	21.4	4.71
<i>Metro y tranvía</i>	33.0	21.6	19.3	14.8	11.4	19.75
<i>Bus interurbano</i>	50.0	18.0	8.0	12.0	12.0	5.61
<i>FGC</i>	36.5	20.0	15.2	14.8	13.5	25.81
<i>Renfe</i>	28.8	22.9	14.8	17.8	15.8	44.11

Igualmente, a la luz del análisis redistributivo también resulta interesante analizar otras **características socioeconómicas** de la población y sus patrones de viaje. Con esta finalidad se ha dividido a toda la población por categorías (género, edad, estudios, lugar de residencia, etc.) y se ha calculado para cada una de ellas el salario medio, la frecuencia

relativa del uso del transporte público, la subvención media y la distancia promedio al trabajo, esta información se muestra en el Cuadro 17, donde los promedios se calculan considerando a toda la población<sup>13</sup>.

Primero, se puede apreciar que las **mujeres** reciben, en promedio, un salario de 1285 €/mes mientras que los hombres 1984 €/mes; además, un 35.5% de las mujeres y un 18.7% de los hombres usan el transporte público. Para ir a su trabajo, se observa que las mujeres recorren en promedio 10 km y los hombres 13 km y que ellas reciben, en promedio, 15 €/mes más de subvención.

Con respecto a la **edad**, los que tienen una menor renta salarial promedio son los individuos entre 16 y 29 años, éstos son los que usan más el transporte público y reciben una mayor subvención mensual promedio, les siguen los individuos de 45 a 64 años y, por último, los de 30 y 44 años. Con respecto a los **estudios** sucede que a mayor nivel de educación, mayor uso del transporte público y, por ende, mayor subvención (la distancia al trabajo, igualmente, se incrementa).

Cabe mencionar que Susilo y Maat (2007) en un estudio para Holanda también observaron que los hombres, los individuos con más renta y los individuos con mayor nivel educativo tienden a recorrer una mayor distancia al trabajo.

En cuanto al **lugar de residencia**, los datos indican que los individuos que utilizan más el transporte público y reciben una mayor subvención promedio, a pesar de que recorren una menor distancia, son aquellos que viven en Barcelona, lo cual no es de extrañar dada la buena calidad del servicio en esta zona.

Por último, tal como se esperaba, aquellos que no disponen de **vehículo privado** tienen un salario mensual notablemente más bajo y, por supuesto, la frecuencia de uso del transporte público para ir al trabajo y la subvención son mucho más altas en comparación con los individuos con vehículo privado.

---

<sup>13</sup> Los resultados del análisis sobre la distribución de las subvenciones y sus efectos redistributivos pueden ser muy diferentes si se considera a toda la población o solo los usuarios del transporte público, tal como acotó, igualmente, Pucher (1983). En el presente trabajo, se evalúa a toda la población porque nos interesa incluir en el análisis redistributivo a aquellos que no reciben subvención.

**Cuadro 17 Análisis por categoría de individuos**

Categorías (*)		Salario promedio (€)	Frecuencia de uso del TP	Subvención media (€)	Distancia media (km)
<b>Sexo</b>	Hombre	1983.73	0.1872	13.29	13.24
	Mujer	1284.59	0.3549	28.14	9.97
<b>Edad</b>	16-29	1187.02	0.2942	22.82	11.01
	30-44	1823.74	0.2413	17.73	12.69
	45-64	1781.81	0.2694	21.10	10.95
<b>Estudios</b>	Primaria	1391.51	0.2078	15.79	9.92
	Secundaria	1549.12	0.2480	18.76	11.61
	Universitarios	2077.34	0.3249	24.81	13.66
<b>Residencia</b>	Fuera BCN	1655.24	0.2003	19.10	12.80
	BCN	1736.15	0.4572	22.30	8.55
<b>Dispone de vehículo</b>	No	1308.35	0.5870	45.47	8.16
	Si	1773.36	0.1734	12.95	12.77

(\*) Es el promedio con respecto a toda la población

Así mismo, es interesante observar la relación entre los patrones de viaje y **el origen y destino de los trayectos**. Para ello, en el Cuadro 18 se presenta el **reparto modal** entre los modos motorizados por origen y destino, se observa que quienes usan más el transporte público son aquellos que trabajan en Barcelona, de modo que un 63% de los que se desplazan desde y hacia Barcelona usan el transporte público y un 52% de los que se desplazan desde fuera de Barcelona hacia esta ciudad, ello es el reflejo de la buena calidad del sistema de transporte público en el destino del trayecto y, también, de las dificultades de moverse con coche en Barcelona. Por otra parte, como consecuencia de la menor calidad del servicio, apenas un 11% de los que se desplazan solo fuera de Barcelona son usuarios del transporte público. Por último, el porcentaje de uso del transporte público en los trayectos desde Barcelona a otros municipios es un 35%, este menor uso del transporte público tiene que ver con la dispersa distribución de los polígonos industriales y centros de negocios en la RMB y la mayor dificultad de prestar el mismo nivel del servicio en toda la región.

**Cuadro 18 Reparto modal por origen y destino**

Modos motorizados	Origen y destino de los trayectos			
	BCN-BCN	BCN-fuera	Fuera-BCN	Fuera-fuera
Vehículo privado	36.83	64.60	47.74	88.89
Transporte público	63.17	35.40	52.26	11.11

En este contexto, como cabría esperar, la **subvención promedio** (considerando toda la población) es mayor para los desplazamientos interurbanos con origen o destino en

Barcelona, tal como se observa en Cuadro 19, ello tiene que ver con que estos individuos deben recorrer una mayor distancia para llegar a su destino (ver Cuadro 20) y realizar más trasbordos. Sin embargo, ellos son los que tienen, en promedio, un mayor salario. En especial, puede notarse que los individuos que se desplazan desde las afueras de BCN hacia BCN reciben una subvención promedio de 60.5 €/mes y tienen un salario promedio de 1713 €/mes, posiblemente, son en su mayoría personas cuyo lugar de residencia se encuentra en una zona de renta media-alta o alta en las afueras de Barcelona y que disfrutan de una buena conexión a la ciudad en transporte público, lo cual se refleja con una alta frecuencia de uso del transporte público.

**Cuadro 19 Subvención por origen y destino**

<b>Origen y destino</b>	<b>BCN-BCN</b>	<b>BCN-fuera</b>	<b>Fuera-BCN</b>	<b>Fuera-fuera</b>
Subvención (€/mes)	18.65	33.30	60.53	4.70
Salario (€/mes)	1683.07	1889.85	1712.97	1635.77

En contraposición, destaca que quienes tienen la menor renta, casi no utilizan el transporte público y apenas reciben una subvención son aquellos que viven y trabajan fuera de BCN que, como se explicó, tiene que ver con la calidad del servicio en esta zona. Finalmente, la baja subvención promedio de 18.7 €/mes para los trayectos dentro de Barcelona (a pesar de la alta frecuencia de uso del transporte en la zona) se debe a las cortas distancias que se realizan en esta área, tal como se observa en el Cuadro 20.

**Cuadro 20 Distancia según origen y destino**

<b>Modo de transporte principal</b>	<b>Origen y destino de los trayectos</b>			
	<b>BCN-BCN</b>	<b>BCN-fuera</b>	<b>Fuera-BCN</b>	<b>Fuera-fuera</b>
Vehículo privado	5.82	20.66	20.22	13.00
Transporte público	5.74	17.74	18.19	11.73

Esta primera parte del análisis sugiere que los individuos de los primeros quintiles son, en general, los más beneficiados por las subvenciones al transporte público como consecuencia de que, no solo son quienes usan más el transporte público sino que, también, realizan más trasbordos. No obstante, por origen y destino de los trayectos se observa que los individuos que realizan desplazamientos interurbanos con origen o destino en Barcelona son los que reciben una mayor subvención aunque, en promedio, poseen un salario relativamente mayor. Igualmente, fue posible observar que los menos subvencionados y con menor salario, en promedio, son aquellos que se desplazan únicamente en las afueras de Barcelona.

Por consiguiente, es posible vislumbrar que, si bien el uso del transporte público está relacionado con las características socioeconómicas de los individuos, así como, con la calidad del servicio, las subvenciones no solo depende de la frecuencia de uso del transporte público sino también de los patrones de viaje que siguen los individuos (distancia, trasbordo, modo utilizado, origen y destino).

Un **segundo enfoque** para evaluar los efectos redistributivos es estudiar cómo se distribuyen las subvenciones al transporte público en toda la población y analizar los indicadores de desigualdad. En este sentido, como se observa en el Cuadro 21, los dos primeros quintiles (que poseen el 27.32% de los salarios totales) reciben el 54.35% de la subvención al transporte público, mientras que los dos últimos quintiles (que perciben el 55% de los salarios) disfrutan del 31.28%. Además, se puede apreciar que la subvención promedio por individuo para el primer quintil es casi el doble al del último quintil, aunque se advierte que no hay diferencias significativas en los tres últimos quintiles.

**Cuadro 21 Distribución de las subvenciones por quintil (población)**

Quintil	Subvención		
	promedio por individuo (€)	% Subvención sobre el total	% Acumulado de la subvención
1	30.71	32.36	32.36
2	20.71	22.00	54.35
3	15.83	14.36	68.72
4	15.16	16.14	84.86
5	15.98	15.14	100.00

Igualmente, es posible observar que la subvención recibida como porcentaje del salario es cada vez menor en la medida en que nos movemos desde los quintiles más bajos de la distribución de la renta hacia los más altos, tanto si se considera toda la muestra o solo los usuarios del transporte público (ver Cuadro 22). En este sentido, la subvención representa, en promedio, el 10.75% de los salarios para los usuarios del primer quintil (3.67% para toda la muestra) y 2.66% para los del último quintil (0.60% para toda la muestra).

**Cuadro 22 Subvención como porcentaje del salario**

Quintil	Subv/Sal (%)	Subv/Sal (%)
	(población)	(usuarios)
1	3.67	10.75
2	1.55	5.12
3	0.96	4.34
4	0.77	3.96
5	0.60	2.66
<b>Promedio</b>	<b>1.51</b>	<b>5.36</b>

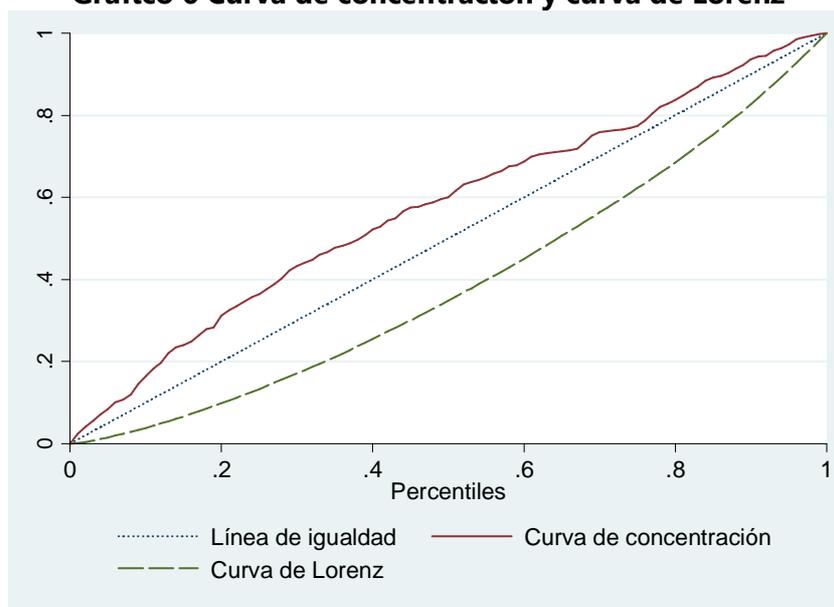
Adicionalmente, en el Cuadro 23 se presentan los valores de los índices de desigualdad y, con la finalidad de tener en cuenta la variabilidad muestral, se incluyen otros estadísticos como la desviación estándar y el intervalo de confianza al 95%.

En este sentido, el **índice de Kakwani** es significativo e igual a -0.3645, el signo negativo indica progresividad, es decir que la política de subvención al transporte público favorece más a los individuos de menores rentas, con lo cual contribuye a mejorar la distribución de la renta cuando se considera a la RMB como un todo. Por otra parte, la capacidad redistributiva de la subvención al transporte público es positiva pero muy baja. Específicamente, el **índice RS** se ubica en 0.0043. El bajo impacto redistributivo se debe tanto al grado de progresividad de la propia política, así como a la baja cuantía que representa la subvención en términos del salario cuando se considera a toda la población.

<b>Cuadro 23 Índices de desigualdad</b>			
<b>Índice de concentración y de Gini</b>			
	<b>IG (S<sub>SS</sub>)</b>	<b>IC</b>	<b>IG (S<sub>CS</sub>)</b>
Índice	0.2155	-0.1490	0.2113
Desv. Est.	0.0014	0.0198	0.0014
IC al 95%	(0.213; 0.218)	(-0.188; -0.110)	(0.209; 0.214)
<b>Índice de progresividad y de redistribución</b>			
	<b>Índice Kakwani</b>	<b>Índice RS</b>	
Índice	-0.3645	0.0043	
Desv. Est.	0.0200	0.0003	
<i>t</i>	18.26	15.35	
<i>P&gt;t</i>	0.0000	0.0000	
IC al 95%	(0.325; 0.404)	(0.0037; 0.0048)	

También se puede observar que el **índice de concentración (IC)** (igual a -0.149) confirma la existencia de progresividad absoluta, lo cual implica que la curva de concentración se encuentra por encima de la línea de equidad. En efecto, al trazar la curva de concentración y la curva de Lorenz (Gráfico 6) se observa que la política de subvenciones al transporte público en la RMB es progresiva, tanto en términos absolutos (se encuentra por encima de la línea de igualdad) como en términos relativos (se encuentra por encima de la curva de Lorenz). Cabe mencionar que el índice de Gini asociado a la curva de Lorenz de la renta antes de la subvención,  $IG(S_{SS})$ , es 0.2155.

**Gráfico 6 Curva de concentración y curva de Lorenz**



Esta segunda aproximación confirma que la política de subvenciones al transporte público ha sido progresiva, es decir que los individuos más beneficiados son los que pertenecen a los primeros quintiles de la renta, aunque también se obtuvo que la capacidad redistributiva de la política es, prácticamente, nula.

## **ANÁLISIS TERRITORIAL**

Dado que la accesibilidad y disponibilidad de modos de transporte público varían entre una región y otra, así como, la renta de los individuos y sus pautas de viaje, cabe esperar que las subvenciones también se distribuyan de forma distinta en el territorio. En este contexto, la finalidad del análisis territorial consiste en determinar cuáles zonas de la RMB se benefician más de estas transferencias y cuál ha sido el impacto distributivo en cada una de ellas.

Para ello, se han agrupado las zonas de transporte de la EMQ en nueve ámbitos territoriales (corredores) de acuerdo con el Plan Director de la Región Metropolitana de Barcelona 2001-2010, de esta forma, se logra obtener una mejor representatividad de los datos a nivel de regiones y, por ende, la estimación de los efectos redistributivos es más fiable. La zonificación por corredores incluye una zona central (constituida por Barcelona y su área de influencia más cercana) y ocho ejes radiales que se han definido según las infraestructuras de transporte que los conectan. Los corredores son (ver Mapa 2):

1. Aglomeración Central:
  - a. Municipio de Barcelona (BCN)
  - b. Zona A1 (A1): comprende los diez municipios más cercanos a Barcelona: l'Hospitalet de Llobregat, Sant Adrià de Besòs, Santa Coloma de Gramenet, Badalona, Cornellà de Llobregat, Esplugues de Llobregat, Montcada i Reixac, el Prat de Llobregat, Sant Joan Despí y Sant Just Desvern.
  - c. Zona A2 (A2): incluye los 24 municipios restantes pertenecientes a la aglomeración central.
2. Vilanova i la Geltrú (NOVA): comprende los municipios Vilanova i la Geltrú, Cubelles y Sant Pere de Ribes.
3. Vilafranca del Penedès (FRANCA): incluye Vilafranca del Penedès, Sant Martí Sarroca, Santa Margarida i els Monjos, Olèrdola y la Granada.
4. Martorell (MARTO): entre ellos, Martorell, Sant Andreu de la Barca, Abrera, Olesa de Montserrat y Esparreguera.
5. Terrassa (TERRA): Terrassa, Viladecavalls y Matadepera.
6. Sabadell (SABA): Sabadell, Castellar del Vallès y Sant Quirze del Vallès.
7. Caldes de Montbui (CALDES): Caldes de Montbui, Sant Feliu de Codines, Castellcir.
8. Granollers (GRANO): entre ellos, Granollers, Canovelles, les Franqueses del Vallès y la Roca del Vallès.
9. Mataró (MATA): Mataró, Argentona, Cabrera de Mar y Sant Andreu de Llavaneres.

Para analizar los efectos redistributivos se han calculado los indicadores de desigualdad para cada corredor. Tal como se puede apreciar en el Cuadro 24, los mayores efectos redistributivos se presentan en la Aglomeración Central (Barcelona, Zona A1 y Zona A2), donde el índice RS (multiplicado por 100) (IRS) varía entre 0.46 y 0.59. En efecto, en este corredor el índice de concentración (IC) y el índice de Kakwani (IK) siempre negativos indican progresividad de las subvenciones, es decir, los individuos con salarios más bajos disfrutaban de una mayor subvención en relación con los individuos con salarios elevados. Estos mismos efectos se observan en Vilanova i la Geltrú pero con menor intensidad. En estos dos corredores (Aglomeración Central y Vilanova i la Geltrú) las subvenciones promedio por individuo son las más altas (en torno a €22).

**Cuadro 24 Indicadores de desigualdad por corredor**

Corredor	G(S <sub>ss</sub> )	IC	G(S <sub>cs</sub> )	IK	IRSx100	Subvención media (€/individuo)	Subvención (%Salario)
Zona A1	0.2192	-0.1827	0.2133	-0.4019	0.5937	23.88	1.50
Zona A2	0.2162	-0.2287	0.2107	-0.4449	0.5472	20.86	1.25
Barcelona	0.2094	-0.1596	0.2048	-0.3689	0.4555	21.95	1.25
Vilanova	0.2158	-0.0976	0.2121	-0.3134	0.3680	20.91	1.19
Martorell	0.1980	-0.1505	0.1954	-0.3485	0.2635	12.61	0.76
Terrassa	0.2228	-0.1542	0.2206	-0.3770	0.2186	9.84	0.58
Mataró	0.2218	0.0425	0.2203	-0.1793	0.1465	13.96	0.82
Caldes	0.2049	-0.1050	0.2037	-0.3100	0.1220	6.77	0.40
Vilafranca	0.2094	-0.0024	0.2084	-0.2118	0.1053	8.35	0.50
Granollers	0.1985	0.0984	0.1977	-0.1001	0.0855	14.61	0.86
Sabadell	0.2092	0.1031	0.2085	-0.1061	0.0689	11.08	0.65

Aunque en menor grado, los índices señalan la existencia de progresividad y efectos redistributivos en Martorell y Terrassa, en estos corredores el primer quintil recibe un 47% y 38% de las subvenciones, respectivamente; mientras que el último quintil un 28% y 30%, respectivamente (ver Cuadro 25).

Para Granollers, Mataró y Sabadell los efectos redistributivos son prácticamente nulos, un índice de concentración positivo sugiere que las subvenciones al transporte público favorecen más a los individuos con más ingresos salariales en términos absolutos. El índice de Kakwani tan bajo indica ausencia de progresividad. En efecto, si se observa quienes reciben las subvenciones en el Cuadro 25 se verifica que en Granollers y Mataró el primer quintil recibe un porcentaje de subvención menor al del último quintil. En el caso de Sabadell el porcentaje es similar.

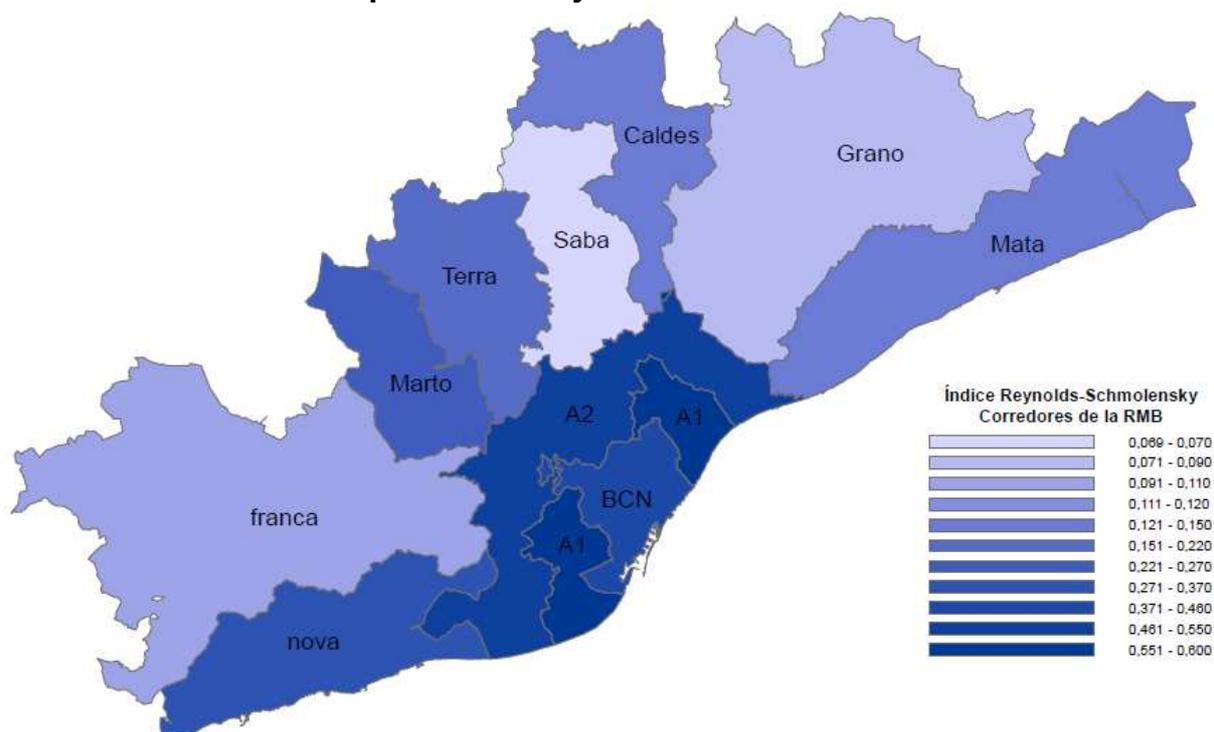
Para Caldes y Vilafranca los resultados sugieren la existencia de progresividad, no obstante, el bajo nivel de la subvención conduce a efectos redistributivos prácticamente nulos.

**Cuadro 25 Distribución de las subvenciones por corredor**

Receptores de las subvenciones (%)		
Corredor	1 <sup>er</sup> quintil	5 <sup>o</sup> quintil
Zona A1	29.79	11.29
Zona A2	37.27	13.53
Barcelona	29.78	10.62
Vilanova	32.70	17.74
Martorell	47.22	27.83
Terrassa	38.34	30.17
Mataró	15.19	24.18
Caldes	5.37	0.00
Vilafranca	23.97	19.61
Granollers	28.10	33.47
Sabadell	34.78	33.65

En el Mapa 2 se representa el índice RS para todos los corredores, se observa que los mayores efectos redistributivos de las subvenciones se encuentran en la Aglomeración Central (Barcelona, zona A1 y zona A2) en donde la subvención promedio y la calidad del servicio de transporte público es la más alta en toda la región. Por el lado contrario, los corredores con nulos o muy bajos efectos redistributivos son Vilafranca del Penedés, Granollers y Sabadell.

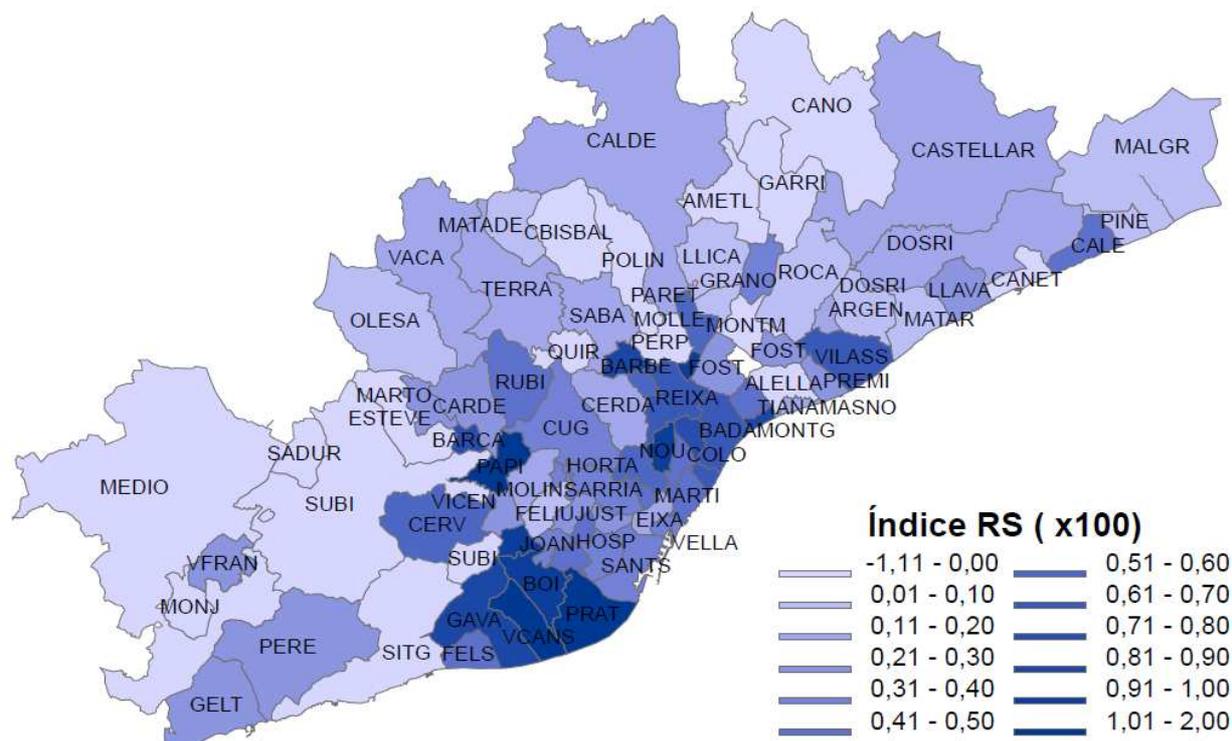
**Mapa 2 Índice RS y corredores de la RMB**



Si se dividen los corredores en áreas más pequeñas se pueden evaluar cuáles son las zonas que determinan estos resultados. En este sentido, la definición territorial de la EMQ es a nivel de zonas de transporte, no obstante, en varios casos la muestra no es representativa de la población, especialmente, en las zonas que están más alejadas de la Aglomeración Central. Para solventar este inconveniente, las mismas se han agrupado en distritos para aquellas que pertenecen al municipio de Barcelona y, para el resto, en municipios o grupos de municipios relacionados entre sí. Se obtienen así un total de 83 zonas, tal como se definen en el anexo 1.

Para las 83 zonas se han calculado los diferentes indicadores de desigualdad, en el Mapa 3 se representa el índice RS, se puede observar que los mayores efectos redistributivos se obtienen en Viladecans, El Prat, El Papiol y Pallejá. Mientras que un índice RS negativo se obtiene, especialmente, en Polinyà y Sentmenat; y en Santa Margarida i Els Monjos. Los resultados de los cálculos se muestran en el anexo 2.

**Mapa 3 Índice RS para las zonas de la RMB**



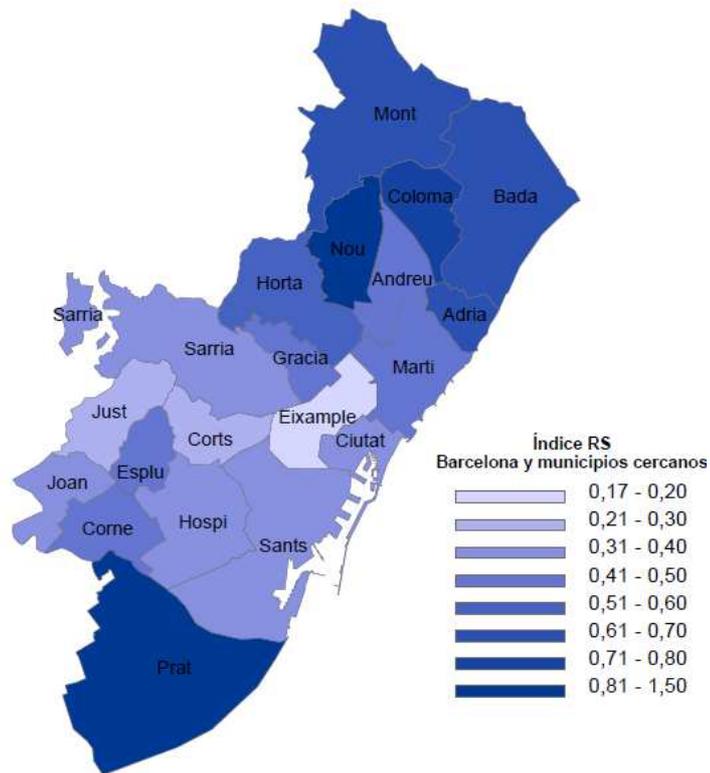
En particular, para el municipio de Barcelona y los municipios adyacentes los resultados de los índices de desigualdad se muestran en el Cuadro 26, se observa que para todos los distritos y municipios pertenecientes a esta zona las subvenciones son progresivas y tienen efectos redistributivos relativamente importantes. En otras palabras, la política de subvenciones al transporte público, especialmente, en esta área de la RMB ha contribuido a mejorar ligeramente la distribución de la renta.

**Cuadro 26 Indicadores de desigualdad en Barcelona y los municipios adyacentes**

Zona	G(S <sub>ss</sub> )	IC	G(S <sub>cs</sub> )	IK	IRSx100	Subvención media (€/individuo)	Subvención (%Salario)
Sant Adrià de Besòs	0.2332	-0.1948	0.2264	-0.4280	0.6765	25.6580	1.6059
Sant Andreu	0.2019	-0.0537	0.1975	-0.2557	0.4399	29.9393	1.7509
Badalona	0.2190	-0.2210	0.2126	-0.4400	0.6422	23.2183	1.4815
Santa Coloma de Gramenet	0.2062	-0.2271	0.1991	-0.4333	0.7121	25.6314	1.6711
Cornellà de Llobregat	0.2116	-0.1943	0.2068	-0.4058	0.4729	18.7960	1.1790
Eixample	0.1909	-0.0542	0.1891	-0.2450	0.1743	13.4993	0.7161
Esplugues de Llobregat	0.2199	-0.1663	0.2155	-0.3862	0.4492	21.3357	1.1768
Gracia	0.2113	-0.1852	0.2071	-0.3965	0.4213	19.1954	1.0738
Horta-Guinardo	0.1959	-0.1640	0.1900	-0.3599	0.5876	28.0958	1.6601
Hospitalet de Llobregat	0.2260	-0.1460	0.2220	-0.3721	0.3985	17.0240	1.0827
Sant Joan Despí	0.2026	-0.0829	0.1991	-0.2855	0.3550	21.4247	1.2594
Sant Just Desvern	0.1948	0.0689	0.1925	-0.1259	0.2359	37.9215	1.9090
Les Corts	0.2059	-0.0887	0.2036	-0.2946	0.2336	15.4390	0.7995
Sant Martí	0.2150	-0.1643	0.2105	-0.3793	0.4516	20.5493	1.2050
Nou Barris	0.2215	-0.2024	0.2121	-0.4238	0.9368	34.8529	2.2601
El Prat de Llobregat	0.2108	-0.2003	0.1965	-0.4111	1.4294	55.7568	3.6021
Montcada i Reixac	0.2027	-0.1980	0.1966	-0.4007	0.6094	24.6724	1.5441
Sants-Montjuic	0.2038	-0.0785	0.2002	-0.2824	0.3610	22.5158	1.2951
Sarria-Sant Gervasi	0.2052	-0.3075	0.2017	-0.5127	0.3525	13.8222	0.6922
Ciutat Vella	0.2084	-0.0732	0.2051	-0.2816	0.3280	19.8227	1.1785

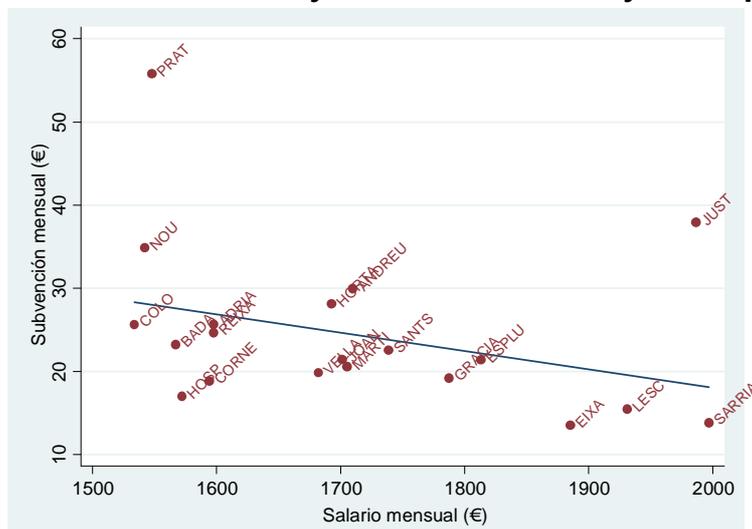
En concreto, se aprecia que los mayores efectos redistributivos están en El Prat, Nou Barris, Santa Coloma de Gramenet y Sant Adrià de Besòs. Por el contrario, los menores efectos redistributivos se hallan en el Eixample, Les Corts y Sant Just Desvern. En el Mapa 4 se representan los valores del índice RS para estas zonas.

**Mapa 4 Índice RS en Barcelona y los municipios más cercanos**



Adicionalmente, en el Gráfico 7 se observa que, considerando esta área de la RMB, hay una relación negativa entre la subvención y el salario, es decir, aquellas zonas que, en promedio, tienen salarios bajos recibieron, en promedio, una mayor subvención y, viceversa.

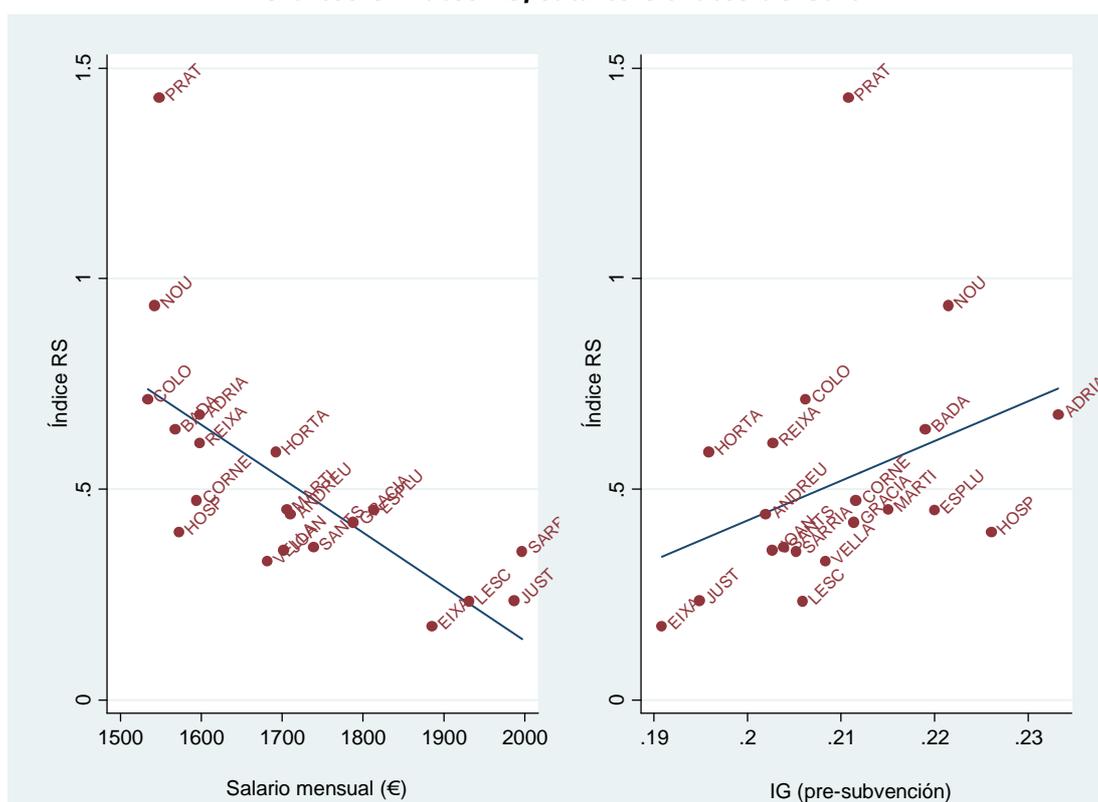
**Gráfico 7 Relación entre subvención y salario en Barcelona y municipios adyacentes**



También se puede ver en el Gráfico 8 que, por una parte, hay una relación negativa entre el índice RS y los salarios y, por otra parte, una relación positiva entre dicho índice y el coeficiente Gini antes de la subvención. En otras palabras, los mayores efectos redistributivos fueron, en promedio, para las regiones con salarios medios más bajos y con mayor grado de desigualdad inicial.

Por consiguiente, el análisis territorial sugiere que si se consideran los corredores de la RMB, los mayores efectos redistributivos de las subvenciones se ubicaron en la Aglomeración Central, es decir, en Barcelona y la zona A1 y A2. Por otra parte, si se consideran solo los distritos de Barcelona y sus municipios adyacentes se obtuvo que la política de subvenciones fue progresiva y con efectos redistributivos relativamente importantes, evidentes especialmente en El Prat, Nou Barris, Santa Coloma de Gramenet y Sant Adrià de Besòs. De hecho, se pudo observar que la capacidad redistributiva de las subvenciones fue, en promedio, mayor para las regiones con salarios medios más bajos y con mayor grado de desigualdad antes de aplicar la transferencia.

**Gráfico 8 Índice RS, salario e índice de Gini**



## I.7. ANÁLISIS ECONÓMTRICO

Se estudiaron en los apartados anteriores el impacto redistributivo de las subvenciones al transporte público por categorías de personas y a nivel territorial, por lo tanto, se

determinaron las características de los individuos y las zonas que más y menos se han favorecido por la política de subvenciones. Los resultados del análisis sugieren que desde la perspectiva socioeconómica la política de subvención ha sido progresiva y a nivel territorial los mayores efectos redistributivos se han concentrado en los distritos de Barcelona y los municipios adyacentes. El presente apartado tiene como finalidad evaluar cuáles son los determinantes de las subvenciones al transporte público.

## EL MODELO

Para el planteamiento del modelo sobre los determinantes de las subvenciones debe tenerse en cuenta que los receptores de dichas transferencias son quienes han decidido usar el transporte público para sus desplazamientos, por lo tanto, se trata de dos cuestiones relacionadas y simultáneas, es decir se decide si se usa el transporte público y, dependiendo de ello y de las características propias del viaje, se recibe o no una determinada subvención. Una forma de modelizar una situación con estas características es planteando un modelo en dos etapas conectadas. En este sentido, la primera etapa consistiría en analizar los determinantes del uso del transporte público y en la segunda etapa se plantearían las variables que explican las subvenciones. Un método que permite estimar un modelo con estas características es el de Heckman (1979) cuyo término *lambda* (la inversa del ratio de Mills) establece la conexión entre las dos etapas a la vez que corrige por un posible sesgo de selección. Además, para la especificación de la ecuación cabe recordar que sólo se consideran los trayectos que realizan los ocupados a sus puestos de trabajo utilizando títulos integrados.

De acuerdo con la literatura<sup>14</sup>, la **demanda del transporte público** dependerá de las características socioeconómicas de los individuos (renta, edad, sexo, tamaño del hogar, estudios), de los atributos del viaje (tiempo, distancia, origen, destino, necesidad de trasbordar) y de los atributos del modo de transporte (accesibilidad, frecuencia, fiabilidad). Bajo estas consideraciones, la especificación general de la ecuación de demanda del transporte público puede plantearse como:

$$TP_i = f(csocio_i, aviaje_i, amodo_i) \quad (6)$$

Donde  $TP_i$  representa la demanda de transporte público,  $csocio_i$  es el vector de variables de características de los individuos,  $aviaje_i$  se refiere al vector de atributos del viaje y  $amodo_i$  al vector de atributos del modo de transporte.

---

<sup>14</sup> Ortúzar y Willumsen (2008)

Cabe esperar que la **función de subvención** dependa de las mismas variables de la demanda de transporte público. No obstante, como en el análisis no se consideran los títulos sociales sino solo los títulos integrados, los cuales pueden ser adquiridos por cualquier individuo independientemente de sus condiciones socioeconómicas, la especificación de la función de subvención queda reducida a:

$$S_i = f(\text{aviaje}_i, \text{amodo}_i) \quad (7)$$

Donde  $S_i$  es la subvención al transporte público del usuario  $i$ .

## DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES

En la ecuación de demanda de transporte público las **características socioeconómicas de los individuos** vienen dadas por:

$w_i$  es el ingreso salarial estimado de acuerdo con el apartado 5

$estudios_i$  es una variable categórica sobre el nivel de estudio de los individuos

$edad_i$  es una variable categórica de la edad

$sexo_i$  es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el individuo es mujer y 0 si es hombre

Estas últimas tres variables son las referidas en la EMQ y descritas en el apartado 5

Como **atributo del viaje** se incorpora en la ecuación la distancia al trabajo en transporte público dada por la variable  $distancia_i$ .

En cuanto a los **atributos del modo**, la calidad del transporte público en el origen y destino de los desplazamientos puede ser captada mediante la densidad, de esta forma, las variables  $densidad_o_i$  y  $denlab_d_i$  son la densidad poblacional del origen del trayecto y la densidad laboral del destino, respectivamente. Como señalan varios autores (entre ellos, Schimek, 1996<sup>15</sup>; Levinson y Kumar, 1997; y Bento, et al 2005), se espera que las áreas más densas cuenten con una mayor oferta de transporte público y viceversa en el caso de las áreas menos densas.

La densidad poblacional y la densidad de empleo al nivel territorial de la EMQ fueron estimadas por S. de la Fuente (2012) con datos obtenidos a partir del Censo de Población y Viviendas de 2001 y del Padrón Municipal del INE. Se obtuvieron de esta manera la

---

<sup>15</sup> Citado en Badoe y Miller (2000) quien a partir de una extensa revisión de la literatura, también, concluyen que los CBD (*Central Business District*) están relacionados con una mayor oferta de servicios de transporte público.

densidad bruta de población en la zona del origen del trayecto (habitantes/km<sup>2</sup>) y la densidad bruta de empleo en el destino del desplazamiento (empleos/km<sup>2</sup>). Por otra parte, la matriz de origen-destino a partir de la cual se extrae información sobre la distancia al trabajo ha sido elaborada por la consultora Mcrit y corresponde a la distancia en transporte público en kilómetros<sup>16</sup>.

En la ecuación de subvención, como **atributos del viaje** se consideran la distancia al trabajo,  $distancia_i$ , y la variable dicotómica  $trasbordo_i$  que toma el valor de 1 si el usuario realiza trasbordo y 0 en caso contrario. Por otra parte, como *proxy* de los **atributos del modo** se incluye la variable categórica modo de transporte público principal, que toma el valor de 1 en el modo de transporte público que el individuo utiliza en su desplazamiento, si el usuario realiza trasbordo el modo principal se escoge según se define en el pie de página 9.

Un resumen estadístico sobre las variables de la ecuación de demanda de transporte público y de la ecuación de subvención se muestra en el Cuadro 27.

**Cuadro 27 Descripción estadística de los datos**

Ecuación de demanda de transporte público					Ecuación de subvención				
Obs: 10711					Obs: 3300				
Variable	Promedio	desv. Est.	Min.	Max	Variable	Promedio	desv. Est.	Min.	Max
$w_i$	1705.04	637.97	79.27	3193.41	$trasbordo_i$				
$sexo_i$					si	0.248	0.432	0	1
mujer <sub>i</sub>	0.42	0.49	0	1	no	0.752	0.432	0	1
hombre <sub>i</sub>	0.58	0.49	0	1	principal <sub>i</sub>				
estudios <sub>i</sub>					tranvía	0.015	0.121	0	1
primaria <sub>i</sub>	0.28	0.45	0	1	bus urbano	0.192	0.394	0	1
secundaria <sub>i</sub>	0.40	0.49	0	1	metro	0.357	0.479	0	1
universitario <sub>i</sub>	0.32	0.47	0	1	bus interurb.	0.061	0.240	0	1
edad <sub>i</sub>					FGC	0.115	0.319	0	1
16-29 <sub>i</sub>	0.21	0.41	0	1	Renfe	0.261	0.439	0	1
30-44 <sub>i</sub>	0.49	0.50	0	1	$km_i$	12.71	11.29	0.29	88.46
45-65 <sub>i</sub>	0.30	0.46	0	1					
densidad <sub>o</sub> <sub>i</sub>	13158.83	15260.71	21.00	63312.20					
denlab <sub>d</sub> <sub>i</sub>	5059.45	5609.92	4.30	17634.67					
$km_i$	13.61	13.03	0.17	105.22					

<sup>16</sup> Un especial agradecimiento a Samuel de la Fuente i Oliva quien me facilitó los datos de densidad poblacional, densidad laboral y distancia entre las zonas de origen y destino definidas de acuerdo con la EMQ.

## METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA: EL MODELO DE HECKMAN

El método de Heckman permite estimar un modelo en dos etapas. De este modo, en la primera etapa, se estima un modelo probit sobre la probabilidad de utilización del transporte público considerando todos los individuos de la muestra y, en la segunda etapa, se estima un modelo de regresión sobre la variable de interés continua considerando solo los individuos que usan el transporte público. La propuesta de Heckman (1979) para corregir por el sesgo de selección consiste en incluir como variable explicativa en la estimación de la segunda etapa la "inversa del ratio de Mills"<sup>17</sup>, la cual es calculada a partir de la estimación del modelo probit.

En este sentido, sea la ecuación de la variable continua de interés dada por:

$$S_i = X'_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad (8)$$

Donde  $S_i$  es, en nuestro caso, la variable subvención que recibe el individuo  $i$ ;  $X_{1i}$  es el vector de variables que la determinan y  $\varepsilon_{1i}$  las perturbaciones aleatorias del modelo.

Por otra parte, sea la ecuación sobre la probabilidad de participar igual a:

$$Prob(TP_i = 1) = \xi(X'_{2i}\beta_2, \varepsilon_{2i}) \quad (9)$$

Donde, dado el objetivo de la investigación,  $TP_i$  es una variable que toma el valor 1 si la persona usa el transporte público y 0 en caso contrario. Además, sea  $X_{2i}$  el vector de variables que explican el uso del transporte público y  $\varepsilon_{2i}$  las perturbaciones aleatorias.

Si se supone que los errores no observados ( $\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}$ ) se distribuyen como una normal bivalente con valor esperado cero, varianzas  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ , respectivamente, y covarianza  $\sigma_{12}$ ; siendo la restricción de normalización  $\sigma_2^2 = 1$ . Se puede derivar que la subvención esperada condicionada a que la persona usa el transporte público viene dada por<sup>18</sup>:

$$E(S_i | TP_i = 1) = X'_{1i}\beta_1 + \sigma_{12} \frac{\phi(X'_{2i}\beta_2)}{\varphi(X'_{2i}\beta_2)} \quad (10)$$

Puesto que  $\sigma_{12} = \rho_{12}\sigma_1$  donde  $\rho_{12}$  es el coeficiente de correlación entre los dos errores, la subvención esperada condicionada es igual a  $X'_{1i}\beta_1$  solo si  $\sigma_{12} = \rho_{12} = 0$ . En otras palabras, si los términos de error de las dos ecuaciones no están correlacionados, la ecuación sobre la subvención puede ser estimada consistentemente. Pero si  $\sigma_{12} \neq 0$  implica que los errores están correlacionados y que hay sesgo de selección, por tanto, debe ser corregido

<sup>17</sup> Sin la cual los parámetros estimados podrían no ser consistentes.

<sup>18</sup> Para una explicación más detallada se recomienda Verbeek (2004) capítulo 7.

incorporando la inversa del ratio de Mills, es decir, el término  $\lambda_i = \frac{\phi(X_{2i}'\beta_2)}{\varphi(X_{2i}'\beta_2)}$ , donde  $\phi(\cdot)$  y  $\varphi(\cdot)$  son la función de densidad y de distribución de una variable normal estándar, respectivamente.

Para evaluar si es necesario incluir  $\lambda_i$  en la estimación de la segunda etapa suele aplicarse la prueba de Wald sobre  $\hat{\sigma}_{12}$  y, de esta manera, se verifica si los errores están correlacionados y, por tanto, si se requiere corregir el sesgo de selección.

Otro aspecto que debe tenerse en cuenta cuando se aplica el método de Heckman es que el vector  $X_{2i}$  debe tener variables explicativas adicionales a las del vector  $X_{1i}$ , de lo contrario, pueden generarse graves problemas de multicolinealidad en la estimación del modelo. A estas variables adicionales que intervienen en el modelo probit pero no en la regresión continua se denominan restricción de exclusión.

Finalmente, cabe mencionar que la estimación del modelo puede llevarse a cabo por Mínimos Cuadrados Ordinarios o por Máxima Verosimilitud. Puhani (2000) demuestra que, en ausencia de problemas de multicolinealidad entre las variables, la estimación por máxima verosimilitud es preferible, porque produce resultados más eficientes.

## ESTIMACIÓN Y ANÁLISIS DE RESULTADOS

Bajo estas consideraciones, se estiman las siguientes ecuaciones de demanda del transporte público y de subvención, respectivamente:

$$Prob(TP_i = 1) = \xi(\beta_0 + \beta_1 w_i + \beta_2 estudios_i + \beta_3 sexo_i + \beta_4 edad_i + \beta_5 lnkm_i + \beta_6 lnkm_i^2 + \beta_7 densidad_{oi} + \beta_8 denlab_{di} + \mu_1) \quad (11)$$

$$S_i = \alpha_0 + \alpha_1 lnkm_i + \alpha_2 trasbordo_i + \alpha_3 principal_i + \mu_2 \quad (12)$$

Donde  $\mu_1$  y  $\mu_2$  son las perturbaciones aleatorias.

De esta manera, mediante la ecuación (11) se determina si un individuo usa o no el transporte público, mientras que en la ecuación (12) se determina la cantidad de subvención recibida por el usuario<sup>19</sup>. Los resultados de la estimación de ambas ecuaciones por Máxima Verosimilitud se muestran en el Cuadro 28. Puede observarse que la variable

<sup>19</sup> Se llevó a cabo la misma estimación incluyendo las variables socioeconómicas ( $w_i, estudios_i, sexo_i, edad_i$ ) en la ecuación de subvención y los resultados indicaron que estas variables no eran significativas puesto que, como se explicó anteriormente, cabe esperar que dichas variables tengan un efecto sobre la probabilidad de usar el transporte público, pero no sobre la subvención (una vez que se decide usar el transporte público, todos los individuos que adquieren un título integrado reciben una subvención, negativa o positiva, independientemente de sus características socioeconómicas).

distancia se ha transformado en logaritmo y que, además, se incluye su término cuadrático puesto que se obtuvo que existe una relación no lineal y estadísticamente significativa entre la probabilidad de uso del transporte público y la distancia, es decir que el uso del transporte público aumenta con los kilómetros recorridos pero que, a partir de una cierta distancia, las personas prefieren usar otro modo de transporte.

Se aprecia en las diferentes alternativas (modelo A y B) de estimación de las ecuaciones (11) y (12) del Cuadro 28 que tanto en la ecuación sobre la probabilidad de uso del transporte público como en la ecuación de subvención, todas las variables son estadísticamente significativas (en el caso de variables categóricas, todas las categorías de manera conjunta son significativas) y tienen el signo esperado. Por lo tanto, en consonancia con la literatura, las características socioeconómicas de los individuos, la distancia y la calidad del transporte público en el origen y destino de los trayectos determinan la probabilidad de uso del transporte público. Por otra parte, los determinantes de las subvenciones vienen dados por las características del viaje y del modo, es decir, la distancia, la necesidad de trasbordar y el modo utilizado.

Puesto que las subvenciones varían según la zona, en la ecuación de la segunda etapa se incluyen *dummies* de las zonas de residencia de los individuos, de esta forma se captan otros factores no considerados en el modelo que influyen en la subvenciones y que varían entre zonas, por ejemplo, la disponibilidad de uno o más modos de transporte público en cada región. En el Cuadro 29 se muestran los efectos marginales para la ecuación de probabilidad de uso del transporte público del modelo A.

**Cuadro 28 Resultados de las estimaciones**

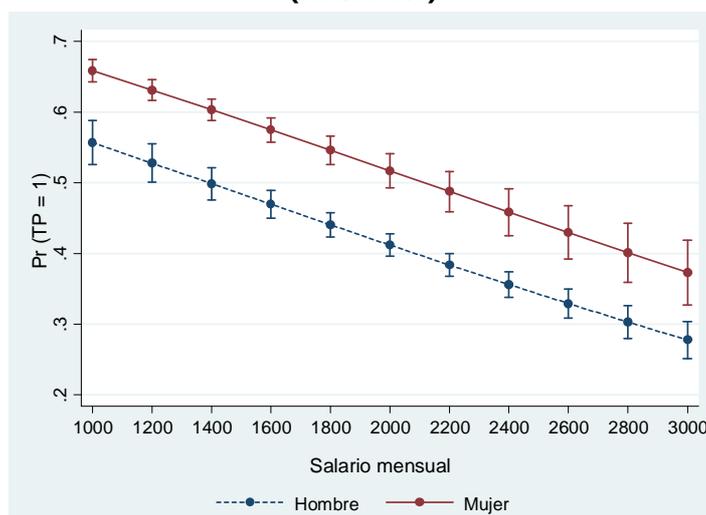
Ecuación de subvención al transporte público						
	MODELO A			MODELO B		
	Coef.	z	P>z	Coef.	z	P>z
Inkm <sub>i</sub>	59.19	25.27	0.0000	59.34	25.01	0.0000
(4) trasbordo <sub>i</sub>						
si <sub>i</sub>	175.19	34.55	0.0000	175.56	34.63	0.0000
(5) principal <sub>i</sub>						
bus urbano <sub>i</sub>	18.97	5.86	0.0000	18.78	5.86	0.0000
metro <sub>i</sub>	-43.46	-12.95	0.0000	-44.79	-13.62	0.0000
bus interurbano <sub>i</sub>	-92.13	-9.76	0.0000	-91.06	-9.77	0.0000
FGC <sub>i</sub>	-113.12	-14.43	0.0000	-112.95	-14.43	0.0000
Renfe <sub>i</sub>	-114.04	-18.40	0.0000	-114.22	-18.41	0.0000
dummies zonas		si			si	
constante	-64.87	-7.99	0.0000	-65.23	-6.51	0.0000
Ecuación de probabilidad de uso del transporte público						
	MODELO A			MODELO B		
	Coef.	z	P>z	Coef.	z	P>z
w <sub>i</sub>	-0.00046	-10.37	0.0000	-0.00043	-10.15	0.0000
(1) estudios <sub>i</sub>						
secundaria <sub>i</sub>	0.09430	2.28	0.0220	0.16560	4.17	0.0000
universitario <sub>i</sub>	0.47793	8.79	0.0000	0.52800	9.82	0.0000
(2) sexo <sub>i</sub>						
mujer <sub>i</sub>	0.33119	7.54	0.0000	0.37760	8.77	0.0000
(3) edad <sub>i</sub>						
30-44 <sub>i</sub>	0.03119	0.67	0.5050	0.05697	1.27	0.2030
45-65 <sub>i</sub>	0.26568	5.15	0.0000	0.25867	5.14	0.0000
Inkm <sub>i</sub>	0.39106	6.93	0.0000	0.41586	6.87	0.0000
Inkm <sup>2</sup> <sub>i</sub>	-0.08081	-5.99	0.0000	-0.08572	-5.67	0.0000
densidad <sub>o,i</sub>	0.00002	17.32	0.0000			
denlab <sub>d,i</sub>	0.00010	33.31	0.0000			
dummies zonas		no			si	
constante	-1.3494	-15.60	0.0000	-0.2798	-1.84	0.0660
rho	0.0722			0.088		
lambda	5.0891			6.209		
Ho: rho = 0	3.0800		0.0794	0.640		0.4224
Log Pseudo-Likelihood	-2685909			-2730869		
Observaciones	10711			10711		
Obs. censuradas	7411			7411		
Obs. No censuradas	3300			3300		

Categorías de referencia: (1) sin estudios, (2) hombre, (3) edad 16-29, (4) no trasborda, (5) tranvía. Se consideran los pesos poblacionales  
Error estándar robusto a problemas de heteroscedasticidad

Tal como se esperaba e indica la literatura, los resultados sugieren que la probabilidad de usar el transporte público se reduce con el nivel de salario. Además, en promedio, dicha probabilidad es superior en 10.5 puntos porcentuales para las mujeres (ver Gráfico 9), es decir que ellas tienden a usar más el transporte público que los hombres, para Holanda

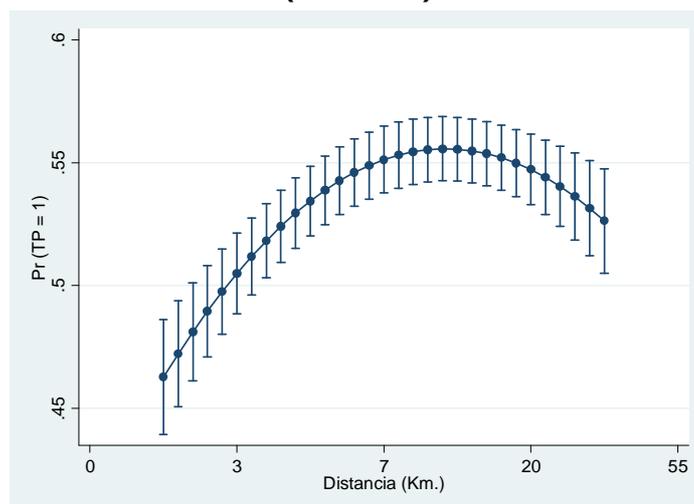
Susilo y Maat (2007) también observaron este comportamiento. Adicionalmente, se observa que, controlando por el nivel de salario, los individuos más educados tienen una mayor probabilidad de usar el transporte público. Además, manteniendo el resto de las variables constantes, los resultados indican que el uso del transporte público es mayor para los individuos entre 45 y 65 años de edad.

**Gráfico 9 Efectos marginales predichos con respecto al salario por sexo (IC al 95%)**



Con respecto a la distancia, la probabilidad de usar el transporte público aumenta hasta alcanzar los 11 km, a partir de esta distancia la probabilidad se reduce, tal como se observa en el Gráfico 10.

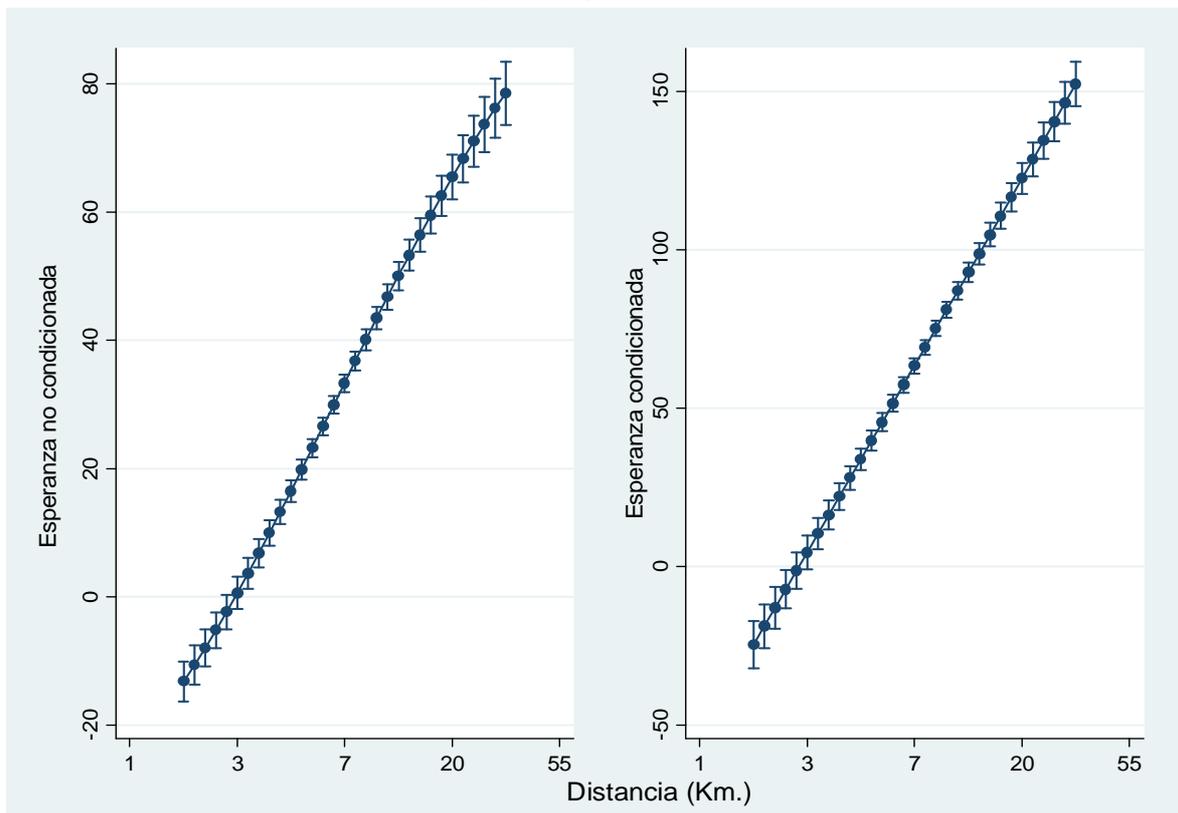
**Gráfico 10 Efectos marginales predichos con respecto a la distancia (IC al 95%)**



Así mismo, como cabría esperar, la subvención al transporte público aumenta con la distancia recorrida, en particular, si se fija el resto de las variables explicativas en sus valores medios, un incremento del 1% en la distancia recorrida causa un aumento en la

subvención de 0.59 euros para los usuarios del transporte público y un incremento de la probabilidad de uso del transporte público de 0.016 puntos porcentuales, lo cual corresponde a un incremento, promedio, de 0.30 euros de la subvención para el total de la población. En el Gráfico 11 se observa que la subvención promedio será negativa para distancias inferiores a 2.7 km.

**Gráfico 11 Valor esperado de la subvención  
(Efectos marginales predichos - IC al 95%)**



Adicionalmente, se obtiene que aquellos individuos que parten desde zonas con una alta densidad poblacional y/o van hacia zonas con una alta densidad laboral tienen una mayor probabilidad de usar el transporte público, en este caso la densidad capta la calidad del transporte público en el origen y destino de los trayectos, por lo tanto, las zonas más densas ofrecen un mejor servicio de transporte público y, en consecuencia, su demanda será mayor; en el caso de las zonas menos densas sucede lo contrario.

**Cuadro 29 Estimación efectos marginales en el modelo A**

Ecuación de probabilidad de uso del transporte público			
MODELO A	Coef.	z	P>z
$w_i$	-0.00014	-10.52	0.0000
(1) estudios $_i$			
secundaria $_i$	0.02914	2.29	0.0220
universitario $_i$	0.14680	8.93	0.0000
(2) sexo $_i$			
mujer $_i$	0.10531	7.45	0.0000
(3) edad $_i$			
30-44 $_i$	0.00969	0.67	0.5050
45-65 $_i$	0.08193	5.19	0.0000
$\ln km_i$	0.01575	3.12	0.0020
densidad $_o_i$	0.00001	17.89	0.0000
denlab $_d_i$	0.00003	43.15	0.0000
dummies zonas		no	

Categorías de referencia: (1) sin estudios, (2) hombre, (3) edad 16-29. Se consideran los pesos poblacionales  
Error estándar robusto a problemas de heteroscedasticidad

Por otra parte, los resultados indican que los individuos que trasbordan reciben, en promedio, 175 €/mes más que los usuarios que no trasbordan. Además, después de controlar por la distancia y los trasbordos, los usuarios que reciben una mayor subvención son aquellos que usan el bus urbano, seguido por los que usan el tranvía y luego el metro.

Cabe mencionar que, como se observa en la parte inferior del Cuadro 28, a un 5% de significación no es posible rechazar la hipótesis nula de independencia ( $H_0: \rho=0$ ), por tanto, las dos ecuaciones, la de cuantía y la de probabilidad, podrían estimarse por separado sin que los resultados apenas varíen.

**ESTIMACIÓN DEL ÍNDICE DE ACCESIBILIDAD: MODELO B**

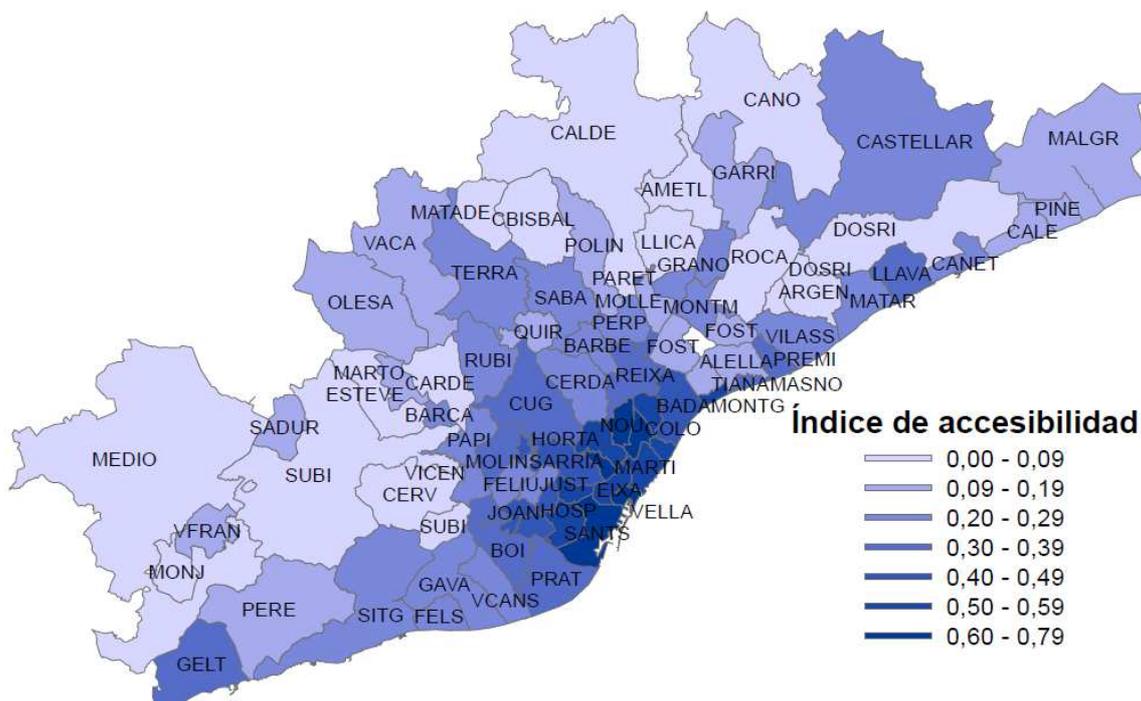
A partir de la ecuación de probabilidad de uso del transporte público es posible construir un índice de accesibilidad. Para ello, se ha estimado el modelo B (lado derecho del Cuadro 28) en el cual se ha sustituido en la ecuación de probabilidad, la densidad poblacional y la densidad laboral por *dummies* de zonas. De modo que, luego de controlar por el salario, sexo, educación, edad y distancia, los coeficientes de dichas *dummies* proporcionan información sobre la accesibilidad en transporte público. En este sentido, manteniendo el

resto de las variables constantes, cuanto más alto sea el valor de estos coeficientes, mayor accesibilidad al transporte público ofrece la zona.

Para una mejor comprensión, el índice de accesibilidad se ha calculado en términos de probabilidades. En otras palabras, los coeficientes de las *dummies* se han modificado de tal forma que generen una probabilidad de uso del transporte público cuya media coincida con la frecuencia observada del uso del transporte público en la muestra, es decir, 0.2614. De esta manera, a cada coeficiente se le asigna un valor entre 0 y 1 que representa el índice de accesibilidad en transporte público de esa zona, 0 representa nula accesibilidad y 1 máximo nivel de accesibilidad.

En el Mapa 5 se representa el índice de accesibilidad para cada zona y en el anexo 3 se presentan los resultados numéricos. Como se esperaba, las zonas de mayor accesibilidad en la RMB son las pertenecientes a los distritos de Barcelona, entre ellos, destacan Ciutat Vella, Sant Andreu y Sants, que están en los tres primeros lugares y ofrecen servicios de transporte público para al menos cuatro de los cinco modos disponibles (metro, tren, autobús urbano e interurbano y tranvía). Por su parte, entre las zonas con menor índice de accesibilidad se tienen Matadepera, Dosri (agrupa Dosrius, Arenys de Munt, Sant Cebrià de Vallalta), Medio (incluye Sant Quintí de Mediona, Castellet i la Gornal, Castellví de la Marca, la Granada, Olerdola, Sant Martí Sarroca, Sant Pere de Riudebitlles, Torrelles de Foix, Villobi del Penedés) y Subi (conformada por Subirats, Avinyonet del Penedès, La Palma de Cervelló, Corbera de Llobregat, Torrelles de Llobregat, Gelida, Sant Llorenç d'Hortons).

**Mapa 5 Índice de accesibilidad**



## I.8. CONCLUSIONES

En el presente capítulo nos aproximamos al cálculo del impacto redistributivo de las subvenciones al transporte público en la RMB desde dos perspectivas; primero, evaluando cómo afectan las subvenciones a los individuos según sus características socioeconómicas y, segundo, analizando cómo éstas se distribuyen en el territorio. Cabe mencionar que solo se consideran las subvenciones de los títulos integrados y que la unidad de análisis son los ocupados que se desplazan por motivos laborales.

Teniendo en cuenta que los títulos integrados permiten hacer trasbordos entre modos de transportes diferentes sin cargo adicional, se propone calcular las subvenciones (en viajeros-kilómetro) incorporando los costes operativos adicionales que producen los usuarios cada vez que trasbordan.

Con base en estas consideraciones, se obtuvo que el porcentaje de las subvenciones que recibe cada quintil, en promedio, se reduce cuando pasamos a quintiles superiores de la renta hasta el tercer quintil, luego se mantiene casi a un mismo nivel. Se pudo comprobar que en todos los casos los individuos del primer quintil son los que más se benefician de las subvenciones, lo cual se puede explicar porque éstos son los que usan más el transporte público y realizan más trasbordos en el sistema (aunque sus recorridos son más cortos). Ello es así por sus restricciones presupuestarias, que limitan sus posibilidades de residencia, tamaño del mercado laboral y tenencia de vehículo privado. En este sentido, el cálculo de los indicadores de desigualdad confirmó que la política de subvención al transporte público ha sido progresiva en la RMB aunque su capacidad redistributiva en la población ha sido muy limitada.

Por otra parte, el análisis territorial mostró que los mayores efectos redistributivos de las subvenciones se ubicaron en la Aglomeración Central, es decir, en Barcelona y los 34 municipios más cercanos a ella. En particular, si se consideran solo los distritos de Barcelona y sus municipios adyacentes se obtuvo que la política de subvenciones fue progresiva y con efectos redistributivos, relativamente, importantes en El Prat, Nou Barris, Santa Coloma de Gramenet y Sant Adrià de Besòs. De hecho, se pudo observar que la capacidad redistributiva de las subvenciones fue, en promedio, mayor para las regiones con salarios medios más bajos y con mayor grado de desigualdad antes de aplicar la transferencia.

Asimismo, se realizó un análisis econométrico sobre los determinantes de las subvenciones al transporte público en la RMB. Los resultados de la estimación, mediante el

método de Heckman estimado por Máxima Verosimilitud, indicaron que las características socioeconómicas de los individuos, la distancia y la calidad del transporte público en el origen y destino de los trayectos determinan la probabilidad de uso del transporte público. Mientras que la distancia, la necesidad de trasbordar y el modo utilizado son determinantes de las subvenciones. Entre los resultados más destacados están: i) la probabilidad de usar el transporte público se reduce con el nivel de salario y que, además, en promedio, dicha probabilidad es superior para las mujeres en 10.5 pp en comparación con la de los hombres; ii) controlando por el nivel de salario, los individuos más educados tienen una mayor probabilidad de usar el transporte público; iii) se halló que la relación entre la probabilidad de usar el transporte público y la distancia es cuadrática, en concreto, se observa que la probabilidad aumenta con la distancia hasta alcanzar los 11 km luego se reduce; iv) se comprobó que los individuos que usan con más frecuencia el transporte público son aquellos que parte o van a zonas que cuenta con una buena oferta de este servicio.

En cuanto a los determinantes de las subvenciones los resultados indican que, si se fija el resto de las variables explicativas en sus valores medios, un incremento del 1% en la distancia recorrida causa un aumento en la subvención de 0.59 euros para los usuarios del transporte público y de 0.30 euros de la subvención para el total de la población. Por otra parte, los individuos que trasbordan reciben, en promedio, 175 €/mes más de subvención que los usuarios que no trasbordan. Además, después de controlar por la distancia y los trasbordos, los usuarios que reciben una mayor subvención son aquellos que usan el bus urbano, seguido por los que usan el tranvía y el metro.

Finalmente, se derivó un índice de accesibilidad y se halló que las zonas de mayor accesibilidad son las pertenecientes a los distritos de Barcelona, entre ellos, destacan Ciutat Vella, Sant Andreu y Sants, las cuales, efectivamente, tienen una excelente oferta de transporte público. Por su parte, entre las zonas con menor índice de accesibilidad se tienen Matadepera, Arenys de Munt, Sant Quintí de Mediona, Castellet i la Gornal, Subirats y Avinyonet del Penedès.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- APTA (2014). *Public Transportation Investment Background Data*. 9a edición, American Public Transportation Association. Washington, DC. Junio, 2014.
- Asensio, J., Matas, A., y Raymond, J. L. (2003). Redistributive effects of subsidies to urban public transport in Spain. *Transport Reviews*, 23(4), 433-452.
- ATM (varios años). *Informe de Actividad*. Autoritat del Transport Metropolità. Barcelona, España.
- ATM (2013). *Transmet Xifras*. Autoritat del Transport Metropolità. Barcelona, España.
- Badoe, D. A., y Miller, E. J. (2000). Transportation–land-use interaction: Empirical findings in North America, and their implications for modeling. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 5(4), 235-263.
- Basso, L. J., y Jara-Díaz, S. R. (2010). The case for subsidisation of urban public transport and the Mohring effect. *Journal of Transport Economics and Policy*, 365-372.
- Bento, A. M., Cropper, M. L., Mobarak, A. M., y Vinha, K. (2005). The effects of urban spatial structure on travel demand in the United States. *Review of Economics and Statistics*, 87(3), 466-478.
- Cropper, M., y Bhattacharya, S. (2012). Public transport subsidies and affordability in Mumbai, India. *Urban Studies Research*, 2012.
- De Borger, B., y Swysen, D. (1999). Public transport subsidies versus road pricing: an empirical analysis for interregional transport in Belgium. *International Journal of Transport Economics/Rivista internazionale di economia dei trasporti*, 55-89.
- De la Fuente, S. (2012). *La influencia de la forma urbana en la movilidad: Un análisis empírico para las áreas urbanas de Madrid y Barcelona*. Tesis doctoral. Universidad Autónoma de Barcelona, Barcelona, España.
- Dodgson, J. S., y Topham, N. (1987). Benefit-cost rules for urban transit subsidies: an integration of allocational, distributional and public finance issues. *Journal of Transport Economics and Policy*, 57-71.
- Hay, A. (1986). The impact of subsidised low-fare public transport on travel behaviour. *Environment and Planning C: Government and Policy*, 4(2), 233-246.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153-161.
- Levinson, D. M., y Kumar, A. (1997). Density and the journey to work. *Growth and change*, 28(2), 147-172.
- Mackie, P. (2001) Principles of public policy for bus services. Chapter 2 in Tony Grayling (ed.) *"Any more fares?" Delivering Better Bus Services*. Londres.
- Matas, A., y Raymond, J. L. (1998). Technical characteristics and efficiency of urban bus companies: The case of Spain. *Transportation*, 25(3), 243-264.
- Nash, C., Bickel, P., y Friedrich, R. (2002). The environmental impact of transport subsidies. Paper preparado para *OECD workshop on the environmentally harmful subsidies*. Paris, Noviembre, 2002.
- OMM (2008). *Observatorio de la Movilidad Metropolitana. Informe 2006*. Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino, y Ministerio de Fomento. Gobierno de España. Madrid, España.

- OMM (2014). *Observatorio de la Movilidad Metropolitana. Informe 2012*. Editado por el Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente. Gobierno de España. Madrid, España
- Ortúzar, J., y Willumsen, L. G. (2008). *Modelos de transporte*. Colección Traducciones (vol. 1). Ed. Universidad de Cantabria.
- Oum, T. H. y Waters, W. G. (1998) Contribuciones recientes en el análisis de las funciones de coste aplicadas al transporte. En *Desarrollos recientes en economía del transporte* (pp. 73-132) coordinadores Ginés de Rus y Chris Nash. Editorial Civitas.
- Parry, I. W., y Small, K. A. (2007). Should urban transit subsidies be reduced?. *American Economic Review*, 99, 700–724.
- Preston, J. M. (2008). Public transport subsidisation. En Ison, S. and Rye, T. (Eds) *The Implementation and Effectiveness of Transport Demand Management measures: An International Perspective*, 189-209. Ashgate, Aldershot.
- Pucher, J. (1983). Who benefits from transit subsidies? Recent evidence from six metropolitan areas. *Transportation Research Part A: General*, 17(1), 39-50.
- Puhani, P. (2000). The Heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of economic surveys*, 14(1), 53-68.
- Savage, I., y Small, K. A. (2010). A comment on 'Subsidisation of urban public transport and the Mohring effect'. *Journal of Transport Economics and Policy (JTEP)*, 44(3), 373-380.
- Serebrisky, T., Gómez-Lobo, A., Estupiñán, N., y Muñoz-Raskin, R. (2009). Affordability and subsidies in public urban transport: What do we mean, what can be done?. *Transport reviews*, 29(6), 715-739.
- Small, K. A., y Verhoef, E. T. (2007). *The economics of urban transportation*. 2a. Edición, Londres y Nueva York. Routledge.
- Starrs, M., y Perrins, C. (1989). The markets for public transport: the poor and the transport disadvantaged. *Transport Reviews*, 9(1), 59-74.
- Susilo, Y. O., y Maat, K. (2007). The influence of built environment to the trends in commuting journeys in the Netherlands. *Transportation*, 34(5), 589-609.
- Van Reeve, P. (2008). Subsidisation of urban public transport and the Mohring effect. *Journal of Transport Economics and Policy*, 349-359.
- Vassallo, J. M., Perez De Villar, P., Muñoz-Raskin, R., y Serebrisky, T. (2009). Public Transport Funding Policy in Madrid: Is There Room for Improvement?. *Transport Reviews*, 29(2), 261-278.
- Verbeek, M. (2004). *A guide to modern econometrics*. John Wiley y Sons. 2a. Edición. Inglaterra.

## ANEXOS

### Anexo 1: Leyenda de las zonas

Zona	Municipios o distritos
ADRIA	Sant Adrià de Besòs
ALELLA	Teià, Alella
AMETL	L'Ametlla del Vallès, Canovelles, Santa Eulàlia de Ronçana
ANDREU	Sant Andreu
ARGEN	Argentona
BADA	Badalona
BARBE	Barberà del Vallès, Badia del Valles
BARCA	Sant Andreu de la Barca
BOI	Sant Boi de Llobregat
CALDE	Caldes de Montbui, Sant Llorenç Savall, Castellterço, Bigues I Riells, Sant Feliu de Codines, Palau-Solità i Plegamans
CALE	Calella, Sant Pol de Mar
CANET	Canet de Mar, Arenys de Mar
CANO	Cànoves i Samalús, Aiguafreda, Sant Pere de Vilamajor, Sant Antoni de Vilamajor
CASTELLAR	Castellar del Vallès
CBISBAL	Castellbisbal
CARDE	Cardedeu, Llinars del Vallès, Sant Celoni, Sant Esteve de Palautordera, Santa Maria de Palautordera, Gualba, Vallgorguina
CERDA	Cerdanyola del Vallès
CERV	Cervelló, Vallirana
COLO	Santa Coloma de Gramenet
CORNE	Cornellà de Llobregat
CUG	Sant Cugat del Vallès
DOSRI	Dosrius, Arenys de Munt, Sant Cebrià de Vallalta
EIXA	Eixample
ESPLU	Esplugues de Llobregat
ESTEVE	Sant Esteve Sesrovires, Castellví de Rosanes
FELIU	Sant Feliu de Llobregat
FELS	Castelldefels
FOST	Sant Fost de Campsentelles, Martorelles, Vallromanes
GARRI	La Garriga, Les Franqueses del Vallès
GAVA	Gavà, Sant Climent de Llobregat
GELT	Vilanova i La Geltrú, Cubelles
GRACIA	Gracia
GRANO	Granollers
HORTA	Horta-Guinardo
HOSP	Hospitalet de Llobregat
JOAN	Sant Joan Despí
JUST	Sant Just Desvern
LESC	Les Corts
LLAGO	La Llagosta
LLAVA	Sant Andreu de Llavaneres, Sant Vicenç de Montalt, Caldes d'Estrac
LLICA	Lliçà D'amunt, Lliçà de Vall

Continúa en la siguiente página

## Anexo 1: Leyenda de las zonas (continuación)

Zona	Municipios o distritos
MALGR	Malgrat de Mar, Santa Susanna, Tordera, Palafolls
MARTI	Sant Martí
MARTO	Martorell
MASNO	El Masnou
MATADE	Matadepera
MATAR	Mataró
MEDIO	Sant Quintí de Mediona, Castellet i La Gornal, Castellví de La Marca, la Granada, Olerdola, Sant Martí Sarroca, Sant Pere de Riudebitlles, Torrelles de Foix, Villobi del Penedès
MOLIN	Molins de Rei
MOLLE	Mollet del Vallès
MONJ	Santa Margarida i els Monjos
MONTG	Montgat
MONTM	Montmeló, Montornès del Vallès
NOU	Nou Barris
OLESA	Olesa de Montserrat, Esparreguera, Abrera, Collbató
PERE	Sant Pere de Ribes, Olivella, Canyelles
PAPI	El Papiol, Pallejà
PARET	Parets del Vallès
PERP	Santa Perpètua de Mogoda
PINE	Pineda de Mar
POLIN	Polinyà, Sentmenat
PRAT	El Prat de Llobregat
PREMI	Premià de Mar, Premià de Dalt
QUIR	Sant Quirze del Vallès
REIXA	Montcada i Reixac
RIPO	Ripollet
ROCA	La Roca del Vallès, Vilanova del Vallès
RUBI	Rubí
SABA	Sabadell
SADUR	Sant Sadurní d'Anoia
SANTS	Sants-Montjuic
SARRIA	Sarria-Sant Gervasi
SCOCE	Santa Coloma de Cervelló
SITG	Garraf (Sitges), Begues
SUBI	Subirats, Avinyonet del Penedès, la Palma de Cervelló, Corbera de Llobregat, Torrelles de Llobregat, Gelida, Sant Llorenç d'Hortons
TERRA	Terrassa
TIANA	Tiana
VACA	Vacarisses, Ullastrell, Viladecavalls
VCANS	Viladecans
VELLA	Ciutat Vella
VFRAN	Vilafranca del Penedès
VICEN	Sant Vicenç dels Horts
VILASS	Vilassar de Dalt, Vilassar de Mar, Cabrils, Cabrera de Mar

## Anexo 2: Indicadores redistributivos por zona

Zona	G(S <sub>ss</sub> )	IC	G(S <sub>cs</sub> )	IK	IRSx100	Subvención media (€/individuo)	Subvención (%Salario)
ADRIA	0.233	-0.195	0.226	-0.428	0.676	25.658	1.606
ALELLA	0.217	0.270	0.218	0.052	-0.011	4.252	0.208
AMETL	0.181	0.345	0.182	0.163	-0.050	5.335	0.306
ANDREU	0.202	-0.054	0.198	-0.256	0.440	29.939	1.751
ARGEN	0.199	-0.270	0.199	-0.469	0.002	0.100	0.005
BADA	0.219	-0.221	0.213	-0.440	0.642	23.218	1.481
BARBE	0.212	-0.635	0.203	-0.847	0.882	15.775	1.052
BARCA	0.178	-0.336	0.171	-0.514	0.748	23.078	1.475
BOI	0.210	-0.322	0.201	-0.532	0.937	28.042	1.794
CALDE	0.205	-0.128	0.204	-0.333	0.120	6.244	0.361
CALE	0.240	-0.211	0.236	-0.451	0.451	14.899	1.010
CANET	0.198	0.353	0.199	0.155	-0.082	9.700	0.530
CANO	0.196	0.613	0.199	0.417	-0.320	11.061	0.773
CARDE	0.204	0.037	0.203	-0.167	0.136	14.405	0.816
CASTELLAR	0.211	0.214	0.211	0.003	-0.001	4.153	0.259
CBISBAL	0.180	-0.468	0.177	-0.648	0.266	6.504	0.412
CERDA	0.203	-0.047	0.201	-0.249	0.137	9.473	0.555
CERV	0.222	-0.490	0.217	-0.713	0.529	12.140	0.747
COLO	0.206	-0.227	0.199	-0.433	0.712	25.631	1.671
CORNE	0.212	-0.194	0.207	-0.406	0.473	18.796	1.179
CUG	0.210	-0.025	0.206	-0.235	0.372	31.097	1.607
DOSRI	0.222	-0.429	0.221	-0.651	0.136	3.734	0.209
EIXA	0.191	-0.054	0.189	-0.245	0.174	13.499	0.716
ESPLU	0.220	-0.166	0.215	-0.386	0.449	21.336	1.177
ESTEVE	0.181	0.486	0.183	0.305	-0.211	12.436	0.699
FELIU	0.220	0.176	0.220	-0.044	0.035	13.541	0.788
FELS	0.210	-0.196	0.205	-0.406	0.469	20.911	1.169
FOST	0.190	-0.604	0.188	-0.794	0.202	4.212	0.255
GARRI	0.202	0.675	0.204	0.473	-0.202	7.423	0.428
GAVA	0.222	-0.281	0.214	-0.503	0.825	28.891	1.666
GELT	0.218	-0.032	0.215	-0.249	0.225	15.647	0.913
GRACIA	0.211	-0.185	0.207	-0.397	0.421	19.195	1.074
GRANO	0.192	-0.032	0.188	-0.224	0.359	28.127	1.626
HORTA	0.196	-0.164	0.190	-0.360	0.588	28.096	1.660
HOSP	0.226	-0.146	0.222	-0.372	0.398	17.024	1.083
JOAN	0.203	-0.083	0.199	-0.285	0.355	21.425	1.259
JUST	0.195	0.069	0.192	-0.126	0.236	37.922	1.909
LESC	0.206	-0.089	0.204	-0.295	0.234	15.439	0.799
LLAGO	0.151	-0.363	0.142	-0.514	0.945	28.237	1.872
LLAVA	0.129	-0.047	0.127	-0.176	0.216	26.126	1.242
LLICA	0.182	-0.882	0.181	-1.064	0.023	0.373	0.022
MALGR	0.217	-0.144	0.216	-0.361	0.086	3.841	0.238
MARTI	0.215	-0.164	0.211	-0.379	0.452	20.549	1.205
MARTO	0.216	-0.023	0.213	-0.239	0.268	18.111	1.136
MASNO	0.228	-0.010	0.226	-0.237	0.148	10.802	0.628
MATADE	0.146	0.074	0.145	-0.072	0.067	18.615	0.939
MATAR	0.219	0.165	0.218	-0.053	0.054	16.798	1.030
MEDIO	0.194	0.528	0.195	0.334	-0.090	4.335	0.272
MOLIN	0.213	-0.047	0.212	-0.261	0.197	12.729	0.761
MOLLE	0.208	-0.510	0.203	-0.718	0.547	12.746	0.768
MONJ	0.186	0.869	0.197	0.683	-1.107	22.928	1.648
MONTG	0.223	-0.182	0.215	-0.405	0.824	35.893	2.077
MONTM	0.192	0.413	0.194	0.221	-0.191	14.112	0.872
NOU	0.221	-0.202	0.212	-0.424	0.937	34.853	2.260
OLESA	0.199	-0.009	0.198	-0.208	0.068	5.717	0.329
PERE	0.232	0.115	0.230	-0.117	0.213	29.826	1.854
PAPI	0.182	-0.620	0.168	-0.802	1.374	31.229	1.743
PARET	0.220	0.108	0.219	-0.111	0.096	14.177	0.866
PERP	0.201	0.283	0.202	0.081	-0.066	13.530	0.820
PINE	0.221	0.009	0.220	-0.211	0.015	1.065	0.070
POLIN	0.207	0.774	0.217	0.567	-1.006	27.665	1.805
PRAT	0.211	-0.200	0.197	-0.411	1.429	55.757	3.602
PREMI	0.230	0.092	0.228	-0.139	0.208	24.600	1.527
QUIR	0.198	0.229	0.198	0.031	-0.018	11.001	0.580
REIXA	0.203	-0.198	0.197	-0.401	0.609	24.672	1.544
RIPO	0.200	-0.406	0.194	-0.605	0.554	14.477	0.924
ROCA	0.196	0.146	0.195	-0.050	0.023	7.617	0.462
RUBI	0.212	-0.271	0.208	-0.483	0.454	15.047	0.948
SABA	0.209	-0.041	0.207	-0.250	0.156	10.621	0.627
SADUR	0.198	0.637	0.199	0.439	-0.046	1.740	0.104
SANTS	0.204	-0.079	0.200	-0.282	0.361	22.516	1.295
SARRIA	0.205	-0.308	0.202	-0.513	0.353	13.822	0.692
SCOCE	0.222	-0.210	0.213	-0.432	0.950	41.121	2.247
SITG	0.192	0.231	0.192	0.040	-0.025	12.788	0.642
SUBI	0.205	0.218	0.205	0.013	-0.002	2.760	0.165
TERRA	0.225	-0.091	0.224	-0.316	0.138	7.555	0.439
TIANA	0.211	-0.222	0.206	-0.433	0.478	19.818	1.117
VACA	0.235	-0.042	0.233	-0.277	0.171	10.275	0.620
VCANS	0.229	-0.393	0.214	-0.622	1.514	40.265	2.495
VELLA	0.208	-0.073	0.205	-0.282	0.328	19.823	1.178
VFRAN	0.210	-0.123	0.207	-0.332	0.247	13.256	0.748
VICEN	0.219	-0.468	0.217	-0.687	0.211	4.796	0.308
VILASS	0.221	-0.301	0.215	-0.522	0.623	22.536	1.208

### Anexo 3: Índice de accesibilidad

Zona	Índice de accesibilidad	Zona	Índice de accesibilidad
ADRIA	0.5284	MALGR	0.1497
ALELLA	0.0944	MARTI	0.5586
AMETL	0.0514	MARTO	0.1918
ANDREU	0.6353	MASNO	0.2959
ARGEN	0.0540	MATADE	0.0000
BADA	0.4240	MATAR	0.2562
BARBE	0.2346	MEDIO	0.0278
BARCA	0.2639	MOLIN	0.3078
BOI	0.3282	MOLLE	0.1690
CALDE	0.0446	MONJ	0.0789
CALE	0.1494	MONTG	0.4873
CANET	0.2788	MONTM	0.2620
CANO	0.0705	NOU	0.6060
CARDE	0.0649	OLESÀ	0.0852
CASTELLAR	0.2151	PAPI	0.2260
CBISBAL	0.0340	PARET	0.2375
CERDA	0.2077	PERE	0.1253
CERV	0.0672	PERP	0.2521
COLO	0.4853	PINE	0.1146
CORNE	0.4350	POLIN	0.1018
CUG	0.3420	PRAT	0.3361
DOSRI	0.0240	PREMI	0.3662
EIXA	0.5704	QUIR	0.1187
ESPLU	0.4005	REIXA	0.3810
ESTEVE	0.0480	RIPO	0.2005
FELIU	0.2897	ROCA	0.0431
FELS	0.2787	RUBI	0.2406
FOST	0.1435	SABA	0.2419
GARRI	0.1267	SADUR	0.1897
GAVA	0.2565	SANTS	0.6116
GELT	0.3055	SARRIA	0.4543
GRACIA	0.6114	SCOCE	0.3331
GRANO	0.2223	SITG	0.2665
HORTA	0.5258	SUBI	0.0306
HOSP	0.5694	TERRA	0.2150
JOAN	0.4118	TIANA	0.0875
JUST	0.2108	VACA	0.0959
LESC	0.5804	VCANS	0.2691
LLAGO	0.3314	VELLA	0.7291
LLAVA	0.3552	VFRAN	0.1625
LLICA	0.0293	VICEN	0.2123
		VILASS	0.2752

## ***Capítulo II “Infraestructuras viarias y flujos de inversión”***

**RESUMEN:** En el estudio se analiza la relación entre las inversiones en infraestructuras viarias y los flujos de inversión con mayor contenido tecnológico en las provincias españolas. Así, con datos agregados para el período 1977-2008, se estima una función en la cual los flujos de inversión en equipos y maquinarias dependen del potencial de mercado, PIB, diversificación económica, costes laborales unitarios y años medios de estudios. Los resultados indican que las elasticidades de largo plazo de la inversión en equipos y maquinarias con respecto al potencial de mercado, PIB y años medios de estudios son, en promedio, 0.90, 0.75 y 0.80, respectivamente. Adicionalmente, para evaluar correctamente el impacto final de una mejora en las infraestructuras viarias sobre la economía se incorporan las diferentes interacciones entre las variables del modelo, mediante la definición de un sistema de ecuaciones. De este modo, se obtiene que las elasticidades de la inversión en equipos y maquinarias, *stock* de capital y PIB con respecto al tiempo de viaje son, en promedio, 1.18, 0.33 y 0.11, respectivamente. Asimismo, se construye un índice que tiene en cuenta, tanto la inversión en autopistas y carreteras, como su efecto sobre el PIB, con el cual se concluye que dicha política de inversión favoreció, especialmente, a las provincias que inicialmente tenían bajos niveles de PIB real per cápita (tales como, Almería, Granada, Jaén, Lugo), mientras que las provincias más ricas fueron las menos favorecidas (por ejemplo, Girona, Tarragona y Barcelona).

**PALABRAS CLAVES:** Infraestructuras viarias, localización de la actividad económica, potencial de mercado.

**CÓDIGO JEL:** R40, R30, R12

## II.1. INTRODUCCIÓN

A partir de 1970, en España se aprobaron y emprendieron ambiciosos planes de inversión dirigidos a mejorar las infraestructuras viarias, parte de ellos han sido impulsados por la financiación recibida de los fondos europeos. Como consecuencia de estas actuaciones, actualmente, el país cuenta con una moderna red viaria que comprende 16582 km de vías de alta capacidad, de los cuales 11955 km son autovías, 3026 km pertenecen a autopistas de peaje y 1602 km a vías de doble calzada<sup>20</sup>. Así, España se ha ubicado desde 2007 en el primer lugar entre los países de la Unión Europea con más kilómetros de autopistas.

De acuerdo con la literatura, las empresas son atraídas por aquellas regiones que cuentan con buenas vías de comunicación, puesto que ello representa menores costes de transporte, mayor productividad y más oportunidades de acceso a otros mercados. Así mismo, las autoridades en su búsqueda de atraer inversiones hacia las regiones suelen utilizar la política de transporte para influir en las decisiones de localización de las empresas, de esta manera, se crean nuevos puestos de trabajo y se incrementa la productividad de las empresas locales. Así, las infraestructuras de transporte influyen en la localización de la actividad económica.

Bajo estas consideraciones, es importante proporcionar evidencia empírica sobre la efectividad de las inversiones en infraestructuras de transporte para atraer empresas e inversiones hacia las regiones, con la finalidad mejorar el diseño e implementación de las políticas públicas. En este sentido, el objetivo de la investigación apunta a estimar el efecto que han tenido las mejoras en la red de infraestructuras viarias sobre los flujos de inversión productiva hacia las provincias españolas durante el período 1977-2008. En este sentido, la principal contribución del estudio es el desarrollo de una metodología que permite estimar el impacto final sobre la economía.

A continuación, se exponen las consideraciones teóricas y empíricas tratadas en la literatura. En el apartado 3, se plantea el análisis empírico. Seguidamente, se explica el modelo propuesto y la metodología econométrica aplicada. En el apartado 5, se presentan los resultados de la estimación y se analiza el impacto de una política de inversión en infraestructuras viarias sobre la economía. En el sexto apartado, se ofrecen las conclusiones.

---

<sup>20</sup> Según el último anuario publicado hasta la fecha por el Ministerio de Fomento, correspondiente al año 2013.

## II.2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Desde los primeros planteamientos de la teoría de la localización bajo los modelos clásicos y neoclásicos hasta los más recientes desarrollos de la Nueva Geografía Económica (NGE), los costes de transporte han jugado un papel central en la derivación de los fundamentos que explican la distribución de la actividad económica dentro de un territorio.

A principios del siglo XX, con los trabajos de Alfred Weber y las siguientes generalizaciones y extensiones planteadas por Leon Moses, Walter Isard, Melvin Greenhut, Edgar Hoover, entre otros, se abre paso la **teoría sobre la localización de la actividad económica**. Bajo los supuestos de agentes económicos racionales e información perfecta, se define la localización óptima en términos de la minimización de los costes de transporte (McCann, 2001; Dawkins, 2003).

Así mismo, en los trabajos desarrollados por Hotelling en 1929 y Palander en 1935, los costes de transporte son un componente clave dentro del enfoque de competencia espacial.

Posteriormente, a partir del trabajo de Krugman (1991) y el surgimiento de la **NGE**, vuelve a ponerse especial énfasis en los costes de transporte para entender la dinámica de la localización de la actividad económica y sus efectos sobre la desigual distribución espacial de la producción, el empleo y el ingreso (Puga, 2008; Lafourcade y Thisse, 2008).

Como explica Redding (2009), en la NGE las decisiones de localización se determinan por la tensión entre dos fuerzas, una fuerza de aglomeración que lleva a la concentración de la actividad económica dentro de un territorio, y otra fuerza de dispersión que conduce a una más equitativa distribución de la misma; siendo los costes de transporte los que determinan el balance entre ambas fuerzas.

De este modo, las fuerzas de aglomeración se determinan por los rendimientos crecientes de escala, la preferencia por la variedad y los costes de transporte que incentivan a las empresas y consumidores a concentrarse en una misma área geográfica. Mientras que las fuerzas de dispersión surgen de la competencia entre las empresas del mercado y de la inmovilidad de los factores de producción y de las "*amenities*", los cuales, junto con los costes de transporte, proporcionan incentivos a desconcentrar la producción. En consecuencia, variaciones en los costes de transporte inducen a cambios en la distribución espacial de la actividad económica.

De acuerdo con la NGE, el patrón de concentración de la producción y el consumo surge endógenamente de espacios que, en un principio, eran idénticos. A las fuerzas que son inherentes al funcionamiento del mercado y que son capaces de causar un desarrollo desigual entre regiones son denominadas **fuerzas de segunda naturaleza**. En contraste, las **fuerzas de primera naturaleza** son dadas por factores, tales como, la dotación de recursos naturales, condiciones climáticas y cercanía a medios naturales de comunicación. Mientras que la NGE le da más importancia a las fuerzas de segunda naturaleza, la tradicional teoría de localización destaca el papel de las fuerzas de primera naturaleza en la determinación de la distribución espacial de la actividad económica (Ottaviano, 2008).

Por estas razones, las infraestructuras de transporte han sido ampliamente consideradas en los modelos de localización de la actividad económica tanto desde la perspectiva de la teoría de localización tradicional como de la NGE. En este sentido, las inversiones en infraestructuras de transporte pueden generar ahorros en los costes de transportar *inputs* y *outputs* y pueden, a su vez, aumentar las oportunidades de acceso a otros mercados (accesibilidad). Por ello, Combes et al., (2008), Ottaviano (2008) y Puga (2008) sostienen que, para los inversionistas, la atracción de una localización depende tanto del tamaño relativo de su mercado, como de la capacidad y calidad de su red de transporte para conectar áreas. Ambas dimensiones pueden ser captadas a través del potencial de mercado de una región.

En efecto, el **potencial de mercado** es un índice de accesibilidad propuesto por Harris (1954) que puede ser interpretado como el volumen de la actividad económica al cual una región puede acceder luego de considerar los costes de la distancia. Para una región  $i$ , el potencial de mercado se calcula como:

$$PM_i = \sum_j \frac{M_j}{d_{ij}^\alpha} \quad (1)$$

Donde,

$M_j$  es una medida del volumen del mercado del destino  $j$ , el cual puede ser aproximado utilizando la población (Holl, 2011), el empleo (Graham, 2007) o el PIB regional (Crozet, et al 2004);

$d_{ij}^\alpha$  es la distancia entre las dos regiones (*proxy* de los costes de transporte);

$\alpha$  es el parámetro de decaimiento, se supone mayor a cero y refleja el efecto de la región  $j$  sobre el potencial de la región  $i$  según sea la distancia que las separa. Si  $\alpha=1$  el efecto de

la región  $j$  sobre el potencial de  $i$  es inversamente proporcional a la distancia entre ellas. Si  $\alpha > 1$  las interacciones entre las regiones más cercanas tienen una mayor importancia que las que están más alejadas. Aunque hallar su valor es una cuestión empírica según la actividad considerada y la naturaleza y magnitud de los costes de transporte (Holl, 2007; Graham, et. al 2009), la literatura con frecuencia supone que es igual a uno, entre ellos, Gutiérrez (2001); Holl, (2011); Graham (2007); Combes, et al (2011).

La literatura sugiere un efecto positivo del potencial de mercado sobre la localización de la actividad económica. En este sentido, Head y Mayer (2004) estiman un modelo de localización para empresas japonesas ubicadas en varios países europeos durante 1984 y 1995, concluyen que el potencial de mercado ha tenido un papel importante en las decisiones de localización de dichas empresas. Por su parte, Holl (2004a) obtiene que las mejoras en las infraestructuras viarias españolas experimentadas entre 1980 y 1994 (medido a través del potencial de mercado) influyeron en los planes de localización de las plantas manufactureras. Combes, et al (2011) analiza la evolución de la distribución espacial de la actividad económica en Francia para varios puntos del tiempo (1860, 1896, 1930, 1982, 2000) hallan que en el período 1860-1930 el principal determinante fue el potencial de mercado pero que, con la caída de los costes de transporte en las últimas décadas, su importancia se ha visto reducida con el paso del tiempo.

Aparte de las infraestructuras de transporte, la literatura también destaca otros **determinantes neoclásicos de la localización de la actividad económica** que influyen en los beneficios o en los costes de las empresas, tales como, las economías de aglomeración y las condiciones del mercado laboral (Arauzo-Carod, et al, 2010).

A este respecto las **economías de aglomeración** han sido extensamente documentadas en la literatura como uno de los más importantes determinantes de las decisiones de localización de la producción. Éstas provienen de la reducción de los costes debido a que la actividad económica está concentrada en una misma área geográfica, lo cual facilita e intensifica la interacción entre los agentes económicos (Cohen y Morrison, 2009). La noción básica es que la cercanía entre empresas, pertenecientes o no a un mismo sector, generan beneficios que mejoran su desempeño económico, lo cual se traduce en una mayor productividad, inversión y crecimiento regional (Ciccone y Hall, 1996; Rosenthal y Strange, 2001).

La literatura distingue dos tipos de economías de aglomeración, a saber, economías de localización y economías de urbanización. Las primeras comprenden los beneficios de la

empresa derivados de la expansión del propio sector a la que pertenece. Mientras que los beneficios de las economías de urbanización provienen de la expansión de toda la actividad económica en un área en particular<sup>21</sup>.

La literatura propone varias causas por las que la concentración de la actividad económica mejora el desempeño económico. En este sentido, Duranton y Puga (2004) actualizan y reformulan los tradicionales canales marshallianos a través de los cuales las economías de aglomeración trabajan y proponen tres tipos de microfundamentos. El primero, *sharing* tiene que ver con la idea de que la concentración permite: *i*) compartir los costes derivados de la indivisibilidad de bienes y *facilities*; *ii*) compartir riesgos; y *iii*) compartir las ganancias debido a una mayor diversidad de proveedores y a una mayor especialización en los mercados. La segunda, *matching* se refiere a que la localización facilita y mejora el ajuste entre la oferta y la demanda de cualificaciones en el mercado laboral. Y, tercero, *learning* comprende los mecanismos de generación, difusión y acumulación de conocimiento.

Por lo tanto, debido a sus efectos sobre la productividad<sup>22</sup> y sobre el desempeño económico general, se espera que las economías de aglomeración sean un factor de atracción de empresas e inversiones hacia las regiones. Efectivamente, Brown et al (2009) empleando datos para Estados Unidos a nivel de estados entre 1995 y 2006, obtienen que las economías de aglomeración atraen mayores flujos de inversión industrial a las regiones. Por su parte, Escribá y Murgui (2011) con datos a nivel de CC.AA. concluyen que la diversificación regional (aproximada por el índice de Herfindahl) y la densidad de empleo han sido determinantes en la localización de la inversión empresarial en España durante 1995 y 2007. También para España, Viladecans-Marsal (2004) encuentra evidencia sobre la importancia de las economías de urbanización en la distribución geográfica de la actividad industrial, aunque observa que la intensidad del efecto varía según el sector manufacturero considerado (utiliza datos a nivel de municipios). Asimismo, empleando varias medidas de economías de aglomeración, Smith y Florida (1994) para Estados Unidos; Guimaraes et al (2000) para Portugal; y Head y Mayer (2004) para Europa, concluyen que las mismas han sido cruciales en la distribución espacial de las empresas extranjeras dentro de sus territorios.

---

<sup>21</sup> Para una mayor explicación sobre economías de aglomeración, causas y alcance, se recomienda Rosenthal y Strange (2004).

<sup>22</sup> Ver Ciccone y Hall (1996) y Ciccone (2002) quienes proporcionan evidencia sobre una relación positiva y significativa entre la concentración de la actividad económica y la productividad para Estados Unidos y Europa, respectivamente.

Adicionalmente, la literatura empírica ha encontrado evidencia significativa sobre la relación entre las **condiciones del mercado laboral** y el patrón espacial de localización de la actividad económica, para el análisis suelen considerarse variables que captan las características del capital humano (tales como, años medios de estudios, porcentaje de la población con cierto grado de instrucción) y de los costes laborales de las regiones (como salario promedio por trabajador y costes laborales unitarios).

Una mayor disponibilidad de capital humano está relacionada con una mayor productividad, la adopción de tecnologías intensivas en capital y la acumulación de capital privado (Escribá y Murgui, 2011). Por lo tanto, se espera que sea un factor que atraiga inversiones hacia las regiones, evidencia sobre ello se puede encontrar en el trabajo antes citado de Combes et al (2011), quienes señalan el papel cada vez más importante que ha jugado el capital humano en la estructura económica espacial de Francia. Por su parte, Escribá y Murgui (2008), en su estudio para España durante el período 1964-2000, concluyen que el capital humano es uno de los determinantes claves de los flujos de inversión hacia nuevos núcleos industriales. Para Portugal, Holl (2004b) halla que la probabilidad de la puesta en marcha de una planta en un municipio determinado está significativamente relacionada con una mejor cualificación de la fuerza laboral en la región.

Así mismo, se recomienda utilizar una medida de los costes salariales ajustada a la productividad para captar adecuadamente el impacto de los costes laborales sobre las decisiones de localización de las empresas (Coughlin y Segev, 2000; Davis y Schluter, 2005). En este sentido, se espera que regiones con altos costes laborales en relación con su productividad alejen a las inversiones. En efecto, Davis y Schluter (2005) quienes, utilizando datos para EEUU entre 1991 y 1997, analizan las características de la fuerza laboral que contribuyen a la creación de nuevas plantas dentro del sector de alimentos, obtienen que aquellos condados con altos salarios en relación con su productividad atraen menos inversiones, resultados similares obtienen Henderson y McNamara (2000). Por su parte, Escribá y Murgui (2008) demuestran que el comportamiento de los salarios industriales en las regiones españolas durante 1964 y 2000 ha sido uno de los determinantes de los cambios en la localización de la inversión industrial.

Así, dentro del marco de la teoría de la localización y de acuerdo con la evidencia empírica, puede decirse que los costes de transporte, las economías de aglomeración, el capital humano y los costes laborales son factores que determinan las decisiones de

localización de la actividad económica y, por tanto, los flujos de inversión hacia las regiones:

$$inversión_{it} = f(\text{transporte}_{it}, \text{aglomeración}_{it}, CH_{it}, \text{costeslab}_{it}) \quad (2)$$

En otras palabras, los flujos de inversiones en la región  $i$  durante el período  $t$  ( $inversión_{it}$ ) dependen de las características de la infraestructura de transporte ( $transporte_{it}$ ), las economías de aglomeración ( $aglomeración_{it}$ ), el capital humano ( $CH_{it}$ ) y los costes laborales ( $costeslab_{it}$ ).

De acuerdo con lo explicado, se espera que las infraestructuras de transporte, las economías de aglomeración y el capital humano tengan un efecto positivo sobre los flujos de inversión hacia la región, mientras que los costes laborales relativos ejerzan un efecto negativo.

### **MODELIZACIÓN DE LAS DECISIONES DE LOCALIZACIÓN**

La modelización econométrica sobre las decisiones de localización parte del planteamiento realizado por Carlton (1979 y 1983) quien analizó los determinantes de la localización de nuevas empresas industriales en las áreas metropolitanas de EEUU utilizando un modelo logit multinomial.

Los modelos de elección discreta junto con los modelos de eventos discretos son los enfoques econométricos tradicionales en los estudios empíricos sobre las decisiones de localización. Sin embargo, como explica Arauzo-Carod et al (2010), la selección de la metodología dependen del objetivo del estudio y la disponibilidad de los datos<sup>23</sup>. De este modo, con el paso del tiempo y la mayor disponibilidad de información, diferentes enfoques, especificaciones, niveles de agregación y métodos de estimación han sido aplicados, con la finalidad de estudiar el patrón de distribución de la producción en diferentes partes del mundo.

De esta manera, además de los modelos de elección discreta y de eventos discretos aplicados, por ejemplo, por Carlton (1979 y 1983), Head et al (1995), Guimaraes et al (2004), Arauzo-Carod (2005), Cieslik (2005), Holl (2004a, 2004b) y Smith y Florida (1994); otros análisis han sido llevados a cabo empleando modelos alternativos como Mínimos Cuadrados Ordinarios y técnicas espaciales, entre ellos, Escribá y Murgui (2008), Broadman y Sun (1997), Henderson y McNamara, (2000) y Brown et al (2009).

---

<sup>23</sup> Para una explicación detallada sobre los modelos de elección discreta y los modelos de eventos discretos aplicados a las decisiones de localización se recomienda Arauzo-Carod, et al (2010).

Por otra parte, la metodología econométrica ha sido aplicada con diferentes unidades de análisis espacial, por ejemplo, a nivel de países (Head y Mayer, 2004), estados (Brown et al, 2009), comunidades autónomas (Escribá y Murgui, 2008 y 2011), condados (Smith y Florida, 1994; Coughlin y Segev, 2000), "*concelho*" o municipios (Arauzo-Carod y Manjón-Antolín, 2004; Viladecan-Marsal, 2004; Holl, 2004a; Guimaraes et al, 2000), "*départements*" (Combes, et al, 2011) y provincias (Broadman y Sun, 1997).

No obstante lo anterior, para captar el impacto de las inversiones en transporte, la literatura recomienda trabajar con unidades espaciales suficientemente pequeñas puesto que, generalmente, dicho impacto se concentra a nivel local. En el presente análisis estamos limitados a trabajar a nivel de provincias porque las variables de interés (inversión y tiempo de viaje) no están disponibles a un nivel inferior para todo el territorio nacional. Un aspecto a favor es que a nivel de provincias los datos son más fiables y de mejor calidad si los comparamos con unidades espaciales inferiores.

### II.3. ANÁLISIS EMPÍRICO

La localización de las empresas dentro de un territorio supone tomar decisiones sobre dónde, cuándo y cuánto invertir, a su vez, el tipo de inversión a realizar dependerá de la naturaleza de la actividad económica a la cual se va dedicar. En este sentido, como explica la Fundación BBVA (2006), las actividades más productivas exigen una mayor inversión en maquinaria y material de equipo. Por ello, en el presente estudio se analiza la inversión en este tipo de activos.

El propósito del análisis empírico es evaluar cuál ha sido el papel que ha jugado la inversión en infraestructuras viarias en la localización de las inversiones de mayor contenido tecnológico. Para ello, se utilizan datos de naturaleza agregada a nivel de provincias (NUTS-3 en la clasificación europea) para el período temporal entre 1977 y 2008.

Con la finalidad de obtener una serie de datos homogénea y continua dentro del territorio español, se consideran 46 provincias, se excluyen del análisis la Ciudad Autónoma de Ceuta, la Ciudad Autónoma de Melilla, las provincias pertenecientes a las CC.AA. insulares (Illes Balears y Canarias) y la provincia de Guadalajara<sup>24</sup>.

---

<sup>24</sup> La provincia de Guadalajara presenta un comportamiento anómalo de la inversión en equipos y maquinarias entre 1986-1990. Se observó, además, que al excluir dicha provincia los estadísticos del modelo mejoraban notablemente, con ligeras modificaciones en los coeficientes, por lo tanto, se decidió eliminarla de la estimación.

## DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

Considerando la especificación general dada por la ecuación (2) a continuación se explican las variables utilizadas en el estudio.

Para captar los flujos de inversión productiva y con mayor contenido tecnológico se considera la **inversión bruta real en maquinaria, material de equipo y otros productos, y equipo de transporte**. Esta inversión incluye los productos metálicos; maquinaria y equipo mecánico; maquinaria de oficina; equipo informático; maquinaria y equipo de comunicaciones; software; vehículos de motor y otros materiales de transporte.

De acuerdo con la Fundación BBVA (2006), este tipo de inversión comprende todos aquellos activos dirigidos a actividades con alto grado de innovación y tecnología y, por tanto, constituye un ingrediente clave para la modernización de la capacidad productiva del país. A esta inversión la llamaremos de forma concisa **inversión en equipos y maquinarias**.

Las series de inversión en equipos y maquinarias se obtienen de la base de datos de la Fundación BBVA-IVIE<sup>25</sup> que, a pesar de que ofrece información detallada de la estructura de la inversión para cada provincia, no permite separar la inversión privada de la inversión pública. No obstante, como sostiene la Fundación BBVA (2006), la mayor parte de esta inversión es llevada a cabo por el sector privado<sup>26</sup>. Otro inconveniente es que no es posible distinguir entre la inversión debida a la relocalización, reposición o ampliación del capital, por lo tanto, los resultados del análisis muestran los "efectos netos" de estas decisiones de inversión.

Por su parte, el **potencial de mercado** capta dos factores esenciales en las decisiones de localización de las empresas, uno relacionado con el tamaño del mercado que puede abarcarse y el otro con la capacidad y calidad de la red de infraestructura viaria. De esta forma, recoge los posibles mercados a los que se pueda tener acceso desde una región, considerando que, en la medida que la distancia aumenta, la intensidad de las interacciones será menor porque aumentan los costes de transporte. Se calcula de acuerdo con la definición de Harris dada anteriormente:

---

<sup>25</sup> Fundación BBVA-IVIE "El stock y los servicios del capital en España y su distribución territorial". En <http://www.ivie.es/banco/stock2.php>

<sup>26</sup> De acuerdo con la Fundación BBVA, entre 1974 y 2002 la inversión pública se concentró, esencialmente, en activos de la construcción, mientras que su inversión en equipos y maquinarias fue, en promedio, menor al 30%.

$$potencial_i = \sum_j \frac{PIB_j}{dist_{ij}^\alpha}, \forall i \neq j \quad (3)$$

Nótese que se trata del potencial de mercado **externo**, donde el volumen del mercado del destino  $j$  se aproxima mediante el producto interno bruto (PIB) real de acuerdo con los datos de la Fundación BBVA.

El parámetro de decaimiento,  $\alpha$ , como antes se explicó, refleja la tasa de caída del potencial con la distancia.

La matriz de distancia<sup>27</sup>,  $dist_{ij}$ , es calculada a partir de la ruta de mínimo tiempo entre capitales de provincias para los años 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005 y 2007 expresada en minutos. Estos datos son calculados utilizando ArcGIS Network Analyst. La red de autovías, autopistas y carreteras considerada comprende todas las vías de titularidad del Estado y las principales vías autonómicas y locales del país. De este modo, el tiempo de viaje para cada tramo se calcula considerando la longitud y la velocidad del trayecto según el tipo de vía.

Con los años disponibles de la matriz de tiempo, se construye una serie continua del potencial de mercado, de la siguiente manera:

- Con los tiempos de 1980, se calcula el potencial de mercado de 1977 a 1982;
- Con los datos de tiempo de 1985, se construye el potencial de 1983 a 1987;
- Con los datos de tiempo de 1990, se construye el potencial de 1988 a 1992;
- Con los datos de tiempo de 1995, se calcula el potencial de 1993 a 1997;
- Con los datos de tiempo de 2000, se calcula el potencial de 1998 a 2000;
- Con los datos de tiempo de 2005, se calcula el potencial de 2003 a 2005;
- Con los datos de tiempo de 2007, se calcula el potencial de 2006 a 2008.

El potencial de mercado presenta varias ventajas frente a otras medidas que aproximan la inversión en la red viaria. Primero, al no depender su cálculo de unidades monetarias sino del tiempo de viaje, permite captar de una mejor forma la calidad del servicio de la infraestructura, además, la comparación del *stock* de carreteras y autopistas entre las provincias es más fiable. Otra ventaja es que, al considerar las interacciones interregionales y con ello los efectos de las externalidades debido a la existencia de las provincias vecinas,

---

<sup>27</sup> Un especial agradecimiento a Javier Gutiérrez del Departamento de Geografía Humana de la Universidad Complutense de Madrid y a Ana Condeço-Melhorado del Departamento de Geografía de la Universidad de Alcalá, quienes me proporcionaron los datos de la matriz de tiempo entre provincias.

toma en cuenta los efectos *spillover*, evitando así en la estimación econométrica obtener resultados sesgados (Combes, et al., 2008).

Para captar las **economías de aglomeración** se emplean dos variables, la primera, es el PIB regional, *proxy* del volumen de la actividad económica en el territorio. La segunda, tiene que ver con el grado de diversificación económica de la provincia. Ambas variables captan, específicamente, efectos de economías de urbanización.

En este sentido, el **PIB** se ha utilizado en varios estudios empíricos como una de las variables explicativas más significativas en los modelos de localización de la actividad económica, tales como, Broadman y Sun (1997), Cieslik (2005), Alañon y Arauzo-Carod (2008). Puede notarse, además, que al considerar el potencial de mercado (demanda externa) junto al PIB regional (demanda local) nos aproximamos a la demanda nacional percibida por los inversionistas. Por tanto, se espera que un mayor PIB esté relacionado positivamente con mayores inversiones hacia las provincias. El PIB proviene de la misma fuente utilizada para el potencial.

En relación con la **diversificación económica** de la provincia, ésta se ha calculado como la inversa del índice de Herfindahl. Dicho índice mide el grado en el cual un área geográfica está especializada en algunos sectores, se calcula como:

$$Herf_i = \sum_j \left( \frac{e_{ij}}{e_i} \right)^2$$

Donde  $Herf_i$  es el índice de Herfindahl para la  $i$ -ésima provincia;  $e_{ij}$  es el número de ocupados en el sector  $j$  en la provincia  $i$ ;  $e_i$  es el total de ocupados en la provincia  $i$ . Un mayor valor del índice refleja que la región se concentra en unos pocos sectores y, de aquí, que haya menos diversificación en la economía. Por tanto, el índice de diversificación económica para la  $i$ -ésima provincia se define como la inversa del índice de Herfindahl:

$$Div_i = \frac{1}{Herf_i}$$

Se espera que las economías de aglomeración sean un factor de atracción de las inversiones hacia las provincias. En particular, con inversionistas adversos al riesgo, las economías de urbanización podrían captar la preferencia por regiones con una estructura productiva diversificada, que reduzca los efectos negativos de *shocks* específicos sectoriales, además, una estructura productiva diversificada también favorece el

intercambio de ideas y conocimientos entre diferentes actividades (Combes, et al 2011; Escribá y Murgui, 2005 y 2011).

Para calcular el índice de diversificación se utilizan datos del número de ocupados por actividad económica a 2 dígitos del CNAE, de acuerdo con la Encuesta de Población Activa del INE. Para considerar solo aquellos sectores que proporcionan servicios productivos al sector privado, se excluyeron los correspondientes a educación, sanidad, administración pública y otros servicios como los recreativos, culturales, defensa, veterinarias, etc.

Por otra parte, para analizar las características del mercado laboral de cada provincia se considera una variable de estudios que proporciona información sobre el capital humano y otra variable sobre los costes laborales relativos. En este sentido, el **capital humano** de la provincia se aproxima mediante los años medios de estudios de la población en edad de trabajar construido a partir de los datos del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE)<sup>28</sup>. Se espera que la mayor disponibilidad de capital humano dentro de una provincia tenga un efecto de atracción de las inversiones.

Finalmente, con el propósito de utilizar una medida de los **costes laborales** ajustada a la productividad se calculan los costes laborales unitarios (CLU), en términos reales, que capta el coste medio del trabajo por unidad de producto producido en la provincia. Se definen como el cociente entre los costes laborales por asalariado y la productividad laboral aparente (VAB real/empleo). Para su cálculo se consideran solo los sectores industria y servicios. Los datos sobre los costes laborales, número de asalariados, VAB real y empleo se obtienen de la base de datos del BBVA antes citada. Puesto que se espera que regiones con altos costes laborales alejen las inversiones, los costes laborales unitarios deberán tener un efecto negativo en las decisiones de localización de la actividad económica.

## **DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LOS DATOS**

En el Cuadro 30 se presentan el promedio, la desviación estándar, el coeficiente de variación y los valores mínimo y máximo para cada una de las variables empleadas en el estudio, se incluye, además, la distancia (en minutos) entre capitales de provincias. Adicionalmente, con la finalidad de mostrar la evolución de estas variables, en el Cuadro 31 se muestra el promedio de cada una de ellas en diferentes puntos del tiempo.

---

<sup>28</sup> En: <http://www.ivie.es/banco/capital.php>

**Cuadro 30 Descripción estadística de las variables**

Variable	Media	Desviación Estándar	Coef. de variación	Mínimo	Máximo
<i>inversión (miles €)</i>	826435	1507830	1.82	48302	17200000
<i>potencial</i>	2354	972	0.41	867.12	6453
<i>distancia (minutos)</i>	311.39	143	0.46	27.61	737.56
<i>PIB (millones €)</i>	11513	18966	1.65	756.76	159982
<i>diversificación</i>	18.26	4.16	0.23	8.51	33.66
<i>CLU</i>	0.45	0.21	0.46	0.08	1.01
<i>años medios de estudios</i>	8.21	1.25	0.15	5.48	11.36
Período temporal	1977-2008				
Número de años	32 años				
Número de provincias	46				
Total observaciones	1472				

Las variables que exhiben un mayor crecimiento durante los 32 años fueron la inversión real en equipos y maquinarias y los costes laborales unitarios, con una tasa de crecimiento interanual superior al 5% en ambos casos. Por otro lado, la mayor variabilidad, medida por el coeficiente de variación, la presentan la inversión (1.82) y el PIB (1.65).

**Cuadro 31 Evolución de las variables 1980-2008**

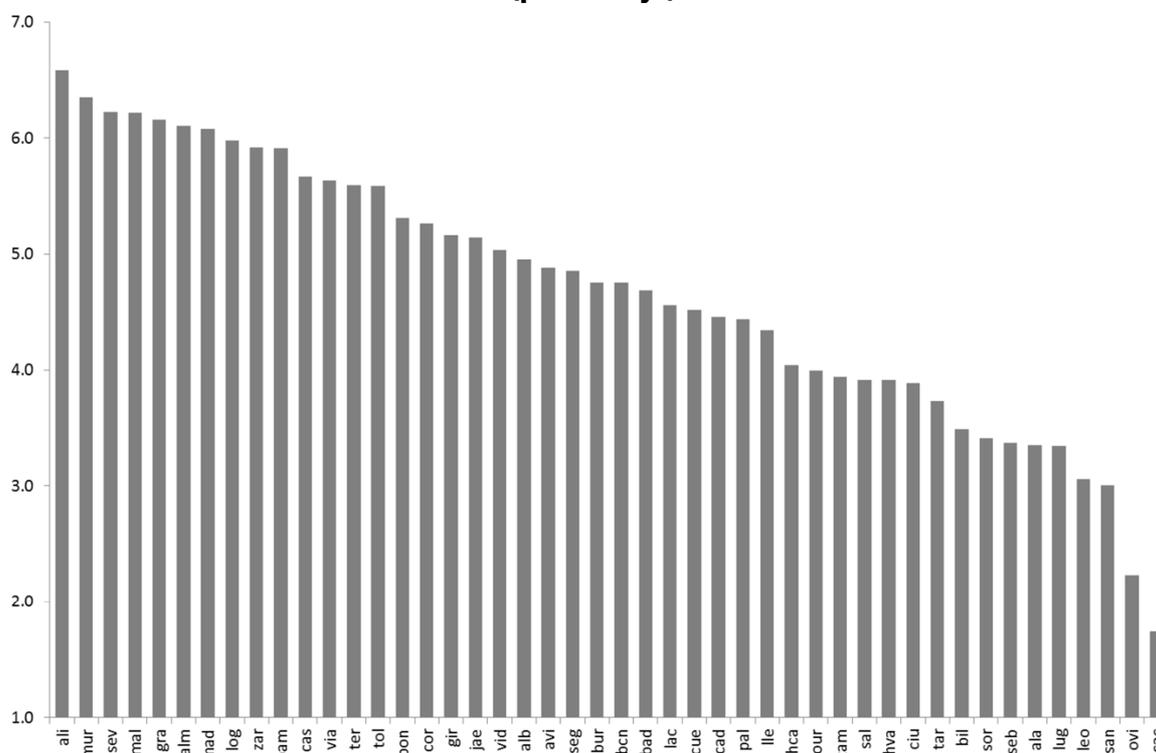
Variable	PROMEDIO						
	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2008
<i>inversión (miles €)</i>	376107	380759	666649	620800	1190410	1508291	1879040
<i>potencial</i>	1454	1608	2186	2425	3066	3618	3988
<i>distancia (min.)</i>	335.26	335.14	318.17	302.17	292.34	286.37	283.68
<i>PIB (millones €)</i>	7436	8223	10632	11200	13899	16126	17592
<i>diversificación</i>	15.88	18.25	18.11	19.34	19.40	19.54	19.46
<i>CLU</i>	0.17	0.30	0.40	0.53	0.61	0.71	0.77
<i>años medios de estudios</i>	6.73	7.26	7.89	8.53	9.12	9.81	9.95

La mayor volatilidad de la **inversión real en equipos y maquinarias** es el reflejo de las mayores fluctuaciones cíclicas que suele experimentar esta variable a lo largo del tiempo con respecto a otras variables macroeconómicas. En la base de datos utilizada, su media se sitúa en 826 millones de euros y un valor mínimo y máximo de 48 y 17200 millones de euros, respectivamente.

Durante el período de análisis, todas las provincias experimentaron un crecimiento importante de la inversión real en equipos y maquinarias. Así, entre 1977 y 2008, la tasa de variación media anual se situó en 5%. Las tres provincias que atrajeron menos inversión por este concepto fueron Cáceres (1.7%), Oviedo (2.2%) y Santander (3.0%); mientras que Alicante (6.6%), Murcia (6.4%) y Sevilla (6.2%) fueron las provincias más atractivas para los inversionistas. Cabe mencionar que para las dos provincias más importantes de España, Madrid y Barcelona, dicha tasa se ubicó en 6.1% y 4.7%, respectivamente. El Gráfico 12 muestra la tasa de crecimiento interanual de cada provincia. Además, en el anexo 2 se

grafica para cada provincia la evolución de esta variable, así como, la leyenda de los nombres de las provincias (anexo 1).

**Gráfico 12 Tasa de crecimiento interanual de la inversión en equipos y maquinarias (porcentaje)**

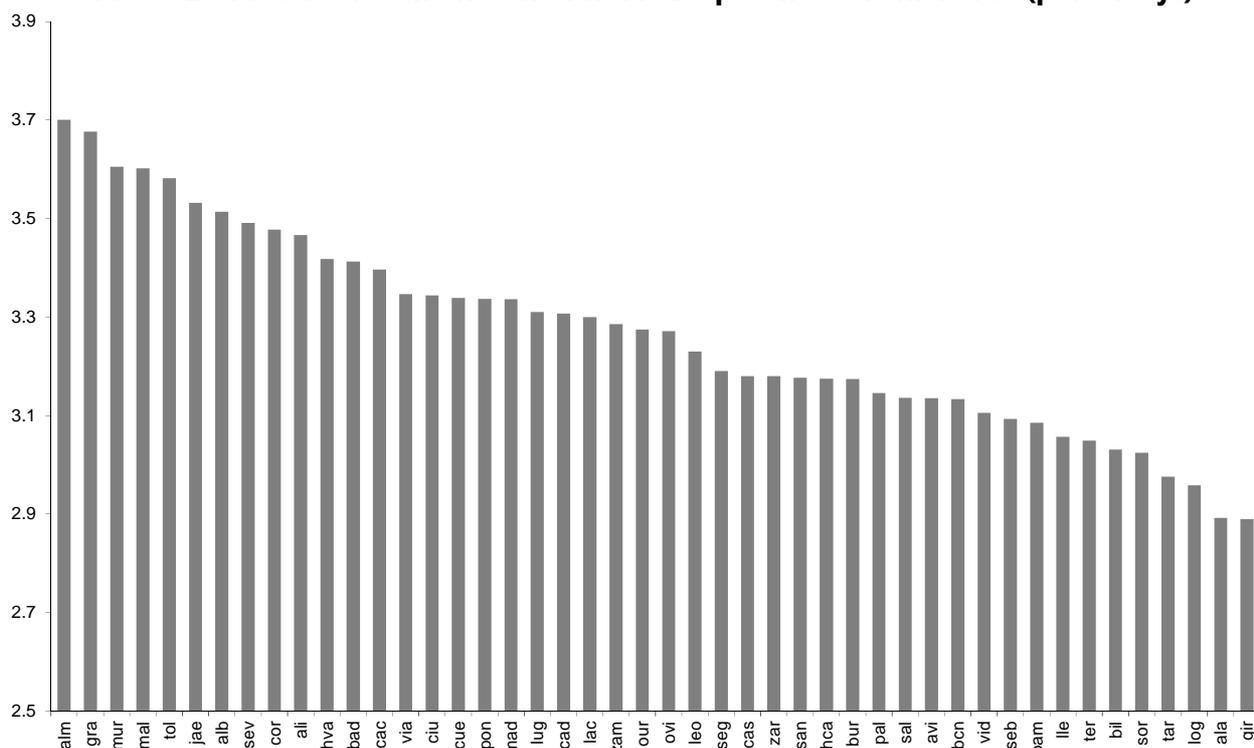


Con respecto al **PIB real**, presenta un valor promedio de 11513 millones de euros, su alta variabilidad es el reflejo de la heterogeneidad presente en las provincias analizadas, en cuanto a tamaño e importancia económica dentro del país. El comportamiento de esta variable a lo largo del tiempo por provincia puede observarse en el anexo 2. Básicamente, a distintas escalas, todas las provincias siguen el mismo patrón cíclico con mayor o menor intensidad, pero con una clara tendencia creciente, especialmente, a partir de 1995.

Por otra parte, la media del **potencial de mercado** se ubica en 2354, con una desviación estándar de 972 (coeficiente de variación igual a 0.41) y un valor mínimo y máximo de 867 y 6453, respectivamente. La tasa de crecimiento anual promedio de esta variable entre 1977 y 2008 fue de 3.3%. Como se observa en el Gráfico 13, Almería (3.70), Granada (3.67) y Murcia (3.60) presentan las mayores tasas de crecimiento; por su parte, Girona (2.88), Álava (2.89) y Logroño (2.96) las menores.

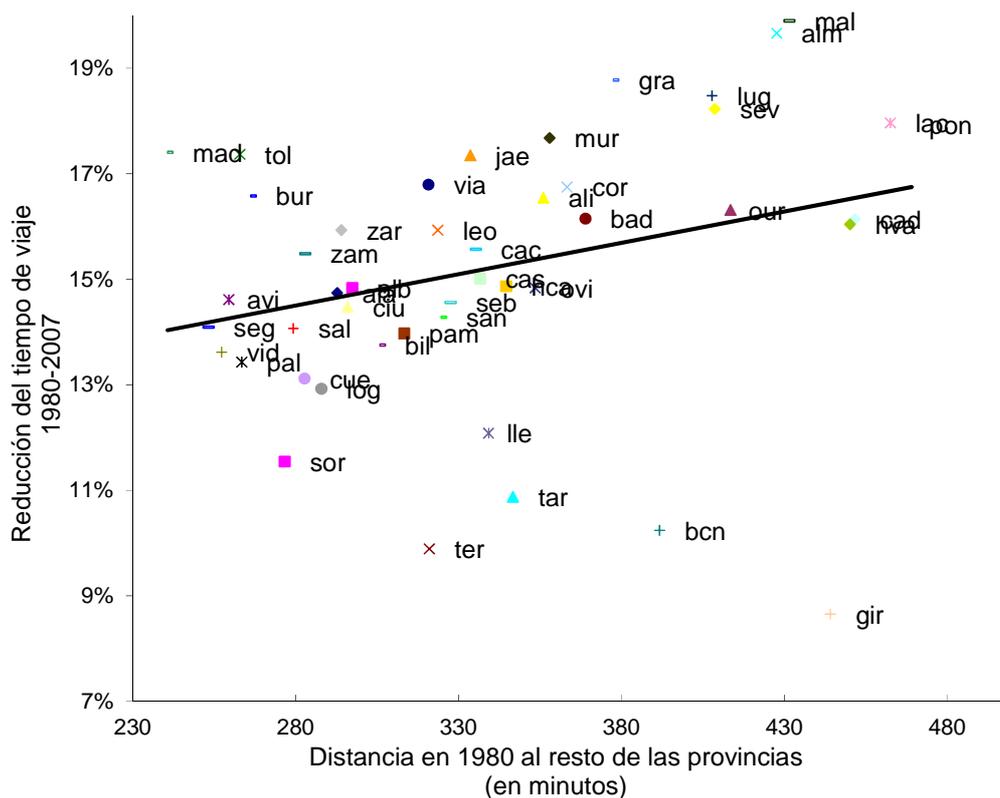
Al mismo tiempo, de acuerdo con el Cuadro 31, el mayor crecimiento del potencial de mercado se presenta entre 1985 y 1990, y entre 1995 y 2000, que coinciden con un igualmente marcado crecimiento de la inversión en equipos y maquinarias.

**Gráfico 13 Tasa de crecimiento interanual del potencial de mercado (porcentaje)**



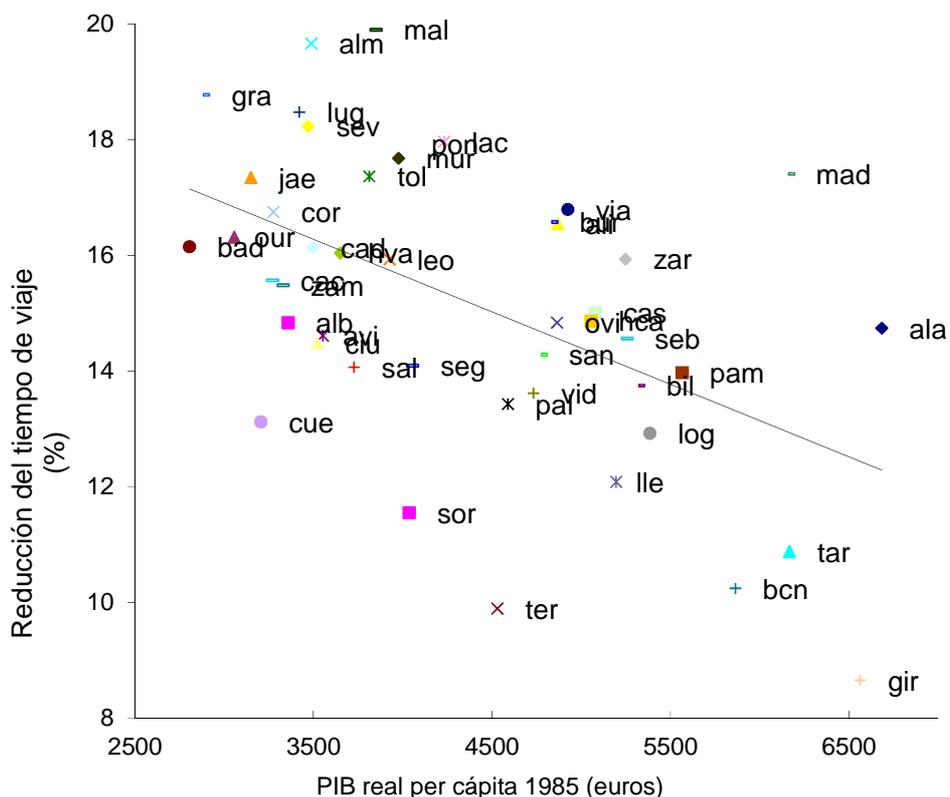
Referente a los datos de distancia utilizados en el cálculo del potencial de mercado, éstos muestran una media de 311 min., el valor mínimo es 28 min. y el máximo es 738 min. En este sentido, como se muestra en el Gráfico 14, especialmente, aquellas provincias que en 1980 estaban más alejadas, experimentaron un mayor acercamiento al resto de las provincias, medido como la reducción del tiempo de viaje entre 1980 y 2007. Por ejemplo, Málaga, Almería y A Coruña inicialmente estaban a una mayor distancia promedio del resto de las provincias españolas (alrededor de 450 minutos) y, entre 1980 y 2007, presentaron una importante reducción del tiempo de viaje de, aproximadamente, 19%. Las provincias que se vieron menos favorecidas por una reducción del tiempo de viaje fueron Girona, Barcelona, Tarragona, Lleida y Teruel.

**Gráfico 14 Reducción del tiempo de viaje vs distancia en 1980**



No solo las más alejadas se vieron más favorecidas por la política de inversión en infraestructuras viarias sino también aquellas que en 1985 tenían menores niveles de PIB por habitante, tal como lo confirma el Gráfico 15.

**Gráfico 15 Reducción de la distancia vs PIB per cápita 1985**



Por otra parte, entre 1977 y 2008 los **costes laborales unitarios** aumentaron considerablemente, aunque a una tasa cada vez menor. Su valor medio se ubica en 0.45, el valor mínimo en 0.08 y el máximo en 1.01, con una desviación típica de 0.21. La **diversificación económica** y los **años medios de estudios** fueron las variables menos volátiles, cada una con un coeficiente de variación de 0.23 y 0.15, respectivamente. Según los datos, las provincias, en promedio, tendieron ligeramente a una mayor diversificación de su actividad económica. Mientras que aumentaron, simultáneamente, el número de años medios de estudios de la población en edad de trabajar, al pasar de 6.7 en 1978 a 10 años en 2008.

#### II.4. EL MODELO

Para **seleccionar la forma funcional** de la ecuación (2) se compara el grado de ajuste de las especificaciones lineal, semilogarítmica y logarítmica, de acuerdo con el criterio del valor de la función de verosimilitud. Los resultados hallados permiten seleccionar una especificación semilogarítmica con respecto a los años de estudio<sup>29</sup>.

Por consiguiente, se define la siguiente **ecuación de los flujos de inversión en equipos y maquinarias**

$$\lnveq_{it} = \delta + \beta_1 \lnpotencial_{it-1} + \beta_2 \lnpib_{it-1} + \beta_3 \lndiver_{it-1} + \beta_4 \lnCLU_{it-1} + \beta_5 \lnestudios_{it-1} + \gamma_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Donde el subíndice  $i$  indica la provincia y  $t$  el año

$\lnveq_{it}$  es el logaritmo de la inversión en equipos y maquinarias

$\lnpotencial_{it-1}$  es el logaritmo del potencial de mercado

$\lnpib_{it-1}$  es el logaritmo del PIB

$\lndiver_{it-1}$  es el logaritmo del índice de diversificación

$\lnestudios_{it-1}$  son los años medios de estudios

$\lnCLU_{it-1}$  es el logaritmo de los costes laborales unitarios

$\delta$  es la constante de la regresión

$\gamma_i$  y  $\varphi_t$  corresponden a los efectos fijos provinciales y temporales, respectivamente.

$\varepsilon_{it}$  es el término de perturbación aleatoria

$\beta_k$  para  $k=1, \dots, 5$  son los coeficientes a estimar

<sup>29</sup> El cálculo de la función de verosimilitud en el caso de la especificación lineal fue de -24526.47; con la semilogarítmica -23245.44 y con la logarítmica -23257.63.

Al incorporar **efectos temporales** se controlan los *shocks* comunes que han afectado a todas las provincias por igual, de manera que capta el ciclo económico. Un aspecto interesante al incluir efectos temporales es que con ello se miden las participaciones de cada provincia con respecto al nivel nacional. Por lo tanto, la estimación indica cuánto de la inversión en equipos y maquinarias está por encima o por debajo (se desvía) de la media del país. De este modo, la interpretación de los coeficientes es en términos de cuotas de participación, lo cual para el ámbito de nuestro análisis tiene mucho sentido. Otra ventaja de utilizar efectos temporales es que contribuye a reducir el problema de correlación contemporánea en los errores del modelo (más adelante se ofrece una explicación detallada).

Por otra parte, al incorporar los **efectos fijos** de provincias se captan todos aquellos factores inobservables que no varían en el tiempo pero que tienen un efecto sobre las decisiones de localización de la actividad económica, por ejemplo, las fuerzas de primera naturaleza definidas anteriormente, que incluyen las condiciones geográficas y climáticas de cada provincia.

Un aspecto a destacar es que se ha estimado solo el impacto del **potencial de mercado externo**, porque al utilizar efectos fijos provinciales el potencial interno queda subidentificado, ya que la distancia de la propia provincia<sup>30</sup> es constante a lo largo del tiempo. Además, cabe mencionar que el potencial de mercado recoge las interacciones interprovinciales, por lo tanto, toma en cuenta los efectos *spillover* y corrige el sesgo econométrico en la estimación.

Por otra parte, puede observarse que todas las **variables explicativas están desfasadas** un periodo, puesto que se espera que las inversiones reaccionen, no de forma contemporánea a los factores locales, sino con posterioridad<sup>31</sup>. Adicionalmente, utilizar las variables desfasadas reduce los potenciales problemas de endogeneidad de los regresores (más adelante se proporciona una explicación sobre este asunto). En particular, se sabe que el PIB contiene la inversión por definición, no obstante, en la ecuación (4) la variable explicativa es el PIB desfasado ( $t-1$ ) que al no contener la inversión del periodo  $t$  (que es la variable dependiente) se logra reducir el problema de simultaneidad entre estas variables.

---

<sup>30</sup> La distancia dentro de la propia provincia suele aproximarse como la distancia media desde el centro de la región a todos los otros puntos de la misma, asumiendo que dicho centro corresponde al de una región en forma circular. De manera que se calcula como:  $dist_{ii} = \frac{2}{3} \sqrt{area_i / \pi}$

<sup>31</sup> Igualmente, se comprobó que esta especificación mejoraba el grado de ajuste del modelo, así como, la significatividad de los coeficientes.

Los coeficientes  $\beta_k$  para  $k=1, \dots, 4$  se interpretan en términos de elasticidades de largo plazo. La elasticidad de la inversión con respecto a los años medios de estudios viene dada por el producto  $\beta_5 \cdot \overline{estudios_{it}}$  (promedio de años medios de estudios).

Así mismo, puesto que incrementos en el potencial de mercado, PIB, diversificación económica y estudios, atraen más inversión, se espera que los coeficientes  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  y  $\beta_5$  sean positivos. Por otro lado, dado que regiones con mayores costes laborales por unidad de producto pueden alejar la inversión en equipos y maquinarias, se espera que el coeficiente  $\beta_4$  sea negativo.

### SELECCIÓN DEL PARÁMETRO DE DECAIMIENTO EN EL POTENCIAL DE MERCADO

Antes de estimar la ecuación (4) es de interés hallar el valor del parámetro  $\alpha$ , el cual refleja la tasa de decaimiento del potencial con la distancia. Para ello, nos basamos en seleccionar aquel valor de  $\alpha$  que minimice la suma de los residuos al cuadrado, lo que es equivalente a maximizar la función de verosimilitud. Sustituyendo (3) en (4) se obtiene

$$linveq_{it} = \delta + \beta_1 \ln \left( \sum_j \frac{PIB_{jt-1}}{dist_{jt-1}^\alpha} \right) + \beta_2 l_{pib_{it-1}} + \beta_3 l_{diver_{it-1}} + \beta_4 l_{CLU_{it-1}} + \beta_5 estudios_{it-1} + \gamma_i + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

La idea es hallar el  $\alpha$  con el que se estimen los parámetros desconocidos de la ecuación (5), de tal manera que la probabilidad de observar la variable dependiente,  $linveq_{it}$  sea la más alta posible, para ello se debe encontrar el máximo de la función de verosimilitud<sup>32</sup>. Al calcular la función de verosimilitud (FV) de la ecuación (5) para distintos valores de  $\alpha$ , el máximo se alcanza cuando  $\alpha=0.96$  (cuyo valor de la FV es 543.95). Para construir un intervalo de confianza se parte de la distribución de la prueba de la razón de verosimilitud. En efecto, se verifica:

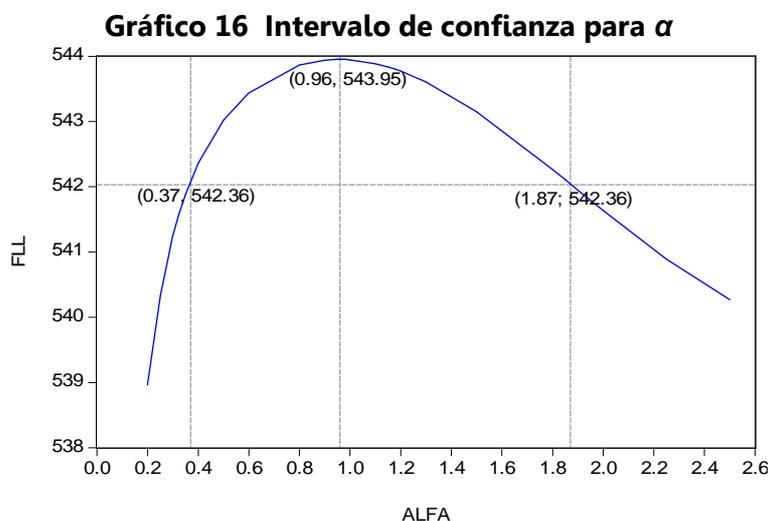
$$2(FV^* - FV_0) \rightarrow \chi^2$$

Donde  $FV_0$  es el valor de la función de verosimilitud para cualquier otro  $\alpha_0$  que se aparte del máximo. Se calcula el intervalo de confianza al 95% para  $\alpha$  como

$$\Pr ob[2(FV^* - FV_0) \leq 3.85] = 0.95$$

<sup>32</sup> Sea la ecuación  $Y_{it} = \delta_0 + \delta_1 X_{it} + v_{it}$  la función de verosimilitud se define como  $FV(\delta_0, \delta_1, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma^{NT} (\sqrt{2\pi})^{NT}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum \frac{(Y_{it} - \delta_0 - \delta_1 X_{it})^2}{\sigma^2} \right\}$

Por consiguiente, para  $\alpha^*=0.96$ , el intervalo de confianza al 95% viene dado por [0.37, 1.87]. En consecuencia, la hipótesis estándar que la literatura adopta de un valor unitario de  $\alpha$  no resulta rechazada por los datos. Gráficamente:



## METODOLOGÍA ECONÓMÉTRICA

### Heteroscedasticidad transversal, correlación contemporánea, correlación serial

Dadas las características temporales y espaciales de los datos, se debe comprobar el cumplimiento de los supuestos en los que se basa la regresión por MCO, con los cuales se obtienen los mejores estimadores lineales insesgados (MELI).

Puesto que se están considerando provincias con diferentes niveles de importancia dentro de la economía española, puede esperarse que cada una exhiba una variabilidad distinta, es decir que las varianzas de los errores entre las unidades transversales sean diferentes, por lo tanto, el término de las perturbaciones podría ser **heteroscedástico**. En efecto, con la aplicación del contraste de la razón de verosimilitud, a los niveles usuales de significación, se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad. En este sentido, la estimación por MCO en presencia de heteroscedasticidad, conduce a estimaciones consistentes de los coeficientes pero no eficientes y, lo que es todavía más relevante, se estima erróneamente la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes estimados, lo que invalida la inferencia.

Por otro lado, las relaciones existentes y la interdependencia entre provincias conducen a que los errores entre las unidades transversales puedan estar correlacionados en un período dado, por ejemplo, factores macroeconómicos podrían afectar de forma similar a aquellas provincias geográficamente más próximas, lo cual podría introducir cierta dependencia entre las unidades transversales. Se habla, entonces, de que los errores están

**contemporáneamente correlacionados.** Frees (1995) propone una prueba para detectar la existencia de dependencia transversal aplicable a paneles estáticos, donde el número de individuos sea mayor a la extensión temporal ( $N > T$ ) y en el cual se incorporen efectos temporales (De Hoyos y Sarafidis, 2006). Al aplicar el contraste de Frees se concluye que, a los niveles usuales de significación, existe correlación contemporánea.

Otro posible problema en la estimación con datos de panel es la **correlación serial**, es decir, la dependencia temporal de los errores dentro de cada unidad transversal. En el análisis, cabe esperar que la inversión en equipos y maquinarias en el año  $t$  esté asociada con la del año anterior ( $t-1$ ). Wooldridge (2002) propone un contraste de correlación serial basado en los residuos MCO del modelo en primeras diferencias. La aplicación de dicha prueba en la estimación de la ecuación (4) ratifica la existencia de autocorrelación serial.

Entonces, ante la presencia de heteroscedasticidad transversal, correlación serial y correlación contemporánea, los estimadores MCO son consistentes, pero no eficientes. A la vez, se estima erróneamente la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes estimados, lo que invalida la inferencia. Por lo tanto, para que la inferencia estadística sea válida se requiere controlar por estos problemas. De acuerdo con la literatura, dos formas de tratarlos conjuntamente son por Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (*Feasible Generalized Least Squares*, FGLS) y por **Errores Estándar Corregidos para Panel (Panel Corrected Standard Errors, PCSE)**.

En este sentido, Beck y Katz (1995) y Beck (2001) demostraron que la estimación mediante FGLS causa graves problemas a aquellos datos donde las unidades transversales son regiones y la extensión temporal es relativamente amplia. Los autores señalan que, en particular, mediante la estimación por FGLS se subestima considerablemente la variabilidad de los coeficientes MCO, lo que hace que los estadísticos  $t$  tiendan a estar sobrevalorados<sup>33</sup>. Por tanto, Beck y Katz proponen como alternativa la estimación por PCSE, el cual consiste en utilizar la estimación MCO de los coeficientes del modelo y corregir los errores estándar de manera que expresen la verdadera variabilidad de los estimadores.

### **Hipótesis de exogeneidad**

La hipótesis de exogeneidad que se asume en las regresiones por MCO plantea que el término de perturbaciones y las variables explicativas no deben estar correlacionados, de

---

<sup>33</sup> Por otra parte, FGLS requiere que, para corregir por correlación contemporánea,  $T$  sea mayor que  $N$ , lo que lo hace, además, inadecuado para nuestro análisis.

lo contrario, no es posible garantizar que los estimadores sean consistentes. Sin embargo, para muchas aplicaciones este supuesto es muy restrictivo y no es aceptable, por ejemplo, cuando existe simultaneidad en los regresores, es decir, cuando las variables explicativas están determinadas a su vez por la variable dependiente. En estos casos se genera un **sesgo de endogeneidad (o simultaneidad)** en la estimación por MCO que debe ser corregido mediante estimadores alternativos.

En el ámbito de nuestro análisis, como se plantea en la ecuación (4), podría pensarse en una doble causalidad entre el PIB, las economías de aglomeración y la inversión pública, y la inversión en equipos y maquinarias. En otras palabras, por una parte, regiones con condiciones favorables en términos de recursos económicos, economías de aglomeración y desarrollo de infraestructuras, son más atractivas para los inversionistas. Pero, también, regiones con mayor dinamismo económico (mayor inversión privada y, por ende, en equipos y maquinarias) atraen mano de obra, inversión pública y generan crecimiento económico. De esta manera, se produce una bidireccionalidad entre la variable dependiente y las variables explicativas del modelo econométrico y, con ello, un sesgo de simultaneidad en la estimación por MCO. En este sentido, cabe preguntarse hasta qué punto el sesgo de endogeneidad distorsiona los resultados de la estimación por MCO en el modelo planteado.

En la literatura sobre paneles no estacionarios, **FM-OLS** (*Fully-Modified Ordinary Least Square*) y **DOLS** (*Dynamic Ordinary Least Square*) son dos conocidos enfoques utilizados para corregir el sesgo de endogeneidad de los regresores en paneles cointegrados, el primero discutido por Pedroni (1996, 2000) y el segundo por Kao y Chiang (2000) y Mark y Sul (2003).

En el enfoque FM-OLS se aplica una corrección semi-paramétrica al estimador MCO para eliminar el sesgo de segundo orden ocasionado por la dependencia entre los regresores y los errores. Por su parte, DOLS utiliza un método paramétrico que consiste en incluir en el lado derecho de la estimación valores futuros y pasados de las primeras diferencias de las variables explicativas del modelo cointegrado.

Kao y Chiang (2000) demuestran que, en modelos cointegrados con datos de panel, los estimadores MCO se distribuyen en el límite como una normal con media distinta de cero, mientras que los estimadores FM-OLS y DOLS se distribuyen asintóticamente como una normal con media igual a cero. Los autores recomiendan la aplicación de DOLS en modelos cointegrados de panel de datos, puesto que, de acuerdo con sus simulaciones, en

muestras finitas los estimadores DOLS superan a los estimadores OLS con corrección de sesgo y FM-OLS.

Mientras Kao y Chiang (2000) parten de un modelo de panel de datos con efectos fijos individuales, Mark y Sul (2003) generalizan las propiedades de los estimadores DOLS incorporando al análisis efectos fijos temporales, tendencia específica a cada individuo y dependencia transversal. Concluyen que DOLS conduce a estimaciones más precisas en panel de datos cointegrados y demuestran que los estadísticos de prueba mantienen la distribución asintótica estándar.

En este sentido, dada la siguiente regresión de panel con efectos fijos, donde  $y_{it}$  está cointegrada con  $x_{it}$

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta + u_{it} \quad (6)$$

Donde  $i=1,\dots,N$ ;  $t=1,\dots,T$

$\{y_{it}\}$  vector  $1 \times 1$ ;  $\beta$  vector  $k \times 1$  de parámetros de pendiente;  $\{\alpha_i\}$  interceptos;  $\{u_{it}\}$  perturbaciones aleatorias. Se supone que  $\{x_{it}\}$  son  $k \times 1$  procesos integrados de orden 1 para todo  $i$ , donde

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Con  $\varepsilon_{it}$  i.i.d con media cero y matriz de varianza  $\Sigma_\varepsilon$ .

La propuesta de Kao y Chiang (2000) y Mark y Sul (2003) es estimar

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta_{dols} + \sum_{j=-q}^{j=p} c_{it} \Delta x_{it+j} + v_{it} \quad (7)$$

De esta manera, el sesgo MCO puede ser eliminado aumentando la ecuación (6) con los valores pasados y futuros de las primeras diferencias de todas las variables explicativas. De esta forma, conociendo el número de rezagos,  $p$ , y el número de adelantos,  $q$ , podría estimarse la ecuación (7). No obstante, dichos valores, generalmente, son desconocidos y deben ser escogidos por el investigador. Para ello, debe considerarse que si  $p$  y  $q$  son muy pequeños, podría aún existir sesgo de endogeneidad en los regresores y, por lo tanto, la inferencia seguiría siendo no válida. Pero, también debe pensarse que si  $p$  y  $q$  son muy grandes podría generarse una pérdida de eficiencia en el modelo y afectar, igualmente, a la inferencia. Por ello, Westerlund (2005) recomienda que, antes de escoger  $p$  y  $q$  de forma arbitraria, se escoja en función de los datos a través de un criterio que tome en cuenta la información muestral. En este sentido, en su investigación obtuvo que el Criterio de

Información Posterior y el Criterio de Información Schwarz se comportaron mejor que los de Akaike, Hannan y Quinn, y Fisher.

Con la finalidad de confirmar la aplicabilidad del enfoque DOLS a la estimación de la ecuación (4) primero se debe analizar el comportamiento no estacionario de la variable dependiente y de las variables explicativas. Si se verifica que dichas variables son no estacionarias, se lleva a cabo una prueba de cointegración con el objeto de comprobar el carácter estacionario del término de perturbación en el modelo. Establecida una relación de cointegración entre la variable dependiente y las variables explicativas se puede, entonces, estimar la ecuación (4) mediante DOLS. A continuación, se ofrece un análisis sobre las propiedades no estacionarias de las variables.

### **Análisis de estacionariedad**

Para el análisis de estacionariedad, primero, se examina visualmente el comportamiento de cada una de las series, la representación gráfica se ofrece en el anexo 2, allí se puede observar que, a excepción de la diversificación económica, en general, las variables no siguen un proceso estacionario. Adicionalmente, se aplican diferentes pruebas de raíz unitaria para panel, de acuerdo con el diseño de cada una de ellas y las especificaciones de los datos. Como advierte Westerlund y Breitung (2009), la aplicación de las convencionales pruebas de raíz unitaria de series de tiempo a datos de panel sin tener en cuenta las características longitudinales puede conllevar a inferencias incorrectas. La heterogeneidad no observada entre las unidades transversales, la dependencia transversal, la dimensión de los paneles y las propiedades asintóticas en términos de T y N, son varias de las particularidades del análisis de panel que deben estar presentes al seleccionar y aplicar las pruebas de raíz unitaria.

Por ejemplo, Hlouskova y Wagner (2006) destacan que las pruebas de raíz unitaria pueden verse afectadas por el tamaño del panel. Por su parte, Westerlund y Breitung (2009) advierten sobre los problemas de ignorar la existencia de dependencia transversal o de correlación serial. De la revisión de la literatura<sup>34</sup> se puede observar que no existe una prueba de raíz unitaria para panel superior al resto, considerando todos los casos posibles. Por ello, tomando en cuenta el diseño de las pruebas de raíz unitaria, sus limitaciones y las características de los datos, se aplican varias pruebas con la finalidad de comprobar la robustez de los resultados.

---

<sup>34</sup> Una revisión sobre las distintas pruebas de raíz unitaria para panel puede encontrarse en Hlouskova y Wagner (2006), Baltagi (2008) y Breitung y Pesaran (2008).

En una primera etapa se analizan las **series en niveles**. Primero, se aplican dos pruebas de raíz unitaria suponiendo un parámetro autorregresivo común a todos los paneles. Controlando por dependencia transversal<sup>35</sup> y correlación serial, se aplica la prueba de raíz unitaria para panel de Levin, Liu y Chin (LLC), y de Breitung. La primera asume que  $N/T \rightarrow 0$ , lo cual es aplicable a nuestro análisis puesto que se espera que el número de años (T) aumente más rápidamente que el número de provincias (N). No obstante, Breitung (2000) demuestra que la prueba LLC sufre de baja potencia cuando se incluyen efectos específicos y recomienda la prueba de Breitung.

De acuerdo con la aplicación de las pruebas de LLC y Breitung a las variables puede observarse en el Cuadro 32 que, a los niveles usuales de significación, no se rechaza la hipótesis nula de que los paneles contienen una raíz unitaria; solo para años medios de estudios según la prueba de Breitung se rechaza la hipótesis nula.

Para relajar el supuesto de un parámetro autoregresivo común, se aplica la prueba tipo Fisher, la cual combina información basada en las pruebas de raíz unitaria individuales y cuyo comportamiento asintótico supone que T tiende a infinito, mientras que N puede ser finita o infinita. Baltagi (2008), Breitung y Pesaran (2008) y Choi (2006) destacan su superioridad ante la prueba Im, Pesaran y Shin (IPS) que, igualmente, supone heterogeneidad en el parámetro autorregresivo. Choi (2006) recomienda utilizar el estadístico inversa de la normal, Z, ya que, generalmente, se desempeña mejor. Como puede observarse en el Cuadro 32, de acuerdo con todos los estadísticos de la prueba de Fisher, no se rechaza la hipótesis nula de que los paneles contienen raíz unitaria a los niveles usuales de significación.

Todas las pruebas de raíz unitaria consideradas hasta aquí asumen independencia transversal. No obstante, como se explicó anteriormente, en panel de datos, generalmente, los errores están correlacionados contemporáneamente y, de ser así, las pruebas de raíz unitarias para panel pueden presentar problemas (ver Choi, 2006). Además, Baltagi (2008) demuestra que las pruebas que permiten dependencia transversal tienen mejor desempeño que aquellas que asumen independencia.

---

<sup>35</sup> Para mitigar la dependencia transversal se remueve de los datos el promedio de las unidades transversales, tal como sugieren Levin, et al (2002).

En este sentido, la prueba de Pesaran<sup>36</sup> ha sido diseñada para considerar dependencia entre las unidades transversales, supone, además, homogeneidad en el parámetro autoregresivo. Los resultados de su aplicación a las series, como puede observarse en el Cuadro 32, sugieren que, a los usuales niveles de significación, no se rechaza la hipótesis nula de que todas las series son no estacionarias.

Se puede concluir de este primer análisis que, de acuerdo con todas las pruebas de raíz unitaria para panel aplicadas, existe suficiente evidencia empírica para no rechazar la hipótesis de raíz unitaria en las variables inversión en equipos y maquinarias, potencial de mercado, PIB, diversificación económica, años medios de estudios y CLU.

A continuación, se aplica la prueba Multiplicador de Lagrange de Hadri, cuya hipótesis nula es que los datos son estacionarios. El *test* ha sido diseñado para T grande y N moderada y, aunque la literatura advierte sobre su baja potencia, se aplica como parte complementaria a esta primera etapa del análisis para verificar la no estacionariedad de las variables en niveles. Como puede observarse en la parte inferior del Cuadro 32, a los niveles usuales de significación, existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de que las series son estacionarias, por lo tanto, se puede concluir que una fracción significativa de las unidades transversales contiene raíz unitaria.

---

<sup>36</sup> En la literatura se les denomina pruebas de primera generación a aquellas que suponen independencia transversal como las pruebas de LLC, Breitung e IPS. Las pruebas de segunda generación suponen dependencia transversal, entre ellas, la prueba de Pesaran.

**Cuadro 32 Análisis de estacionariedad de las variables en niveles**

Pruebas	linveq <sub>it</sub>	lpotencial <sub>it-1</sub>	lpib <sub>it-1</sub>	ldiver <sub>it-1</sub>	estudios <sub>it-1</sub>	lclu <sub>it-1</sub>
<b>Ho: Raíz unitaria</b>						
LLC	1.9318 (0.9733)	-1.1009 (0.1355)	0.2377 (0.5939)	5.5161 (1.0000)	5.0572 (1.0000)	1.0267 (0.8477)
Breitung	1.8490 (0.9678)	-1.5203 (0.0642)	-0.9985 (0.1590)	0.4351 (0.6683)	-3.1258 (0.0009)	-1.1927 (0.1165)
Prueba de Fisher: Inversa Chi-Cuadrado P	68.3362 (0.9693)	52.9774 (0.9996)	73.9165 (0.9165)	83.9348 (0.7134)	88.5151 (0.5835)	71.3854 (0.9453)
Prueba de Fisher: Inversa Normal Z	2.3967 (0.9917)	3.2689 (0.9995)	2.7402 (0.9969)	2.1472 (0.9841)	1.8918 (0.9707)	1.9993 (0.9772)
Prueba de Fisher: Inversa Logit L*	2.1428 (0.9834)	3.2077 (0.9992)	2.7646 (0.9969)	2.1606 (0.9841)	1.8894 (0.9700)	2.0425 (0.9789)
Prueba de Fisher: Modificada Inversa Chi-Cuadrado Pm	-1.7445 (0.9595)	-2.8768 (0.9980)	-1.3331 (0.9088)	-0.5946 (0.7239)	-0.2569 (0.6014)	-1.5197 (0.9357)
Pesaran Z[t-bar]	2.725 (0.997)	5.177 (1.000)	0.999 (0.841)	6.439 (1.000)	1.598 (0.945)	2.728 (0.997)
<b>Ho: Estacionariedad</b>						
Heteroscedastic Consistent Z-stat	8.9003 (0.0000)	9.3374 (0.0000)	10.2810 (0.0000)	7.9759 (0.0000)	7.4386 (0.0000)	7.7016 (0.0000)

**Prueba de Fisher** basado en la prueba Dickey-Fuller Aumentado

**Para la prueba Hadri:** Método de estimación de la varianza de largo plazo mediante cuadrático espectral de Kernel.

En las pruebas LLC, Breitung, Fisher y Hadri se han removido las medias transversales para controlar por dependencia transversal.

Entre paréntesis p-valor. Se han escogido 7 rezagos

La segunda etapa comprende el **análisis de las variables en primeras diferencias**. Se comienza aplicando la prueba de estacionariedad de Hadri. Como puede observarse en la parte superior del Cuadro 33, para todas las variables en primeras diferencias, excepto PIB y CLU, a un nivel de significación del 5%, no se rechaza la hipótesis nula de que todos los paneles son estacionarios. Sin embargo, como ya se mencionó, la literatura (ver Breitung y Pesaran, 2008; Hlouskova y Wagner, 2006) advierte sobre la baja potencia de este *test*, indica que, generalmente, tiende a rechazarse la hipótesis nula aún en paneles con alta estacionariedad, lo que podría explicar lo que sucede con las variables PIB y CLU.

Con la finalidad de verificar la robustez de los resultados, se aplican las pruebas de raíz unitaria explicadas anteriormente. Como puede observarse claramente en el Cuadro 33, con todas las pruebas de raíz unitaria para panel de primera y segunda generación, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria a los usuales niveles de significación. Por lo tanto, se puede concluir que, para todas las variables en primeras diferencias, una fracción significativa de las unidades transversales es estacionaria.

### Cuadro 33 Análisis de estacionariedad variables en primeras diferencias

Pruebas	Dlinveq <sub>it</sub>	Dlpotencial <sub>it-1</sub>	Dlpib <sub>it-1</sub>	Dldiver <sub>it-1</sub>	Destudios <sub>it-1</sub>	Dlclu <sub>it-1</sub>
<b>Ho: Estacionariedad</b>						
Heteroscedastic Consistent Z-stat	-5.4715 (1.0000)	-1.7393 0.9590	3.1073 (0.0009)	-5.2487 (1.0000)	-3.4595 (0.9997)	1.7276 (0.0420)
<b>Ho: Raíz unitaria</b>						
LLC	-48.3795 (0.0000)	-34.7065 (0.0000)	-28.4384 (0.0000)	-51.2114 (0.0000)	-36.7970 (0.0000)	-4.0124 (0.0000)
Breitung	-28.5974 (0.0000)	-24.8384 (0.0000)	-21.4755 (0.0000)	-28.8117 (0.0000)	-25.0525 (0.0000)	-24.1107 (0.0000)
Inversa Chi-Cuadrado P	1952.73 (0.0000)	1174.78 (0.0000)	845.91 (0.0000)	2131.62 (0.0000)	1182.79 (0.0000)	1088.45 (0.0000)
Inversa Normal Z	-40.6711 (0.0000)	-30.5661 (0.0000)	-24.5270 (0.0000)	-42.6799 (0.0000)	-30.1702 (0.0000)	-28.7038 (0.0000)
Inversa Logit L*	-79.5386 (0.0000)	-47.8510 (0.0000)	-34.4468 (0.0000)	-86.8252 (0.0000)	-48.1764 (0.0000)	-44.3304 (0.0000)
Modificada Inversa Chi-Cuadrado Pm	137.1749 (0.0000)	79.8237 (0.0000)	55.5787 (0.0000)	150.3629 (0.0000)	80.4139 (0.0000)	73.4594 (0.0000)
Pesaran Z[t-bar]	-30.887 (0.000)	-25.030 (0.000)	-19.638 (0.000)	-29.848 (0.000)	-22.920 (0.000)	-22.473 (0.000)

**Prueba de Fisher** basado en la prueba Dickey-Fuller Aumentado

**Para la prueba Hadri:** Método de estimación de la varianza de largo plazo mediante cuadrático espectral de Kernel.

En las **pruebas LLC, Breitung, Fisher y Hadri** se han removido las medias transversales para controlar por dependencia transversal. Entre paréntesis p-valor

En consecuencia, los resultados de las pruebas de raíz unitaria y estacionariedad para panel utilizadas en el análisis sugieren que las variables inversión en equipos y maquinarias, potencial de mercado, PIB, diversificación económica, años medios de estudios y CLU son integradas de orden uno.

### Análisis de cointegración

Las pruebas de cointegración para panel permiten comprobar si el proceso que sigue el término de perturbaciones es estacionario. Una de las pruebas de cointegración usualmente utilizada en la literatura empírica es la prueba de Kao. Basada en la prueba de cointegración residual de Engle-Granger para series temporales, la prueba de Kao define la hipótesis nula como "todas las relaciones son no cointegradas". Sus estadísticos fueron derivados por Kao (1999) a partir de las pruebas de Dickey Fuller y Dickey Fuller Aumentado, considerando estricta exogeneidad de los regresores con respecto a los errores de la ecuación y, también, permitiendo endogeneidad de los regresores.

Al aplicar la prueba de cointegración residual de Kao a las variables de la ecuación (4) se obtiene un estadístico de -8.58 (p-valor 0.0000), por tanto, existe suficiente evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula de no cointegración a cualquier nivel de significación positivo.

### Cuadro 34 Prueba de cointegración de Kao

	Estadístico t	p-valor
DFA	-8.5762	0.0000
Varianza residual	0.0246	
Varianza HAC	0.0145	

No se incluye tendencia determinística  
Selección de desfases mediante SIC. Selección de amplitud de banda mediante Newey-West y Kernel Espectral Cuadrática

Por consiguiente, de acuerdo con los resultados obtenidos en el análisis de estacionariedad y cointegración, se puede afirmar que el potencial de mercado, PIB, diversificación económica, años medios de estudios y CLU son variables válidas para explicar el comportamiento de la inversión en equipos y maquinarias en el largo plazo. Establecida la relación de cointegración en la ecuación (4), puede ahora estimarse eficientemente los parámetros de largo plazo mediante DOLS.

### II.5. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Siguiendo las especificaciones del apartado anterior, se estima la ecuación (4) por MCO, PCSE y DOLS. De esta manera, en el Cuadro 35, **MCO** indica la estimación por Mínimo Cuadrados Ordinarios; **PCSE** corrige la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas por heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial, suponiendo un coeficiente *rho* autoregresivo -AR(1)- común para todo el panel, tal como sugieren Beck y Katz (1995) y Beck (2001). Además, para corregir por el sesgo de endogeneidad, se estima mediante DOLS -**DOLS(1,1)**- la selección de los desfases y adelantos se hizo de acuerdo con el Criterio de Información Schwarz (CIS) resultando ser un desfase y un adelanto el que conduce a un menor valor del estadístico CIS<sup>37</sup>. Se incluyen en todos los casos efectos fijos provinciales y temporales<sup>38</sup>.

<sup>37</sup> Se considera un máximo de 3 desfases y 3 adelantos.

<sup>38</sup> Se lleva a cabo una prueba F para probar si todos los coeficientes de las *dummies* temporales son, conjuntamente, iguales a cero, con la cual se rechaza la hipótesis nula y se concluye que los efectos temporales son relevantes en el modelo.

### Cuadro 35 Resultados de la estimación

variable dependiente: $\ln\text{veq}_{it}$			
	MCO	PCSE <sup>a</sup>	DOLS(1,1) <sup>a</sup>
constante	-3.001** (-2.24)	-1.625 (-0.81)	-2.363 (-1.11)
$lpotencial_{it-1}$	1.1091*** (6.3495)	0.9854*** (3.8186)	1.0836*** (4.0179)
$lpib_{it-1}$	0.7149*** (7.9961)	0.674*** (4.6254)	0.6863*** (4.5737)
$ldiver_{it-1}$	-0.0747* (-1.8228)	0.0667* (1.8047)	-0.0655 (-1.1364)
$estudios_{it-1}$	0.154*** (6.333)	0.0928** (3.1048)	0.109** (3.025)
$lclu_{it-1}$	-0.5193*** (-3.8698)	-0.3673** (-1.9594)	-0.5877** (-2.7932)
Efectos fijos temporales	si	si	si
Efectos fijos provinciales	si	si	si
$R^2$	0.971	0.980	0.981
Suma de los residuos al cuadrado	38.933	24.001	22.278
Error estándar de la regresión	0.170	0.134	0.134
Provincias (N)	46	46	46
Años (T)	32	32	32
Total observaciones	1426	1426	1334

Nota: Entre paréntesis estadístico t. DOLS(1,1) incluye un desfase y un adelanto.

(a) Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial con común AR(1).

Valores significativos al 1%, 5% y 10% indicados con \*\*\*, \*\*, \*, respectivamente.

En el Cuadro 35 se muestran los resultados de las estimaciones, es posible notar que al corregir por heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial se reduce notablemente el nivel de significación de los coeficientes, lo cual es un claro indicio de que dicha corrección debe ser aplicada. Además, puede observarse que los coeficientes del potencial de mercado, PIB, años medios de estudios y CLU tienen los signos esperados y son estadísticamente significativos a un nivel del 5%, no sucede así con el coeficiente de diversificación económica, que al estimar mediante DOLS deja de ser estadísticamente significativo y con el signo contrario al esperado. Por otra parte, los estimadores DOLS, con el cual se corrige el problema de endogeneidad de los regresores, son muy similares a los obtenidos por MCO y PCSE, a excepción del coeficiente de los CLU que muestra una mayor variabilidad y una reducción de su nivel de significación.

Se estima nuevamente la ecuación (4) sin considerar las dos variables cuyos coeficientes estimados muestran un comportamiento poco estable, es decir, la diversificación económica y CLU, los resultados se muestran en el Cuadro 36. Puede observarse que todos los coeficientes tienen el signo esperado y son estadísticamente significativos a un nivel del 1%. Asimismo, los coeficientes de la estimación por DOLS son muy similares a los

obtenidos por MCO robustos a heteroscedasticidad, correlación contemporánea y autocorrelación. Por lo tanto, queda claro que la estimación por MCO mediante PCSE arroja estimadores consistentes para la relación de largo plazo entre la variable dependiente, inversión en equipos y maquinarias, y los regresores potencial de mercado, PIB y años medios de estudios.

Especialmente, debemos destacar la estabilidad del coeficiente de la variable de interés, potencial de mercado, y su significatividad aún en presencia de los efectos fijos de provincias y temporales, tanto en los resultados del Cuadro 35 como en los del Cuadro 36.

**Cuadro 36 Resultados de la estimación**

variable dependiente: $linveq_{it}$			
	MCO	PCSE <sup>a</sup>	DOLS(1,1) <sup>a</sup>
constante	-3.207** (-2.40)	-1.291 (-0.64)	-2.913 (-1.33)
$lpotencial_{it-1}$	1.009*** (5.83)	0.903*** (3.56)	1.000*** (3.72)
$lpib_{it-1}$	0.840*** (9.91)	0.752*** (5.15)	0.841*** (5.68)
$estudios_{it-1}$	0.153*** (6.27)	0.098*** (3.33)	0.110*** (3.04)
Efectos fijos temporales	si	si	si
Efectos fijos provinciales	si	si	si
R <sup>2</sup>	0.971	0.980	0.981
Suma de los residuos al cuadrado	39.523	24.091	22.699
Error estándar de la regresión	0.171	0.134	0.135
Provincias (N)	46	46	46
Años (T)	32	32	32
Total observaciones	1426	1426	1334

Nota: Entre paréntesis estadístico  $t$ . DOLS(1,1) incluye un desfase y un adelanto.

(a) Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial con común AR(1).

Valores significativos al 1%, 5% y 10% indicados con \*\*\*, \*\*, \*, respectivamente.

De este modo, la elasticidad de largo plazo de la inversión en equipos y maquinarias con respecto al potencial de mercado es próxima a la unidad. En otras palabras, un incremento del 1% en el potencial de mercado aumenta la inversión en equipos y maquinarias en 0.9%, en promedio, manteniendo el resto de las variables constantes. Por otra parte, las elasticidades de largo plazo con respecto al PIB y a los años medios de estudio son, en promedio, 0.75 y 0.80, respectivamente.

## **EVALUACIÓN DE POLÍTICAS DE INVERSIÓN EN INFRAESTRUCTURAS VIARIAS**

Con el propósito de evaluar el impacto final de una mejora en la red de autopistas y carreteras sobre la economía, se sugiere definir un sistema de ecuaciones en donde se incorporen las diferentes interacciones y los efectos de retroalimentación entre las

variables. La solución de dicho sistema de manera simultánea conduce, por tanto, a contemplar el efecto final sobre el PIB debido a cambios en la política de inversión en la red viaria. A continuación, se definen y explican cada una de las ecuaciones.

### **Definición del sistema de ecuaciones**

#### Ecuación de inversión en equipos y maquinarias

Para la ecuación de la inversión en equipos y maquinarias se escoge la estimación por PCSE<sup>39</sup>:

$$linveq_{it} = -1.291 + 0.903lpotencial_{it-1} + 0.752lpib_{it-1} + 0.098estudios_{it-1} + \hat{\gamma}_i + \hat{\phi}_t \quad (8)$$

Donde  $\hat{\gamma}_i$  y  $\hat{\phi}_t$  son los efectos provinciales y temporales estimados, respectivamente; no reportados aquí por cuestión de espacio.

#### Ecuación de potencial de mercado

La ecuación de potencial de mercado es la definida en (3):

$$potencial_{it} = \sum_j \frac{PIB_{jt}}{dist_{ij}}, \forall i \neq j$$

#### Ecuación de producción agregada

La aproximación comúnmente utilizada en la literatura empírica para estimar una función de producción agregada es suponer que la tecnología subyacente es del tipo Cobb-Douglas (Mas y Maudos, 2004), en la cual se refleja una relación estable entre la producción agregada, y el *stock* de factores productivos (empleo y capital) y el nivel de eficiencia técnica. Al suponer rendimientos constantes a escala, la misma se expresa de la siguiente forma:

$$PIB_{it} = A_{it} empleo_{it}^{\theta_L} capital_{it}^{1-\theta_L} \quad (9)$$

Donde el  $PIB_{it}$  es, como antes, el Producto Interno Bruto de la  $i$ -ésima provincia en el período  $t$ ,  $empleo_{it}$  es el nivel de empleo total,  $capital_{it}$  es el *stock* de capital físico y  $A_{it}$  es una medida que recoge el progreso tecnológico. Por su parte,  $\theta_L$  y  $(1-\theta_L)$  son las proporciones de la renta salarial y de la renta de capital sobre la renta total, respectivamente.

---

<sup>39</sup> Note que también se hubiese podido escoger la ecuación estimada por DOLS, en ambos casos, los resultados serían muy similares.

Bajo competencia perfecta y rendimientos constantes a escala, la participación de las rentas del trabajo debe ubicarse entre 0.60 y 0.70 y la del capital entre 0.30 y 0.40 (De la Fuente, 2010). Suponiendo  $\theta_L=0.65$  la ecuación de producción agregada es:

$$\ln(PIB_{it}) = 0.65 \ln(empleo_{it}) + 0.35 \ln(capital_{it}) + \ln(A_{it}) \quad (10)$$

#### Ecuación del *stock* de capital físico

La ecuación del *stock* de capital se define a partir de la identidad contable dada por la noción de inventario permanente, es decir:

$$capital_{it} = capital_{it-1} - \delta capital_{it-1} + inversión_{it}$$

Donde,  $capital_{it}$  e  $inversión_{it}$  son el *stock* de capital total y la inversión bruta total, respectivamente,  $\delta$  es la tasa de depreciación. Además, se puede separar la inversión entre la realizada en equipos y maquinarias y la dirigida a infraestructuras (incluye viviendas y otras construcciones)<sup>40</sup>.

En conformidad con la literatura<sup>41</sup>, se supone una tasa de depreciación del *stock* del capital promedio de 6%. Por lo tanto, la ecuación de *stock* de capital físico queda expresada como:

$$capital_{it} = (1 - 0.06)capital_{it-1} + (inveq_{it} + inv inf_{it}) \quad (11)$$

Por consiguiente, el **sistema de ecuaciones** queda definido de la siguiente manera:

$$\left\{ \begin{array}{l} potencial_{it} = \sum_j \frac{PIB_{jt}}{dist_{ijt}}, \forall i \neq j \\ linveq_{it} = -1.291 + 0.9031potencial_{it-1} + 0.7521pib_{it-1} + 0.098estudios_{it-1} + \hat{\gamma}_i + \hat{\phi}_i \\ capital_{it} = (1 - 0.06)capital_{it-1} + (inveq_{it} + inv inf_{it}) \\ \ln(PIB_{it}) = 0.65 \ln(empleo_{it}) + 0.35 \ln(capital_{it}) + \ln(A_{it}) \end{array} \right.$$

De esta forma, si se supone que se produce una mejora en la infraestructura viaria que genera una reducción de la distancia entre las provincias, ello tiene un primer efecto incrementando el potencial de mercado, con lo cual en el período siguiente (t+1) aumenta la inversión en equipos y maquinarias, seguido de una mayor acumulación del *stock* de capital total y, con ello, un crecimiento del PIB y del potencial de mercado.

<sup>40</sup> Ambas inversiones suman la inversión total.

<sup>41</sup> Ver, por ejemplo, De la Fuente y Domenech (2006), De Bustos et al (2008).

De esta manera, estimar el efecto total de una mejora en las infraestructuras viarias, implica resolver simultáneamente y de forma dinámica el conjunto de ecuaciones que define cada una de las relaciones entre las variables implicadas.

## **IMPACTO DE UNA REDUCCIÓN DEL TIEMPO DE VIAJE EN UN 10%**

### **Efectos sobre las variables**

Para evaluar el impacto de una política de inversión en las infraestructuras viarias, se supone una mejora en la red de carreteras y autopistas interurbanas españolas, que se traduce en un ahorro en el tiempo de viaje de 10%. Para ello, se lleva a cabo un análisis contrafactual. De este modo, para considerar el efecto total o final en la economía, se resuelve el sistema de ecuaciones y se observa el comportamiento de las variables de interés dada la política de transporte observada (escenario base o de control). Estos resultados se comparan con los obtenidos al aplicar un cambio en la política de inversión en las infraestructuras viarias (escenario contrafactual o de tratamiento). Finalmente, se analiza la variación relativa generada por la aplicación de dicha política frente a la del escenario base.

Los resultados obtenidos del análisis contrafactual se resumen en el Cuadro 37, donde se puede observar que la reducción del 10% en el tiempo de viaje genera un incremento total, promedio, del potencial de mercado en 12.18%; por su parte, la inversión en equipos y maquinarias aumenta un 11.8%; en cuanto al *stock* de capital y el PIB, éstos se elevan un 3.25% y 1.12%, respectivamente.

**Cuadro 37 Impacto de una reducción del tiempo de viaje**

Variables	Variación debida a una reducción del 10% en el tiempo de viaje
Potencial de mercado	12.18%
Inversión equipos y maquinarias	11.81%
<i>Stock</i> capital total	3.25%
PIB	1.12%

### **Elasticidades con respecto al tiempo de viaje**

Al calcular las elasticidades con respecto al tiempo de viaje, se tiene que una reducción del tiempo de viaje en un 1%, incrementa la inversión en equipos y maquinarias en 1.18%, en promedio, *ceteris paribus*. Así mismo, una caída del tiempo de viaje en un 1%, genera un incremento promedio del *stock* de capital total de 0.33%, manteniendo constante el resto de las variables. Por su parte, la elasticidad del PIB con respecto al tiempo de viaje se ubica

en 0.11. Recordemos que la reducción del tiempo de viaje proviene de una mayor inversión en infraestructuras viarias que conduce a una mejora en el servicio de las mismas.

Cabe mencionar que, aunque utiliza datos diferentes y una metodología distinta, Nombela (2005) para medir el impacto de las infraestructuras de transporte en la economía española, halla que la elasticidad de la misma con respecto al PIB es de 0.17. Para llegar a este resultado, estima una función Cobb-Douglas empleando datos de panel a nivel de provincias y aproxima las infraestructuras de transporte a través del *stock* de capital de las infraestructuras de transporte según datos del IVIE. Igualmente, a partir de la revisión de la literatura, observa que dicha elasticidad viene, principalmente, determinada por el *stock* de capital en carreteras. En esta misma línea, Cantos et al (2005) hallan una elasticidad con respecto al *stock* de capital en infraestructuras viarias de 0.088.

### **Provincias favorecidas por la política de inversión en infraestructuras viarias**

Se construye un índice que mide el impacto relativo de la política de reducción del tiempo de viaje en la red de carreteras y autopistas teniendo en cuenta dos aspectos: i) la inversión llevada a cabo y, ii) el efecto generado. Así, el índice se define de la siguiente manera:

$$\text{Índice}_i = \frac{\varepsilon_i(\Delta t_i - \bar{\Delta t})}{\bar{\varepsilon}\bar{\Delta t}} \quad (12)$$

Donde  $\varepsilon_i$  es la elasticidad del producto con respecto al tiempo de viaje para la  $i$ -ésima provincia;  $\bar{\varepsilon}$  es el promedio de las elasticidades en todas las provincias;  $\Delta t_i$  es la media ponderada<sup>42</sup> del cambio en el tiempo de viaje observado entre 1980 y 2007 para la  $i$ -ésima provincia y  $\bar{\Delta t}$  es el promedio nacional de la reducción del tiempo de viaje.

Puede notarse que:

$\varepsilon_i\Delta t_i$  es la contribución al crecimiento del PIB de la  $i$ -ésima provincia derivada de la reducción del tiempo de viaje observada en dicha provincia.

$\varepsilon_i\bar{\Delta t}$  es la contribución al crecimiento del PIB de la  $i$ -ésima provincia derivada de una reducción homogénea del tiempo de viaje en todas las provincias.

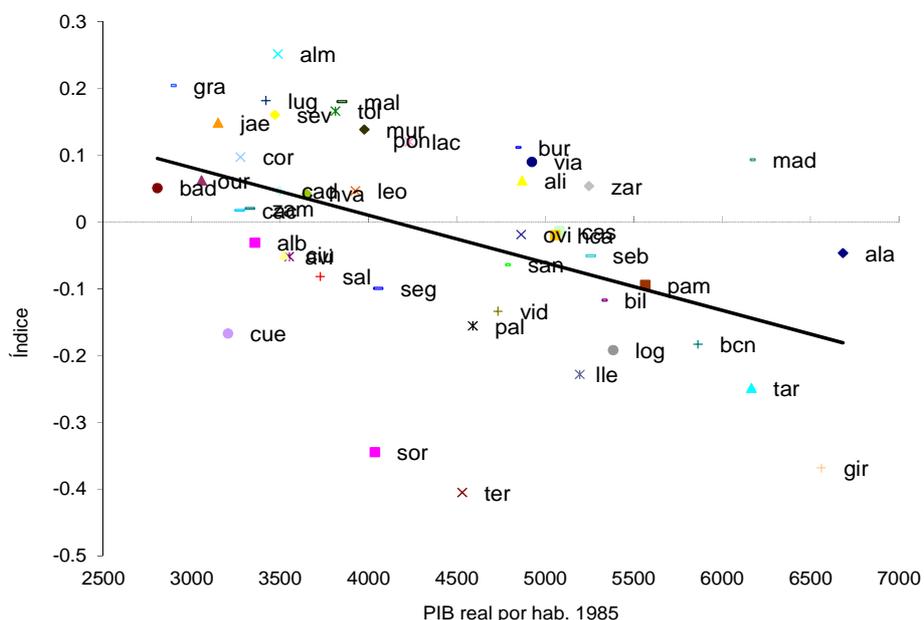
---

<sup>42</sup> Es una media ponderada donde se da un mayor peso a aquellas provincias que tenían un tiempo inicial mayor.

La idea central es comparar la política de inversión en infraestructuras viarias observada en todo el territorio nacional con una política de inversión aplicada homogéneamente a todas las provincias y analizar a qué provincias favoreció más o menos en relación con el promedio y en términos de su efecto sobre el crecimiento del PIB. Por lo tanto, aquellas provincias con un  $\text{Índice} > 0$  experimentaron una mejora económica debido a que dicha política de transporte fue superior al promedio. Si el  $\text{Índice} < 0$  la mejora económica estuvo por debajo al promedio nacional. Finalmente, si el  $\text{Índice} = 0$  la mejora experimentada fue igual al promedio.

En el Gráfico 17 se muestra la relación entre el PIB real per cápita en 1985 (antes de la masiva inversión en la red de infraestructura viaria) y el índice. Puede observarse que hay una relación negativa entre ambas variables, es decir, en promedio, las provincias más pobres en 1985 experimentaron una mayor inversión en infraestructuras viarias y, por ende, el índice fue mayor, es el caso de Almería, Granada, Lugo, Málaga y Jaén. Entre las más ricas pero menos favorecidas por la política de transporte destacan Girona, Tarragona y Barcelona. Hay claros casos excepcionales, por un lado, entre las provincias con bajos recursos y menos favorecidas por la política de transporte destacan Soria y Teruel; por el lado contrario, destaca Madrid, con un elevado PIB per cápita en 1985 y favorecida notablemente por la política de inversión en infraestructuras viarias durante el período de análisis. Por lo tanto, en términos generales se puede decir que la política de inversión en infraestructuras viarias ha favorecido, especialmente, a provincias pobres como Almería, Granada, Jaén y Lugo. Mientras que, a su vez, las provincias con un elevado PIB real per cápita inicial (tales como, Girona, Tarragona y Barcelona) han sido las menos beneficiadas.

**Gráfico 17 Índice vs PIB per cápita**



## II.6. CONCLUSIONES

En el presente capítulo se analizó la relación entre las inversiones en infraestructuras viarias y los flujos de inversión con mayor contenido tecnológico en las provincias españolas, empleando datos agregados para el período 1977-2008. Así, se especificó una función en la cual los flujos de inversión en equipos y maquinarias dependen del potencial de mercado, PIB, diversificación económica, CLU y años medios de estudios. En particular, la variable de interés, potencial de mercado, es un índice de accesibilidad que permite vincular las oportunidades del mercado con las características de la red viaria.

La estimación de la ecuación con efectos fijos temporales y de provincias se llevó a cabo mediante PCSE para corregir la matriz de varianzas y covarianzas por heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial. Además, como se comprobó la existencia de una relación de cointegración entre las variables, se estimó por *Dynamic Ordinary Least Square* (DOLS) para tener en cuenta el potencial sesgo de endogeneidad. Los resultados de la estimación indican que las elasticidades de largo plazo de la inversión en equipos y maquinarias con respecto al potencial de mercado, PIB y años medios de estudios son, en promedio, 0.9, 0.75 y 0.80, respectivamente.

Para evaluar el impacto final de una política de inversión en infraestructuras viarias se definió un sistema de ecuaciones en el cual se establecieron las diferentes interacciones entre las variables. A partir del sistema de ecuaciones se calcularon las elasticidades de la inversión en equipos y maquinarias, *stock* de capital y PIB con respecto al tiempo de viaje cuyos resultados fueron 1.18, 0.33 y 0.11, respectivamente.

Finalmente, se construyó un índice que tiene en cuenta tanto la inversión en autopistas y carreteras, como su efecto sobre el PIB. Con el cual se llegó a la conclusión de que dicha política de inversión favoreció, especialmente, a las provincias con bajos niveles de PIB real per cápita (Almería, Granada, Jaén, Lugo). Mientras que las provincias inicialmente ricas fueron las menos favorecidas, tales como, Girona, Tarragona y Barcelona.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alañón, A., y Arauzo-Carod, J. M. (2008). Accesibilidad y localización industrial: una aplicación a las regiones españolas fronterizadas con Francia. *Revista de estudios regionales*, (82), 71-103.
- Arauzo-Carod, J. M. (2005). Determinants of industrial location: An application for Catalan municipalities. *Papers in Regional Science*, 84(1), 105-120.
- Arauzo-Carod, J. M., Liviano-Solis, D., y Manjón-Antolín, M. (2010). Empirical studies in industrial location: An assessment of their methods and results. *Journal of Regional Science*, 50(3), 685-711.
- Arauzo-Carod, J. M., y Manjón-Antolín, M. C. (2004). Firm size and geographical aggregation: an empirical appraisal in industrial location. *Small Business Economics*, 22(3-4), 299-312.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 1). John Wiley y Sons.
- Beck, N. (2001). Time-series–cross-section Data. *Statistica Neerlandica*, 55(2), 111-133.
- Beck, N., y Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American political science review*, 89(03), 634-647.
- Breitung, J., (2000). The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. En B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics*, 15, Amsterdam, 161–178.
- Breitung, J., y Pesaran, M. H. (2008). Unit roots and cointegration in panels. En L. Matyas and P. Sevestre (Eds.), *The Econometrics of Panel Data* (3ra. ed.). Springer-Verlag.
- Broadman, H. G., y Sun, X. (1997). The distribution of foreign direct investment in China. *The World Economy*, 20(3), 339-361.
- Brown, J. P., Florax, R. J., y McNamara, K. T. (2009). Determinants of investment flows in US manufacturing. *The Review of Regional Studies*, 39(3), 269-286.
- Cantos, P., Gumbau-Albert, M., y Maudos, J. (2005). Transport infrastructures, spillover effects and regional growth: evidence of the Spanish case. *Transport reviews*, 25(1), 25-50.
- Carlton, D. W. (1979). Why new firms locate where they do: An econometric model. En W. Wheaton (ed.), *Interregional Movements and Regional Growth*. Washington: The Urban Institute.
- Carlton, D. W. (1983). The location and employment choices of new firms: an econometric model with discrete and continuous endogenous variables. *The Review of Economics and Statistics*, 440-449.
- Choi, I. (2006). Nonstationary panels. En K. Patterson and T.C. Mills (eds.) *Palgrave Handbooks of Econometrics*, Vol. 1, 511–539. Palgrave Macmillan: New York.
- Ciccone, A. (2002). Agglomeration effects in Europe. *European Economic Review*, 46(2), 213-227.
- Ciccone, A., y Hall, R. E. (1996). Productivity and the density of economic activity. *American Economic Review*, 86, 54-70.
- Cieślik, A. (2005). Regional characteristics and the location of foreign firms within Poland. *Applied Economics*, 37(8), 863-874.

- Cohen, J. P., y Paul, C. J. M. (2009). Agglomeration, productivity and regional growth: production theory approaches. En *Handbook of Regional Growth and Development Theories*, editado por Roberta Capello y Peter Nijkamp. Edward Elgar Publishing, Inc.
- Combes, P. P., Lafourcade, M., Thisse, J. F., y Toutain, J. C. (2011). The rise and fall of spatial inequalities in France: A long-run perspective. *Explorations in Economic History*, 48(2), 243-271.
- Combes, P. P., Mayer, T., y Thisse, J. F. (2008). *Economic geography: the integration of regions and nations*. Princeton University Press.
- Coughlin, C. C., y Segev, E. (2000). Location determinants of new foreign-owned manufacturing plants. *Journal of regional Science*, 40(2), 323-351.
- Crozet, M., Mayer, T., y Mucchielli, J. L. (2004). How do firms agglomerate? A study of FDI in France. *Regional Science and Urban Economics*, 34(1), 27-54.
- Davis, D. E., y Schluter, G. E. (2005). Labor-force heterogeneity as a source of agglomeration economies in an empirical analysis of county-level determinants of food plant entry. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 30(3), 480-501.
- Dawkins, C. J. (2003). Regional development theory: conceptual foundations, classic works, and recent developments. *Journal of Planning Literature*, 18(2), 131-172.
- De Bustos, A., Cutanda, A., Díaz, A., Escribá, F., Murgui, M<sup>a</sup> J., y Sanz, M<sup>a</sup> J. (2008) "La BD.MORES En Base 2000: Nuevas Estimaciones y Variables". *Documento de Trabajo, D-2008-02*, Dirección General de Presupuestos, Ministerio de Economía y Hacienda, Gobierno de España.
- De Hoyos, R. E., y Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *Stata Journal*, 6(4), 482-496.
- De la Fuente, Á. (2010). Infrastructures and productivity: an updated survey. Working paper. BBVA Research.
- De la Fuente, A., y Doménech, R. (2006). Capital humano, crecimiento y desigualdad en las regiones españolas. *Moneda y crédito*, 222, 13-56.
- Duranton, G., y Puga, D. (2004). Micro-foundations of urban agglomeration economies. En Henderson, V. y Thisse, J.-F. (eds.) *Handbook of regional and urban economics*, 4, 2063-2117.
- Escribá, F. J., y Murgui, M. J. (2005). Localización de la inversión industrial en las regiones españolas. *Documento de trabajo D-2005-10*. Dirección General de Presupuestos, Ministerio de Economía y Hacienda, Gobierno de España.
- Escribá, F. J., y Murgui, M. J. (2008). Factores de localización regional en las inversiones industriales. *Revista de Economía Aplicada*, 47, (vol. XVI), 101-125.
- Escribá, F. J., y Murgui, M. J. (2011). Determinantes de la inversión empresarial en las regiones españolas (1995-2007). *Documento de trabajo D-2011-02*. Dirección General de Presupuestos, Ministerio de Economía y Hacienda, Gobierno de España.
- Frees, E. W. (1995). Assessing cross-sectional correlation in panel data. *Journal of Econometrics*, 69(2), 393-414.
- Fundación BBVA (2006). Composición de la inversión y productividad del capital. *Cuadernos de divulgación. Capital y crecimiento*, 2, 2006. Edición en colaboración: Fundación BBVA e Ivie. Madrid, España.

- Graham, D. J. (2007). Agglomeration, productivity and transport investment. *Journal of transport economics and policy (JTEP)*, 41(3), 317-343.
- Graham, D. J., Gibbons, S., y Martin, R. (2009). Transport investments and the distance decay of agglomeration benefits. *Report to the Department of Transport*.
- Guimaraes, P., Figueiredo, O., y Woodward, D. (2000). Agglomeration and the location of foreign direct investment in Portugal. *Journal of Urban Economics*, 47(1), 115-135.
- Guimaraes, P., Figueiredo, O., y Woodward, D. (2004). Industrial location modeling: Extending the random utility framework\*. *Journal of Regional Science*, 44(1), 1-20.
- Gutiérrez, J. (2001). Location, economic potential and daily accessibility: an analysis of the accessibility impact of the high-speed line Madrid–Barcelona–French border. *Journal of transport geography*, 9(4), 229-242.
- Harris, C. D. (1954). The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States. *Annals of the association of American geographers*, 44(4), 315-348.
- Head, K., y Mayer, T. (2004). Market potential and the location of Japanese investment in the European Union. *Review of Economics and Statistics*, 86(4), 959-972.
- Head, K., Ries, J., y Swenson, D. (1995). Agglomeration benefits and location choice: Evidence from Japanese manufacturing investments in the United States. *Journal of international economics*, 38(3), 223-247.
- Henderson, J. R., y McNamara, K. T. (2000). The location of food manufacturing plant investments in Corn Belt counties. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 25(2), 680-697.
- Hlouskova, J., y Wagner, M. (2006). The performance of panel unit root and stationarity tests: results from a large scale simulation study. *Econometric Reviews*, 25(1), 85-116.
- Holl, A. (2004a). Manufacturing location and impacts of road transport infrastructure: empirical evidence from Spain. *Regional Science and Urban Economics*, 34(3), 341-363.
- Holl, A. (2004b). Start-ups and relocations: Manufacturing plant location in Portugal. *Papers in Regional Science*, 83(4), 649-668.
- Holl, A. (2007). Twenty years of accessibility improvements. The case of the Spanish motorway building programme. *Journal of Transport Geography*, 15(4), 286-297.
- Holl, A. (2011). Market potential and firm-level productivity in Spain. *Journal of Economic Geography*, 1-25.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kao, C. y Chiang, M. H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated Regression in panel data. En: *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15, 179–222. Elsevier Science Inc.
- Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499.
- Lafourcade, M., y Thisse, J. F. (2008). New economic geography: A guide to transport analysis. *PSE Working Papers*. Paris-Jourdan Sciences Economiques. Laboratoire d'Economie Appliquée – INRA.
- Levin, A., Lin, C. F., y Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.

- Mark, N. C., y Sul, D. (2003). Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(5), 655-680.
- Mas, M., y Maudos, J. (2004). Infraestructuras y crecimiento regional en España diez años después. Documento de trabajo. Universidad de Valencia e Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- McCann, P. (2001). *Urban and regional economics* (Vol. 15). Oxford: Oxford University Press.
- Nombela, G. (2005). Infraestructuras de transporte y productividad. *Presupuesto y Gasto Público*, 39(2005), 191-215. Instituto de Estudios Fiscales (IEF). Madrid, España
- Ottaviano, G. I. (2008). Infrastructure and economic geography: An overview of theory and evidence. *EIB papers*, 13(2), 8-35.
- Pedroni, P. (1996). Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity. *Working paper No. 96-020*. Department of Economics, Indiana University.
- Pedroni, P. (2000). Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels. En: *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15, 179-222. Elsevier Science Inc.
- Puga, D. (2008). Agglomeration and cross-border infrastructure. *EIB Papers*, 13(2), 102-124.
- Redding, S. J. (2009). Economic geography: A review of the theoretical and empirical literature. *CEP Discussion Paper No 904*. Centre for Economic Performance. London School of Economics and Political Science.
- Rosenthal, S. S., y Strange, W. C. (2001). The determinants of agglomeration. *Journal of Urban Economics*, 50(2), 191-229.
- Rosenthal, S. S., y Strange, W. C. (2004). Evidence on the nature and sources of agglomeration economies. En Henderson, V. y Thisse, J.-F. (eds.) *Handbook of regional and urban economics*, 4, 2119-2171. Amsterdam, Holanda.
- Sala-i-Martin, X., y Artadi, E. V. (1999). *Apuntes de crecimiento económico*. Antoni Bosch.
- Smith, D., y Florida, R. (1994). Agglomeration and industrial location: An econometric analysis of Japanese-affiliated manufacturing establishments in automotive-related industries. *Journal of Urban Economics*, 36(1), 23-41.
- Viladecans-Marsal, E. (2004). Agglomeration economies and industrial location: city-level evidence. *Journal of Economic geography*, 4(5), 565-582.
- Westerlund, J. (2005). Data Dependent Endogeneity Correction in Cointegrated Panels. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67(5), 691-705.
- Westerlund, J., y Breitung, J. (2009). Myths and facts about panel unit root tests. Mimeo, University of Gothenburg.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

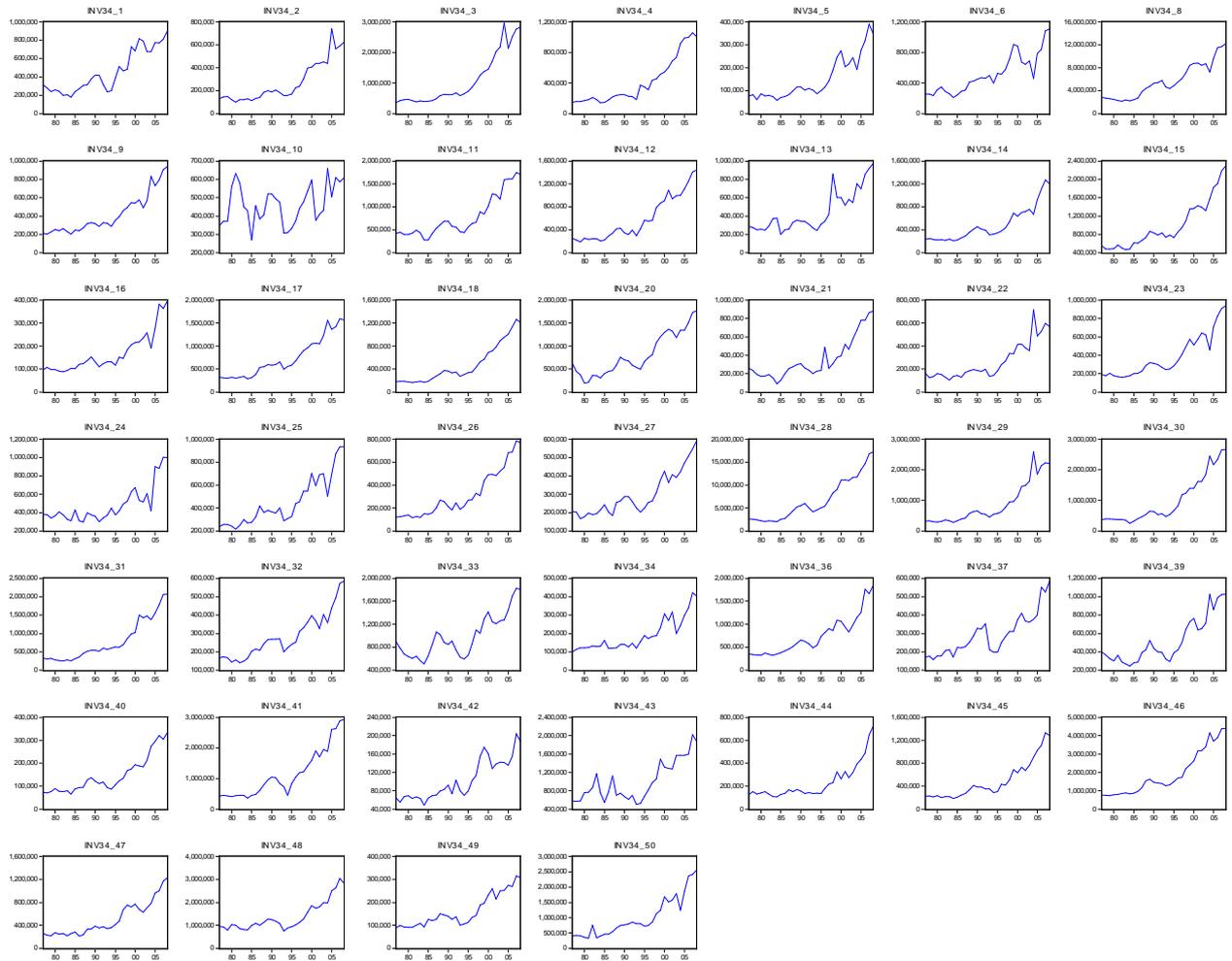
## ANEXOS

### Anexo 1: Leyenda de las provincias

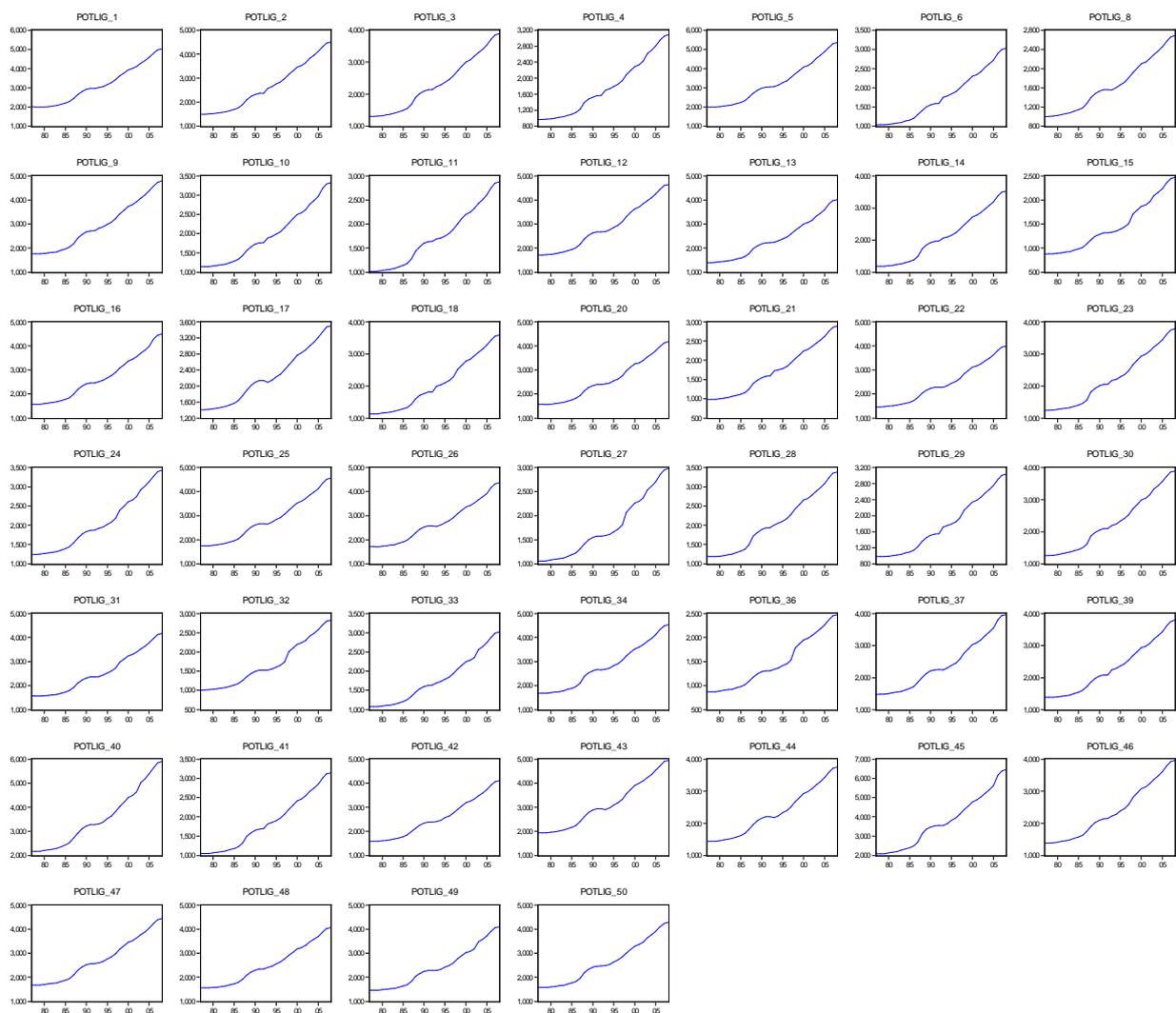
Provincia	etiqueta 1	etiqueta 2
Álava	1	ala
Albacete	2	alb
Alicante	3	ali
Almería	4	alm
Ávila	5	avi
Badajoz	6	bad
Barcelona	8	bcn
Bilbao	48	bil
Burgos	9	bur
Cáceres	10	cac
Cádiz	11	cad
Castellón	12	cas
Ciudad Real	13	ciu
Córdoba	14	cor
Cuenca	16	cue
Girona	17	gir
Granada	18	gra
Huelva	21	hva
Huesca	22	hca
Jaén	23	jae
A Coruña	15	lac
León	24	leo
Lleida	25	lle
Logroño	26	log
Lugo	27	lug
Madrid	28	mad
Málaga	29	mal
Murcia	30	mur
Ourense	32	our
Oviedo	33	ovi
Palencia	34	pal
Pamplona	31	pam
Pontevedra	36	pon
Salamanca	37	sal
San Sebastián	20	seb
Santander	39	san
Segovia	40	seg
Sevilla	41	sev
Soria	42	sor
Tarragona	43	tar
Teruel	44	ter
Toledo	45	tol
Valencia	46	via
Valladolid	47	vid
Zamora	49	zam
Zaragoza	50	zar

## Anexo 2: Gráficos de la evolución de cada variable por provincia 1977-2008

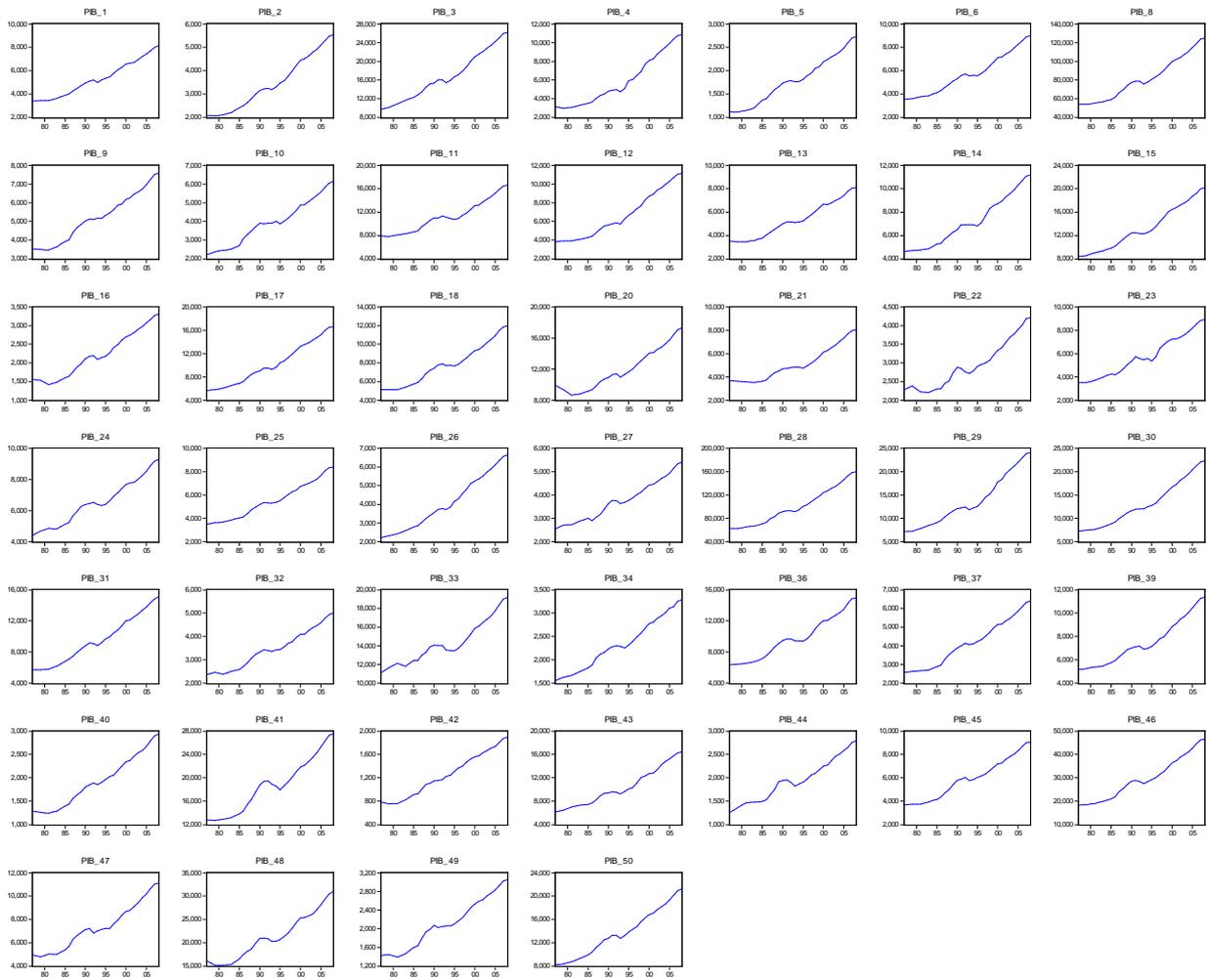
### Inversión en equipos y maquinarias



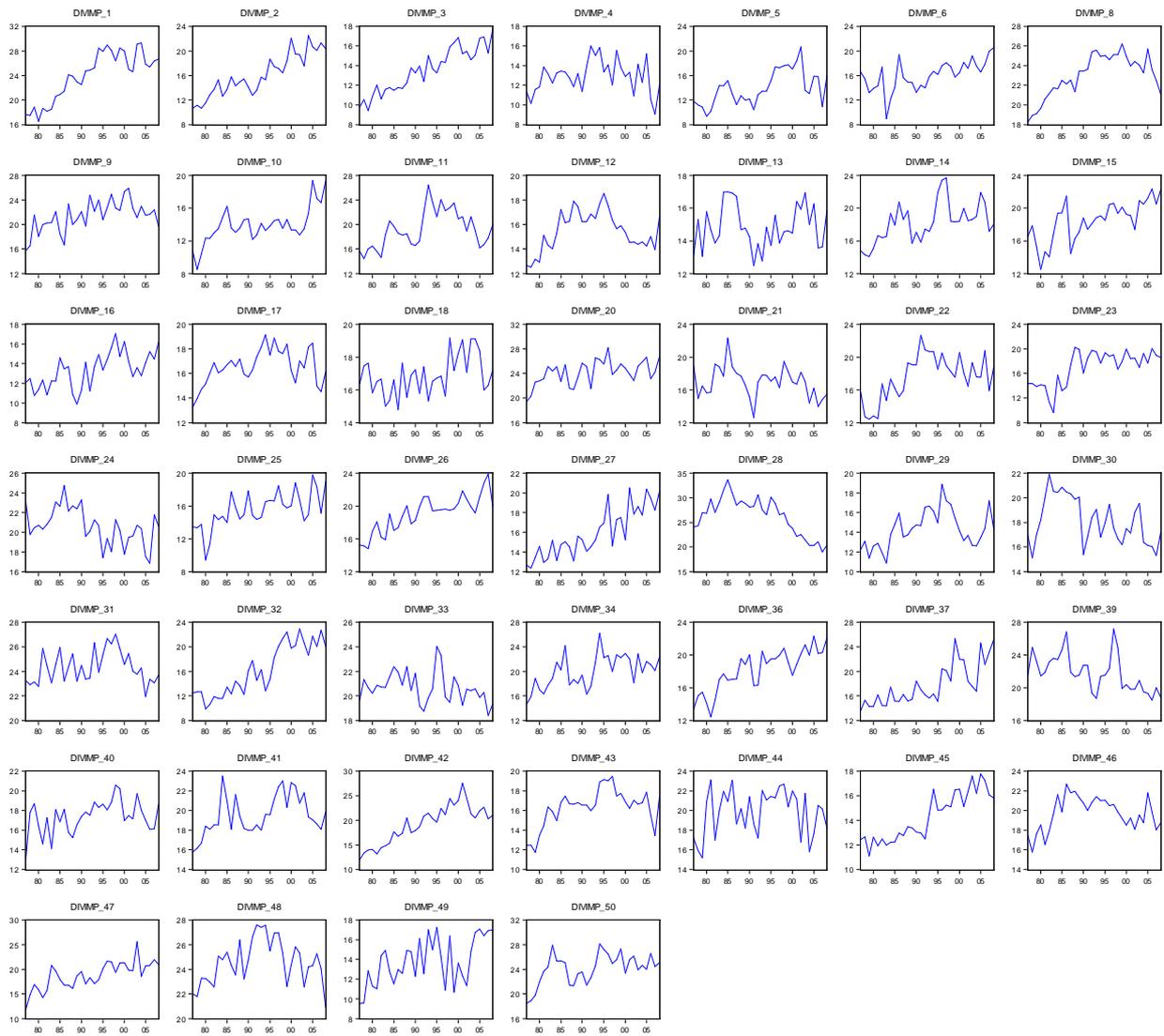
# Potencial de mercado



# PIB



# Diversificación económica



# Costes laborales unitarios



# Años medios de estudios



### *Capítulo III “La respuesta del tráfico a cambios en el peaje”*

**RESUMEN:** En el estudio se desarrolla un modelo de demanda de tráfico que permite analizar los efectos debido a cambios en la política de peajes en las infraestructuras viarias españolas. Para ello, se analizan 75 tramos de autopistas de peaje (1307 km) durante el período 1980-2013 y se plantea una ecuación de demanda dinámica que considera las restricciones en la capacidad de la infraestructura. Los resultados aportan evidencia sobre las elasticidades con respecto al precio del combustible, PIB y peaje, para el corto y largo plazo. En concreto, se obtiene que la demanda de autopista de peaje es inelástica a cambios en los peajes y a variaciones en el precio del combustible, y que reacciona más intensamente a la evolución del PIB. En cuanto al impacto de una política de supresión de peajes, los resultados sugieren un incremento del tráfico en las autopistas de, aproximadamente, 31%. Además, el cambio del bienestar de los usuarios, medido por el excedente del consumidor (EC), se estima en €911.5 millones, que corresponde un 88% a antiguos usuarios y un 12% a los nuevos usuarios. Así, el cambio en el EC de los usuarios nuevos representa, aproximadamente, el 10.5% de los ingresos por peaje.

**PALABRAS CLAVES:** Autopistas de peaje, función de demanda de tráfico, elasticidades, restricción de capacidad.

**CÓDIGO JEL:** R41, R48.

### III.1. INTRODUCCIÓN

Un análisis clave en los estudios sobre la tarificación viaria es estimar las ganancias o las pérdidas que experimentarían los usuarios de una autopista como consecuencia de variaciones en los peajes. En este capítulo, se plantea un modelo de demanda de tráfico que permite analizar los efectos debido a cambios en la política de peajes en las infraestructuras viarias españolas. Para ello, se estudian 75 tramos de autopistas de peaje (1307 km) durante el período 1980-2013.

La concesión de las autopistas de peajes en España comenzó en la década de los '60 y su principal finalidad ha sido la financiación de la construcción, el mantenimiento y la operación de la infraestructura. Para el año 1980 la longitud de las autopistas de peaje en servicio alcanzó 1532.4 km, con un volumen de tráfico promedio de 8620 veh/día. Actualmente, hay 3026 km por los cuales transitan, en promedio, casi 17135 veh/día.

Un aspecto interesante en la red viaria española es la existencia de vías gratuitas alternativas a las autopistas de peaje. En este sentido, el Plan Estratégico de Infraestructura y Transporte 2005-2020 (Ministerio de Fomento, 2005) señala que la concesión para la construcción de nuevas autopistas de peaje está condicionada a que cuente con una vía de gran capacidad (VGC) gratuita y "que constituya una alternativa real a la autopista de peaje" con la finalidad de garantizar un derecho de accesibilidad mínimo para todos los ciudadanos.

No obstante lo anterior, existe una distribución muy heterogénea de las carreteras de alta prestación en el territorio nacional. Así se observa cuando se compara el tipo de infraestructura viaria entre CC.AA, por ejemplo, en Andalucía el 82% de las VGC son autopistas gratuitas y solo un 9% son autopistas de peaje, por el contrario, en Cataluña el 40% de las VGC son autopistas libres y el 52% son de pago. Por su parte, en Madrid el 62% de las VGC son autovías o autopistas libres y el 16% son autopistas de peaje.

Bajo estas consideraciones, España ofrece un marco de análisis particular, porque permite estudiar cuáles son los efectos sobre la demanda de viajes en las autopistas de peaje cuando existe una vía alternativa gratuita con características de calidad diferentes entre ellas. De esta manera, será posible evaluar la sensibilidad del tráfico ante cambios en sus principales determinantes y compararlos con los resultados obtenidos en la literatura.

Además, dado que los peajes son un mecanismo para financiar las infraestructuras o para controlar problemas de congestión, es esencial conocer cómo los individuos reaccionan

ante la introducción de peajes o cambios en las tarifas. De allí, la necesidad de desarrollar modelos de demanda con los que se logren estimaciones precisas y buenas predicciones del volumen de tráfico. Más aún, si se considera que ello es, especialmente, de gran relevancia para la planificación de los proyectos de inversión en transporte. Así pues, ésta es una de las aportaciones del presente estudio.

Asimismo, como caso de estudio, se analizará el impacto de la eliminación de los peajes en términos de sus efectos sobre el tráfico y sobre el excedente del consumidor. Lo cual puede ser de interés si en el año 2019, cuando finalicen algunas de las concesiones, se opte por suprimir el peaje. Cabe mencionar que son muy pocos los estudios que han analizado este tipo de impacto.

Por otra parte, el análisis empírico con datos a nivel nacional le imprime originalidad al planteamiento, si bien es cierto que existen estudios sobre los efectos de una reducción en las tarifas de peaje (de hasta un 50%), dichos estudios no abordan el caso de peajes iguales a cero y, en general, son aplicaciones para autopistas específicas. Por ejemplo, Cantos y Álvarez (2009) estiman los beneficios sociales derivados de una reducción en el peaje de la Radial-3 de Madrid en un 10%, 30% y 50%. En el caso de una disminución del 50% en el peaje, dichos beneficios se calculan en, aproximadamente, 6 millones de euros. En dicho estudio, los beneficios consisten en los efectos sobre los usuarios de las carreteras debido a las reducciones netas del tiempo de viaje, las ganancias producidas por la disminución de la congestión y el ahorro en los gastos de combustible.

Otro aspecto interesante del análisis es la especificación de un modelo de demanda de autopistas de peaje que toma en cuenta las restricciones de capacidad de las mismas, lo cual es importante para controlar que el crecimiento del tráfico no supere tal límite con la simulación de las políticas y para captar los cambios en la calidad de la infraestructura ante variaciones en el tráfico.

A continuación se hace una revisión de la literatura sobre la tarificación viaria, la modelización de la demanda de autopistas y sus elasticidades. Posteriormente, se lleva a cabo el análisis empírico. En el cuarto apartado, se explica el modelo de demanda de tráfico con restricción de capacidad y la metodología econométrica. En el quinto apartado, se analizan los resultados de la estimación y se exponen los efectos ocasionados por una política de supresión de peajes en España. En el último apartado, se presentan las conclusiones de la investigación.

## III.2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

### TARIFICACIÓN VIARIA Y AUTOPISTAS DE PEAJE

La aplicación de peajes en autopistas es una práctica común en todo el mundo. En este sentido, la tarificación viaria puede considerarse como un instrumento clave dentro de una política de transporte moderna e integral, a pesar de los problemas políticos y de aceptabilidad que se producen con su implementación (Nash y Niskanen, 2008; Odeck y Brathen, 2008). Básicamente, dos han sido los planteamientos que giran en torno al análisis de la tarificación viaria:

- i) Como mecanismo de asignación eficiente de los servicios de transporte en la medida que permite internalizar los efectos externos.
- ii) Como instrumento de generación de ingresos para la financiación de la red viaria.

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

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

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

El impacto de la tarificación de la infraestructura depende de varios factores como, por ejemplo, el tipo y magnitud del peaje, su estructura, las condiciones geográficas y la existencia de rutas o modos alternativos. Asimismo, la tarificación viaria puede generar efectos indirectos desfavorables, tal como, el desvío del tráfico hacia rutas no preparadas

para absorber una magnitud considerable de vehículos, lo cual puede traducirse en congestión, aumento de accidentes, etc.

Los fundamentos teóricos de la tarificación viaria parten de los principios económicos de precios basados en el coste marginal en el marco de una economía de *first-best*, la idea es que el precio refleje los costes marginales totales (incluyendo los externos), es decir que incluya los costes marginales que un usuario impone a los otros usuarios, por ejemplo, demoras, ruido o contaminación. Bajo este principio se asegura que los usuarios de una infraestructura de transporte hagan un viaje adicional siempre que el beneficio que le proporcione dicho viaje sea al menos igual al coste social de proveerlo, en consecuencia, se garantiza la maximización del beneficio social neto<sup>43</sup>.

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

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

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

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

---

<sup>43</sup> Para un análisis completo sobre los fundamentos de la tarificación viaria consultar Hau (1998) y Button (2004).

iii) El peaje óptimo de *second-best* logra ganancias de bienestar muy por debajo a una situación de *first-best*.

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

El caso español nos da un marco conveniente para analizar cómo influye en la demanda de autopistas de pago la existencia de vías alternativas gratuitas. De este modo, se estudia la función de demanda de las autopistas de peaje en España y el grado de sensibilidad del tráfico ante cambios en sus determinantes.

## **MODELIZACIÓN DE LA DEMANDA DE AUTOPISTAS DE PEAJE**

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

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

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

- Enfoque desagregado (incluyen los modelos de elección discreta): Parte de la aplicación de encuestas donde se recopila información a nivel individual (de tipo

preferencias reveladas o declaradas) que permiten derivar la disposición al pago de los usuarios, por ejemplo, de una infraestructura viaria;

- Enfoque agregado (incluyen los modelos de demanda directa): Utiliza datos estadísticos agregados para caracterizar el comportamiento de grandes grupos de consumidores; de esta forma se analiza la demanda a partir de series temporales, datos *cross-section* o datos longitudinales.

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

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

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

Bajo estas condiciones, en el presente estudio se asume un enfoque agregado, específicamente, se supone un modelo de demanda directa para la estimación de la función de demanda marshalliana de viajes por autopistas de peaje. En este tipo de modelos la demanda de cierto modo de transporte se expresa en función de sus propias características y las de las alternativas, adicionalmente, entre las variables explicativas que se incluyen, están los costes monetarios, el tiempo de viaje y las características

socioeconómicas del origen y destino de los trayectos. Una ventaja de utilizar este enfoque es que se estima, simultáneamente, tres aspectos de la modelización de la demanda de transporte, a saber, generación y atracción de viajes, distribución y reparto modal<sup>44</sup>.

Siguiendo el razonamiento teórico de diversos estudios<sup>45</sup> y en línea con el trabajo de Matas y Raymond (2003), se supone que el volumen de tráfico en las autopistas de peaje es función de:

- los costes monetarios y de tiempo de utilizar esta infraestructura y la alternativa gratuita;
- las características socioeconómicas que influyen en la cantidad de desplazamientos realizados;
- la calidad de la infraestructura de la autopista y de la alternativa.

Así, la especificación general del modelo de demanda de autopistas de peaje viene dada por:

$$Y_{it} = f(\text{peaje}_{it}, cmon_{it}^{au}, cmon_{it}^{al}, ctiem_{it}^{au}, ctiem_{it}^{al}, Z_{it}, C_{it}^{au}, C_{it}^{al}) \quad (1)$$

Donde,

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

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

$Y_{it}$  es el volumen de tráfico del tramo *i*, año *t*;

$\text{peaje}_{it}$  es el peaje en el tramo *i*, año *t*;

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

$ctiem_{it}^j$  es el coste de tiempo por usar el tramo *i*, año *t*, para  $j = au, al$ ;

$Z_{it}$  son características socioeconómicas y demográficas que influyen en la generación de viajes entre el origen y destino, tales como, producto interno bruto (PIB), población y tasa de empleo;

<sup>44</sup> Para una exposición completa sobre la demanda de transporte, teoría y aplicaciones, se recomienda Small y Winston (1999) y Winston (1985)

<sup>45</sup> Oum y Gillen (1983); Graham y Glaister (2004).

$C_{it}^j$  son indicadores de calidad del tramo  $i$ , año  $t$ , para  $j=au, al$ . Puede incluir el volumen de tráfico pesado o número de accidentes.

## ELASTICIDADES DE LA DEMANDA DE TRÁFICO

A continuación se exponen de manera resumida los resultados obtenidos en la literatura reciente relacionados con las elasticidades del tráfico respecto al peaje, precio del combustible e ingreso.

La evidencia empírica sobre **elasticidades de peaje** se resume en el Cuadro 38, como puede observarse, se espera que la demanda de tráfico sea inelástica con respecto al peaje. En este sentido, el rango para autopistas urbanas e interurbanas se ubica entre -0.10 y -1.31 (considerando tanto corto como largo plazo). Las diferencias pueden explicarse por factores relacionados con el motivo del viaje, magnitud del peaje, existencia y calidad de vías o modos alternativos, ubicación de la infraestructura (urbana o interurbana), tipo de peaje (fijo o varía según un horario).

**Cuadro 38 Elasticidad de la demanda con respecto al peaje**

Autores	Resultados	Contexto
Matas y Raymond (2003)	CP: entre -0.21 y -0.83 LP: entre -0.33 y -1.31	Autopistas interurbanas. España.
Asensio y Matas (2005)	CP: entre -0.13 y -0.21 LP: entre -0.23 y -0.34	Autopistas urbanas en Barcelona, España.
Olszewski y Xie (2005)	-0.11 para zona restringida -0.20 para autopistas	Singapur.
Álvarez, et al (2007)	-0.54	Radiales de Madrid, España.
Menland, et al (2010)	CP: entre -0.22 y -0.59	Se analiza el efecto de la eliminación del peaje urbano en Trondheim. La variación depende de si se consideran los costes de tiempo.
Boarnet, et al (2014)	Entre -0.10 y -0.45	Revisión de la literatura.
Delsaut (2014)	Red nacional: CP: -0.13 y LP: -0.27 Autopistas: CP: -0.15 y LP: -0.29	Infraestructuras viarias en Francia, período 1980-2010.

Nota: CP=corto plazo; LP=largo plazo

Por otra parte, la literatura sobre **elasticidad con respecto al precio de la gasolina** es más amplia que en el caso del peaje, en el Cuadro 39 se resumen sus resultados. En este sentido, puede concluirse que la demanda de tráfico es inelástica ante cambios en el precio de la gasolina. Además, los últimos estudios, especialmente realizados para Estados Unidos, destacan que dicha elasticidad se ha reducido con el paso del tiempo, es decir que el tráfico se ha vuelto menos sensible a los cambios en el precio de la gasolina, lo cual se atribuye al uso de vehículos más eficientes, ampliaciones de las infraestructuras, mejoramiento de la calidad de vida, etc. Por otra parte, la literatura suele distinguir entre las elasticidades de corto y largo plazo. De este modo, se observa que la elasticidad con

respecto al precio de la gasolina en el corto plazo se encuentra entre -0.03 y -0.34; y en el largo plazo entre -0.13 y -0.80.

**Cuadro 39 Elasticidad de la demanda con respecto al precio del combustible**

Autores	Resultados	Contexto
Matas y Raymond (2003)	CP: -0.34 y LP: -0.53	Autopistas interurbanas. España.
Graham y Glaister (2004)	CP: -0.15 y LP: -0.31	Revisión de la literatura internacional.
Goodwin, et al (2004)	CP: -0.10 LP: -0.30	Revisión de la literatura, estudios para el Reino Unido o países comparables.
Basso y Oum (2007)	CP: entre -0.2 y -0.3 LP: entre -0.6 y -0.8	Revisión de la literatura.
Litman (2013)	LP: entre -0.2 y -0.3 Estados Unidos: -0.1	Revisión de la literatura.
Dunkerley, et al (2014)	Entre -0.1 y -0.5	Revisión de la literatura.
Gillingham (2014)	MP: -0.22	Estimaciones para California, Estados Unidos.
Circella, et al (2014)	CP: entre -0.03 y -0.10 LP: entre -0.13 y -0.30	Revisión de la literatura especialmente para Estados Unidos. También consideran Canadá y Europa.

Nota: CP=corto plazo; MP= medio plazo; LP=largo plazo

En cuanto a la **elasticidad con respecto al ingreso** los estudios son pocos. Un resumen de los resultados se muestra en el Cuadro 40, donde se puede apreciar una elasticidad entre 0.39 y 0.89 para el corto plazo y entre 0.50 y 1.40 para el largo plazo. Es decir que el tráfico reacciona más intensamente a cambios en el ingreso que a cambios en el peaje o en el precio del combustible.

**Cuadro 40 Elasticidad de la demanda con respecto al ingreso**

Autores	Resultados	Contexto
Johansson y Shipper (1997)	LP: -1.20	Datos para 12 países de la OCDE entre 1973 y 1992.
Espey (1996)	CP promedio: 0.39 LP promedio: 0.81	Meta-análisis, literatura internacional.
Matas y Raymond (2003)	CP: 0.89 y LP: 1.40	Autopistas interurbanas. España.
Goodwin, et al (2004)	CP: 0.4 LP: 1.0	Revisión de la literatura para Reino Unido o países comparables.
Dunkerley, et al (2014)	LP: entre 0.5 y 1.4	Revisión de la literatura.

Nota: CP=corto plazo; LP=largo plazo

### III.3. ANÁLISIS EMPÍRICO

#### SELECCIÓN DE LOS TRAMOS

Se cuenta con un conjunto de datos anuales compuesto por 75 tramos de autopistas interurbanas españolas con una extensión temporal máxima de 34 años (1980-2013) dependiendo de la fecha de explotación de la autopista. Los tramos corresponden a 12 autopistas gestionadas por Abertis. La finalidad principal del peaje en dichas autopistas no es el control de la congestión sino la financiación de la infraestructura, por lo tanto, la

tarificación consiste en cobrar una única tarifa a lo largo del día, sin distinguir entre hora punta u hora valle<sup>46</sup>.

Se consideran en total 1307 km de autopistas, lo que representa el 43.2% del total de kilómetros de autopistas de peaje en España para el año 2013. Con la finalidad de obtener resultados válidos y fiables se excluyeron de la muestra varios tramos, a saber:

- i) Aquellos que pertenecen a un túnel, entre ellos, túneles del Cadí (29.7 km), túneles de Vallvidrera (16.65 km);
- ii) Aquellos cuyas tarifas varían en el día según hora punta y hora valle, tales como, la AP-51 Ávila-Conexión AP-6 (23.10 km) y la AP-61 Segovia-Conexión AP-6 (27.68 km);
- iii) Aquellos con tramos libres de peajes, por ejemplo, se excluyó el tramo de la AP-68 Alagón 275-Zaragoza (20.56 km), porque desde 2012 el tramo Monzalbarba-Zaragoza es libre. Asimismo, se excluyó el tramo AP-4 Jerez-Puerto Real (27.19 km) porque pasó a ser gratuito en mayo de 2005.

Finalmente, se tiene un panel de datos no balanceado con 2412 observaciones. A continuación se muestran los tramos considerados en el estudio y en el Cuadro 43 se presenta información adicional a nivel de autopista.

---

<sup>46</sup> Solo la AP-71 discrimina entre horario diurno y nocturno, en el presente análisis se considera la tarifa diurna como la relevante.

**Cuadro 41 Tramos de las autopistas de peaje**

Autopista	Longitud (km)	Período temporal	Autopista	Longitud (km)	Período temporal
<b>AP-2: Zaragoza-Mediterráneo</b>			<b>AP-7: Valencia-Alicante</b>		
AP-2 Alfajarín – Bujaraloz	48.63	1981-2013	AP-7 La Silla-Algemesí	14.10	1980-2013
AP-2 Bujaraloz-Fraga	47.47	1981-2013	AP-7 Algemesí-Favara	13.92	1980-2013
AP-2 Fraga-Soses	13.06	1981-2013	AP-7 Favara-Xeresa	14.51	1980-2013
AP-2 Soses-Lleida	12.94	1981-2013	AP-7 Xeresa-Oliva	15.08	1985-2013
AP-2 Lleida-Montblanc	52.78	1981-2013	AP-7 Oliva-Ondara	20.03	1985-2013
AP-2 Montblanc-Vilarodona	22.30	1981-2013	AP-7 Ondara-Benisa	12.48	1980-2013
AP-2 Vilarodona-Mediterráneo	18.31	1981-2013	AP-7 Benisa-Altea	16.75	1980-2013
<b>C-32: Mongat-Palafolls</b>			AP-7 Altea-Benidorm	10.41	1980-2013
C-32 Enlace B-20-Alella	3.92	1980-2013	AP-7 Benidorm-Villajoyosa	10.02	1980-2013
C-32 Alella-Premia	5.84	1980-2013	AP-7 Villajoyosa-San Juan	21.22	1980-2013
C-32 Premia-Mataró NII/S	3.82	1980-2013	<b>AP-4: Sevilla-Cádiz</b>		
C-32 Mataró NII/N-Arenys de Mar	6.96	1994-2013	AP-4Dos Hermanas-Las Cabezas	33.08	1980-2013
C-32 Arenys-Calella	11.57	1994-2013	AP-4 Las Cabezas-Jerez N	33.55	1980-2013
C-32 Calella-Palafolls	8.95	1994-2013	<b>AP-6: Villalba-Adanero</b>		
<b>AP-7: Montmeló-La Jonquera</b>			AP-6 PK-52 -San Rafael	8.07	1980-2013
C-33 Montmelo-Granollers	3.05	1980-2013	AP-6 San Rafael-Villacastín	20.78	1980-2013
AP-7 Granollers-Cardedeu	8.14	1980-2013	AP-6 Villacastín-Adanero	28.25	1980-2013
AP-7 Cardedeu-Sant Celoni	13.18	1980-2013	<b>AP-68: Bilbao-Zaragoza</b>		
AP-7 Sant Celoni-Hostalric	16.23	1980-2013	AP-68 Arrigorriaga - Areta	6.5	1980-2013
AP-7 Hostalric-Lloret	10.82	1980-2013	AP-68 Areta - Llodio	2.1	1980-2013
AP-7 Lloret-Girona S	20.25	1980-2013	AP-68 Llodio - Ziórraga	16.3	1980-2013
AP-7 Girona N-Figueres S	26.14	1980-2013	AP-68 Ziórraga - Altube	6.61	1980-2013
AP-7 Figueres S-Figueres N	8.50	1980-2013	AP-68 Altube-Subijana	17.69	1980-2013
AP-7 Figueres N-Aduana	16.96	1980-2013	AP-68 Subijana - Enlace AP-1	14.42	1980-2013
AP-7 Aduana-Frontera	3.44	1980-2013	AP-68 Enlace AP-1 - Zambrana	4.04	1980-2013
<b>AP-7: El Papiol-Tarragona</b>			AP-68 Zambrana-Haro	14.86	1980-2013
AP-7 Papiol-Martorell	9.58	1980-2013	AP-68 Haro-Cenicero	22.56	1980-2013
AP-7 Martorell-Vilafranca S	27.35	1980-2013	AP-68 Cenicero-Navarrete	8.66	1980-2013
AP-7 Vilafranca S-El Vendrell	21.29	1980-2013	AP-68 Navarrete-Logroño	8.84	1980-2013
AP-7 El Vendrell-Altavulla	12.14	1980-2013	AP-68 Logroño-Agoncillo	15.54	1980-2013
AP-7 Altavulla-Tarragona	14.73	1980-2013	AP-68 Agoncillo-Lodosa	21.26	1980-2013
AP-7 Tarragona-Fin concesión	11.51	1980-2013	AP-68 Calahorra-Alfaro	26.97	1980-2013
<b>AP-7: Tarragona-Valencia</b>			AP-68 Alfaro - Enlace AP-15	5.96	1980-2013
AP-7 Salou-Cambriels	6.90	1980-2013	AP-68 Enlace AP-15 - Tudela	11.01	1980-2013
AP-7 Cambriels-Hospitalet	15.60	1980-2013	AP-68 Tudela-Gallur	30.04	1980-2013
AP-7 Hospitalet-Tortosa	38.00	1980-2013	AP-68 Gallur - Alagón 272	22.68	1980-2013
AP-7 Tortosa-Amposta	5.40	1980-2013	AP-68 Alagón 272 - Alagón 275	2.49	1980-2013
AP-7 Amposta-Peñíscola	43.20	1980-2013	<b>C-33 Barcelona-Montmeló</b>	<b>14.06</b>	<b>1980-2013</b>
AP-7 Peñíscola-Castellon N	59.90	1980-2013	<b>C-32 Castelldefels-Sitges</b>	<b>18.84</b>	<b>1992-2013</b>
AP-7 Castellon N-Castellon S	7.60	1980-2013	<b>AP-71 León - Astorga</b>	<b>37.7</b>	<b>2003-2013</b>
AP-7 Castellon S-Villarreal	10.90	1980-2013	<b>Total kilómetros</b>		<b>1306.56</b>
AP-7 Villarreal-Puzol	37.82	1980-2013	<b>Nro. de tramos</b>		<b>75</b>

## DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

Considerando la especificación general del modelo de demanda de autopista de peajes dada por la ecuación (1) a continuación se explican las variables utilizadas en el estudio.

Como indicador del **volumen de tráfico** se tiene la intensidad media diaria (IMD) de los vehículos ligeros para cada tramo, medida que puede interpretarse como el número de vehículos que pasan por un tramo en un día promedio del año. Para su cálculo se dividen los vehículos-kilómetros por los kilómetros-día en servicio de la autopista. Los vehículos ligeros incluyen motocicletas, turismos y vehículos comerciales con carga inferior a 1000 kilogramos. Los datos se obtuvieron de las publicaciones del Ministerio de Fomento (MF) y directamente de la sociedad concesionaria de las autopistas de peaje.

El **peaje** se expresa como el precio por kilómetro. Se calcula dividiendo el peaje vigente en el tramo para cada año (incluyendo los impuestos) de los vehículos ligeros por el número de kilómetros del tramo. Los datos fueron deflactados utilizando el índice de precios al consumidor (IPC). La información se obtuvo directamente de la sociedad concesionaria de las autopistas.

Como parte del **coste generalizado** por el uso de la infraestructura, se considera el precio promedio anual del litro de combustible para vehículos de uso no comercial. Para su cálculo se pondera el tipo de combustible (gasolina con plomo, sin plomo, diésel) por el porcentaje de vehículos que utiliza uno u otro tipo. Las cifras fueron deflactadas por el IPC. Los datos se obtuvieron de las estadísticas del *International Energy Agency*, del Ministerio de Industria, Energía y Turismo y de los anuarios estadísticos del MF.

Como medida de la **actividad económica** se considera el producto interno bruto (PIB) de España en términos reales (año base 2000). Los datos son del Instituto Nacional de Estadísticas de España.

Debido a la imposibilidad de contar con **indicadores de calidad** relacionados con el tiempo de viaje por tramos de las autopistas de peaje y de sus alternativas durante todo el período del estudio, se construyó una serie de variables ficticias que captasen cambios significativos en la calidad de la autopista de peaje o de la alternativa, tales como, la apertura de una nueva vía substitutiva o complementaria, desdoblamientos, ampliaciones, etc. La información fue proporcionada por el MF y por la sociedad concesionaria de las autopistas.

Se identificaron otras variables ficticias referidas a *shocks* sobre el volumen de tráfico de las autopistas no recogidos por las variables explicativas, por ejemplo, la Exposición Mundial de Sevilla en 1992 que tuvo un impacto positivo sobre el tráfico en la autopista AP-4 Sevilla-Cádiz. En total se identificaron alrededor de 20 variables ficticias estadísticamente significativas (ver Cuadro 42).

**Cuadro 42 Definición de las variables ficticias**

Variable ficticia	Fecha	Observación	Signo esperado
D <sub>1</sub>	2004	Refleja el impacto negativo sobre varios tramos de la AP-2 debido a la apertura del tramo A-2 Cervera-Igualada	-
D <sub>2</sub>	1996	Refleja el impacto negativo sobre el tramo AP-2 Soses-Lleida debido a la apertura de la A-2 variante Lleida	-
D <sub>3</sub>	2007	Capta el impacto negativo sobre varios tramos de la AP-2 debido a la puesta en servicio del AVE Lleida-Tarragona	-
D <sub>4</sub>	Julio, 1995	Refleja el impacto negativo debido a la apertura del enlace B-40 Mataró-Granollers sobre varios tramos de la C-32 Montgat-Palafolls y de la AP-7 Montmeló-La Jonquera	-
D <sub>5</sub>	2008	Capta el efecto negativo de la apertura del tramo A-2 Caldes de Malavella - Fornells de la Selva sobre el tramo AP-7 Lloret-Girona Sur	-
D <sub>6</sub>	Junio, 1998	Refleja el impacto negativo sobre la AP-7 El Papiol - Martorell provocado por la apertura de la C-32 Sitges-El Vendrell	-
D <sub>7</sub>	1990	Refleja el impacto negativo de la apertura del tramo A-2 Igualada-Martorell sobre el tramo AP-7 El Papiol-Martorell	-
D <sub>8</sub> y D <sub>10</sub>	Febrero, 2008	Capta el impacto negativo sobre varios tramos de la AP-7 El Papiol-Tarragona y sobre la C-32 Castelldefels-Sitges debido a la puesta en servicio del AVE Tarragona-Barcelona	-
D <sub>9</sub>	2010	Capta el efecto negativo de la apertura del tramo A-7 alternativo a la AP-7 Altafulla – Tarragona	-
D <sub>11</sub>	2008	Refleja el impacto negativo de la apertura de la A-7 Nules – Sagunto sobre el tramo Villarreal-Puzol de la AP-7	-
D <sub>12</sub>	Marzo, 2007	Capta el impacto negativo sobre varios tramos de la AP-7 Tarragona-Valencia debido a la apertura del tramo A-7 Almenara-Sagunto Norte	-
D <sub>13</sub>	Septiembre, 2004	Refleja el impacto negativo de la apertura de la A-7 Vall d'Uxó-Almenara sobre dos tramos de la AP-7 Tarragona-Valencia	-
D <sub>14</sub>	2011	Refleja el impacto negativo de la apertura de la CV-10 Vilanova d'Alcolea - Pobla de Tornesa sobre dos tramos de la AP-7 Tarragona-Valencia	-
D <sub>15</sub>	2006	Refleja el impacto positivo sobre 2 tramos de la AP-7 Tarragona-Valencia debido a la congestión en la A-7 por obras	+
D <sub>16</sub>	Marzo, 2008	Capta el impacto negativo sobre varios tramos de la AP-7 Tarragona-Valencia causado por la apertura del tramo A-7 Mont-roig del Camp-Cambrils y el tramo Cambrils-Variante de Vila-Seca	-
D <sub>17</sub>	2011	Capta el efecto negativo sobre toda la AP-7 Valencia-Alicante debido a la apertura de los tramos de la A-7 Albaida - Cocentaina, variante de Alcoy y Variante de Barranco de la Batalla	-
D <sub>18</sub>	1992	Refleja el impacto positivo sobre toda la AP-4 debido a la Exposición Mundial de Sevilla en 1992	+
D <sub>19</sub>	2008	Capta el impacto negativo sobre toda la AP-6 debido a la puesta en servicio del AVE Madrid-Valladolid	-
D <sub>20</sub>	2008	Capta el impacto negativo sobre dos tramos de la AP-68 causado por la apertura de los tramos A-68 Mallén - Tudela - AP-15	-

## DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LOS DATOS

Un resumen de la información utilizada por autopista se detalla en el Cuadro 43, en el Cuadro 44 se muestra la descripción estadística de todos los datos.

**Cuadro 43 Longitud, tráfico y peaje en las autopistas de peaje**

Autopista	Longitud (km)	Nro. Tramos	IMD (veh./día)			Peaje (€/km)		
			Promedio	Mínimo	Máximo	Promedio	Mínimo	Máximo
AP-2: Zaragoza-Mediterráneo	215.5	7	9641	4605	15177	0.086	0.067	0.102
C-32: Mongat-Palafolls	41.1	6	43644	8695	101175	0.087	0.062	0.141
C-33: Barcelona-Montmeló	14.1	1	47146	24006	75112	0.103	0.071	0.133
AP-7: Montmeló-La Jonquera	126.7	10	28740	4974	102246	0.084	0.057	0.133
AP-7: El Papiol-Tarragona	96.6	6	34119	8580	76290	0.084	0.051	0.128
C-32: Castedelldefels-Sitges	18.8	1	29332	14932	46701	0.228	0.217	0.247
AP-6: Villalba-Adanero	57.1	3	16857	4986	37713	0.124	0.083	0.464
AP-7: Tarragona-Valencia	225.3	9	12721	5167	27358	0.104	0.057	0.134
AP-7: Valencia-Alicante	148.5	10	14815	4457	35788	0.102	0.065	0.131
AP-4: Sevilla-Cádiz	66.6	2	12414	3221	28960	0.091	0.071	0.114
AP-68: Bilbao-Zaragoza	258.5	19	9007	1667	33814	0.114	0.019	0.188
AP-71: León - Astorga	37.7	1	3997	3217	4989	0.105	0.096	0.119
<b>Total autopista</b>	<b>1306.56</b>	<b>75</b>	<b>18670</b>	<b>1667</b>	<b>102246</b>	<b>0.101</b>	<b>0.884</b>	<b>1.590</b>

Puede observarse que el análisis empírico incluye autopistas con un alto **volumen de tráfico**, así como, otras mucho menos transitadas. Contrastan así los tramos de la C-33 Barcelona-Montmeló (cuyo promedio en todo el período es 47146 veh/día) con los de la AP-71 León-Astorga (con un promedio de 3997 veh/día). Estas marcadas diferencias en el volumen de tráfico se traducen en una elevada variabilidad de la variable, medida por la desviación estándar o por el coeficiente de variación, tal como puede observarse en el Cuadro 44. En promedio, la IMD para las 12 autopistas de peaje analizadas se ubica en 18670 vehículos ligeros al día.

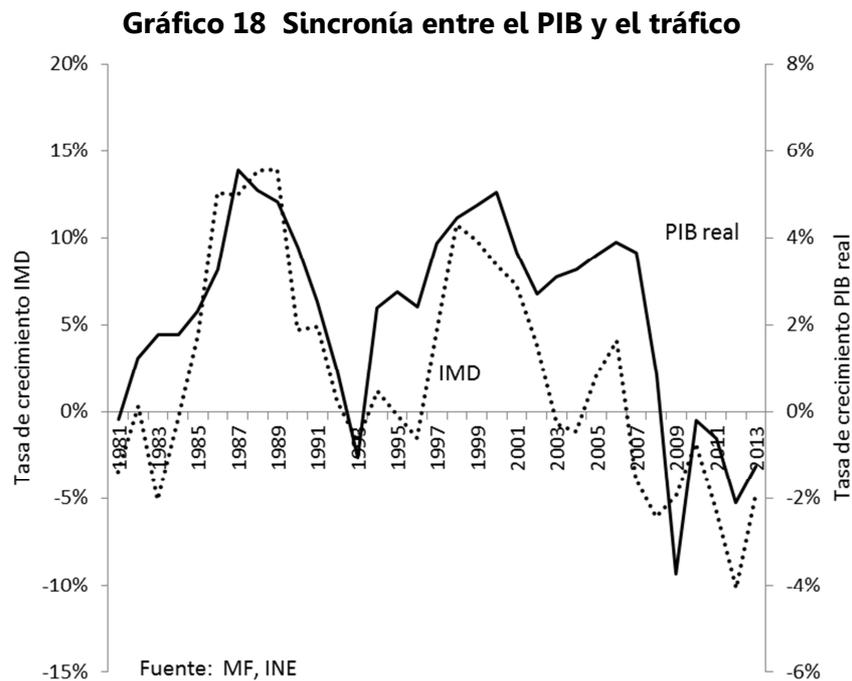
**Cuadro 44 Descripción estadística de los datos**

	IMD (veh/día)	Peaje (€/km)	Precio combustible (€/litro)	PIB real (millones de €)
Media	18670	0.100	1.097	752817
Desviación estándar	17090	0.032	0.211	199865
Coeficiente de variación	0.915	0.315	0.192	0.265
Valor máximo	102246	0.464	1.590	1059626
Valor mínimo	1667	0.019	0.884	471466
Período temporal:	1980-2013			
Nro. de tramos:	75			
Total observaciones:	2268			

Elaboración propia

A nivel nacional, la relación entre el volumen de tráfico de las autopistas de peaje y la **actividad económica** se muestra en el Gráfico 18, donde puede apreciarse claramente la sincronía entre la tasa de crecimiento de la IMD y la del PIB real, además del evidente carácter procíclico de aquella variable, tal como también constataron Matas y Raymond (2003). Adicionalmente, puede notarse que ante una expansión (o contracción) económica

la reacción del volumen de tráfico es más intensa, es decir, ésta tiende a aumentar (o caer) de forma más pronunciada que la experimentada por el PIB.

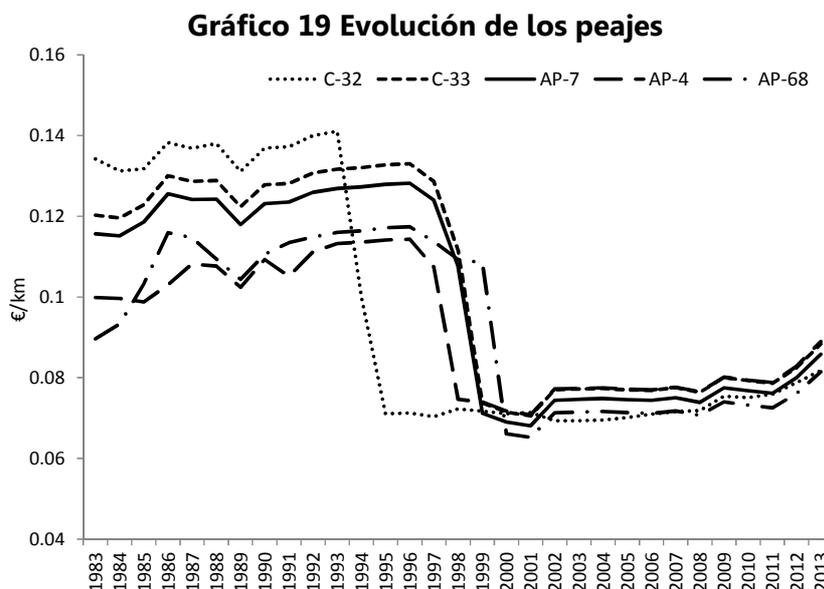


En cuanto al **peaje**, su variabilidad es explicada por la diferencia de precios entre los tramos y los marcados aumentos y reducciones en las tarifas de algunas autopistas durante el período de estudio. En este sentido, la tarifa por kilómetro más baja corresponde a la autopista AP-68 y la más alta a la AP-6, el promedio en toda la red se ubica en 0.10 €/km. Por otra parte, entre los cambios en las tarifas de peajes más relevantes destacan:

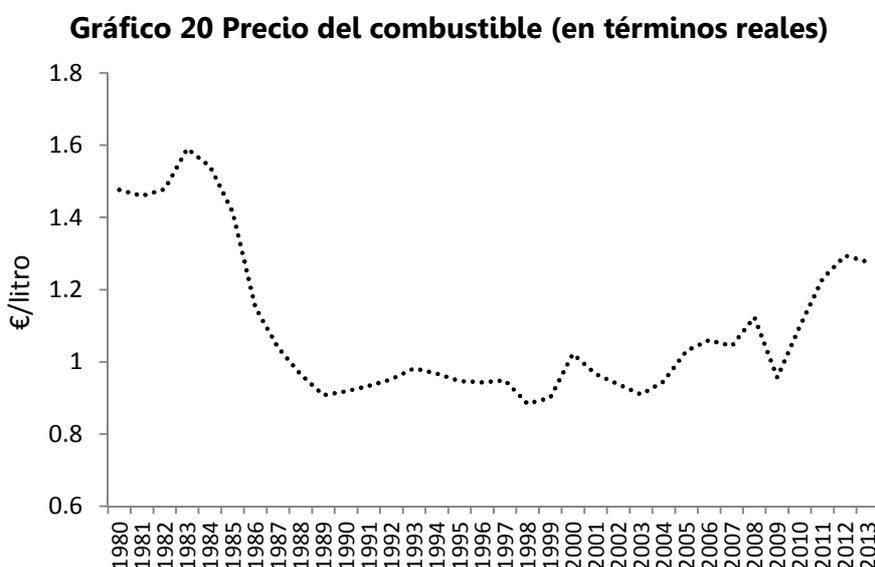
- Junio 1994: reducción de, aproximadamente, 50% para los tramos entre Montgat-Mataró de la autopista C-32;
- Noviembre 1997: reducción de, aproximadamente, 30% en las autopistas AP-4 Sevilla-Cádiz, AP-7 Tarragona-Valencia y AP-7 Valencia-Alicante;
- Octubre 1998: reducción de, aproximadamente, 40% en la autopista C-33 Montmeló-Granollers y en la AP-7 El Papiol-Martorell;
- En el año 2000: reducción de, aproximadamente, 37% en la autopista AP-68 Bilbao-Zaragoza; y
- Enero 2010: aumento de, aproximadamente, 13.5% en la tarifa diurna de la autopista AP-71 León-Astorga.

Estos cambios en los peajes de las autopistas de España son un aspecto positivo en el análisis de la demanda y, por ende, en la estimación de las elasticidades precio de la

demanda, puesto que permiten captar con mayor precisión el impacto sobre el volumen de tráfico debido a variaciones significativas en las tarifas a lo largo del tiempo, lo cual es particularmente beneficioso para el análisis de supresión de peajes. En el Gráfico 19 se muestra la evolución de las tarifas de peajes para tramos representativos de algunas autopistas, las cifras se expresan en euros por kilómetro en términos reales, a precios de 2009.



La evolución del **precio del combustible** se muestra en el Gráfico 20. En general, puede notarse que después de una marcada caída entre 1983 y 1989, los precios se mantuvieron, relativamente, estables hasta 2009 cuando experimentaron nuevamente un mayor crecimiento. En ningún caso, durante el período del análisis, el precio del combustible ha sido inferior a 0.88 €/litro ni ha sobrepasado los 1.6 €/litro. Cabe mencionar que en el 2013 el precio promedio alcanzó 1.28 €/litro de combustible (a precios de 2009).



### III.4. EL MODELO

#### MODELO DE DEMANDA DEL TRÁFICO CON RESTRICCIÓN DE CAPACIDAD

Dado que en el presente estudio se desea plantear un modelo con el cual se puedan simular diferentes políticas de peaje, es importante tener en cuenta la capacidad máxima de la infraestructura, de manera que, por una parte, los cambios que se produzcan en el tráfico no sobrepasen los límites de la misma y, por otra, se capte que variaciones en el tráfico afectan el tiempo de viaje y, por lo tanto, la calidad de la autopista.

Por consiguiente, se sugiere una función de demanda de viajes por autopistas de peaje que considera que en la medida que el tráfico se aproxima a la capacidad máxima de la infraestructura, su ritmo de crecimiento sea cada vez menor, como consecuencia de un incremento en los costes de congestión y, por ende, una disminución de su calidad. Como proponen Matas, Raymond y Ruiz (2012), se estima un modelo de ajuste parcial modificado, donde el parámetro de velocidad de ajuste varía según el grado de utilización de la autopista. La idea es la siguiente:

Para simplificar, la ecuación (1) puede ser reescrita como:

$$Y_{it} = f(X_{it}) \quad (2)$$

Donde  $X_{it}$  es el conjunto de variables explicativas descritas anteriormente:

$$X_{it} = (\text{peaje}_{it}, \text{cmon}_{it}^{au}, \text{cmon}_{it}^{al}, \text{ctiem}_{it}^{au}, \text{ctiem}_{it}^{al}, Z_{it}, C_{it}^{au}, C_{it}^{al})$$

La especificación de la ecuación estática es la estándar del modelo de ajuste parcial, es decir:

$$Y_{it}^* = \alpha_i + \beta X_{it} \quad (3)$$

Donde  $Y_{it}^*$  es el nivel de equilibrio del tráfico en el  $i$ -ésimo tramo, por lo tanto, la ecuación (3) indica que  $Y_{it}^*$  es función del conjunto de variables explicativas  $X_{it}$ .

Por otra parte, el proceso de ajuste del volumen de tráfico incorpora un parámetro de ajuste variable dado por  $\lambda_{it}$  ( $0 < \lambda_{it} < 1$ )

$$\Delta Y_{it} = \lambda_{it}(Y_{it}^* - Y_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Donde  $\lambda_{it}$  se asume como una función decreciente del volumen de tráfico de la infraestructura. Para ello se define  $\tau_{it}$  en términos del volumen de tráfico y de la capacidad máxima de la infraestructura,  $Y_i^{max}$ , tal como:

$$\tau_{it} = \frac{Y_i^{max} - Y_{it-1}}{Y_i^{max}} \quad (5)$$

Así, se supone que el parámetro de ajuste  $\lambda_{it}$  es función de  $\tau_{it}$ , de la siguiente manera:

$$\lambda_{it} = \theta \cdot \tau_{it} = \theta \left( \frac{Y_i^{max} - Y_{it-1}}{Y_i^{max}} \right) \quad (6)$$

Para comprender mejor como funciona el mecanismo de ajuste del tráfico, puede analizarse lo que sucede cuando se consideran dos casos extremos:

i) Cuando el volumen de tráfico es cero, la velocidad de ajuste es máxima y, por lo tanto, el tráfico puede aumentar libremente:

$$Y_{it-1} = 0 \Rightarrow \tau_{it} = 1 \Rightarrow \lambda_{it} = \theta$$

ii) Si el volumen de tráfico alcanza el nivel máximo, la velocidad de ajuste es cero y, por lo tanto, el tráfico no puede aumentar:

$$Y_{it-1} = Y_i^{max} \Rightarrow \tau_{it} = 0 \Rightarrow \lambda_{it} = 0$$

Observe que cuando  $\tau \rightarrow 1$ , el tráfico está muy por debajo de la capacidad máxima de la autopistas, por lo tanto, no hay congestión y la calidad es alta. Por otra parte, cuando  $\tau \rightarrow 0$  significa que el tráfico no fluye libremente porque se aproxima a la capacidad máxima de la autopista, en consecuencia, la calidad de la misma es muy baja.

Note que la ecuación (4) indica que el cambio en  $Y_{it}$  responderá solo de forma parcial a la diferencia entre el nivel de equilibrio del tráfico y el valor pasado de  $Y_{it}$ , dependiendo del parámetro de ajuste dado por  $\lambda_{it}$ . Además del nivel de tráfico en el tramo, la falta de conocimiento, la inercia, entre otros factores, pueden ser responsables de este ajuste parcial.

Al sustituir (3) en (4), luego (6), queda la ecuación a estimar como:

$$\frac{\Delta Y_{it}}{\tau_{it}} = \theta \alpha_i + \theta \beta X_{it} - \theta Y_{it-1} + \frac{\varepsilon_{it}}{\tau_{it}} \quad (7)$$

Al estar las perturbaciones divididas por  $\tau_{it}$  el modelo planteado es heteroscedástico.

De esta manera, la especificación de la ecuación de demanda de autopistas de peaje toma en cuenta que la tasa de crecimiento del tráfico disminuye en la medida que el volumen de vehículos se aproxima a la capacidad máxima de la autopista.

Como explican y demuestran Matas, Raymond y Ruiz (2012), esta formulación no tiene que limitarse a un modelo de ajuste parcial, puede generalizarse a “s” rezagos, asumiendo que el proceso de ajuste es una función ponderada de dichos rezagos.

Por lo tanto, para calcular  $\tau_{it}$ , se considera la capacidad máxima del tramo según el número de carriles, los kilómetros que posea y el porcentaje de tráfico pesado que por él transite, tal como se muestra en el Cuadro 45. La información se obtuvo de la sociedad concesionaria de las autopistas y de las publicaciones del MF. En este sentido, se observa que casi 1000 km corresponden a tramos de autopistas de dos carriles, el resto son en su gran mayoría de tres carriles. Los tramos con mayor capacidad de tráfico pertenecen a la C-33 Barcelona-Montmeló y C-33 Montmeló-Granollers con una capacidad máxima promedio de, aproximadamente, 163000 vehículos ligeros al día. La media de la capacidad máxima para el conjunto de autopistas se ubica en, aproximadamente, 98700 vehículos ligeros al día.

**Cuadro 45 Capacidad máxima por autopista**

Tramos	Km promedio	Pesados (%)	Carriles	IMD máxima
AP-2 Zaragoza - Mediterráneo	30.78	15	2	81500
C-32 Montgat - Blanes	8.2	4	3	138000
C-33 Barcelona - Montmeló	14.06	5	3	163000
C-33 Montmeló - Granollers	3.05	15	4	163000
AP-7 Granollers - Girona S	13.7	20	3	115000
AP-7 Girona N - Figueres S	26.14	25	3	108000
AP-7 Figueres S - Aduana	12.73	30	3	100000
AP-7 Aduana - Frontera	3.44	30	2	67000
AP-7 El Papiol - Tarragona	16.1	20	3	115000
C-32 Castelldefels - Sitges	18.84	6	2	90000
AP-7 Salou - Villarreal	25.03	20	2	77000
AP-7 Vilarreal - Puzol	37.82	20	2 y 3	80000
AP-7 Valencia - Alicante	14.85	8	2	88500
AP-4 Sevilla - Cádiz	31.27	7	2	90000
AP-6 Villalba - Villacastín	20.7	15	3	122000
AP-6 Villacastín - Adanero	28.25	15	2	81500
AP-68 Arrigorriaga - Altube	7.9	15	3	122000
AP-68 Altube - Enlace AP-1	16.06	15	2	81500
AP-68 Enlace AP-1 - Alagón 275	14.7	10	2	86500
AP-71 León - Astorga	37.7	10	2	86500

Con estos datos es posible estimar  $\tau_{it}$  como se define en (5). En este sentido, se observa que, para el año 2013, el tramo cuyo tráfico se aproxima más a la capacidad máxima de la autopista es el C-32 Enlace B-20-Alella, por el contrario, la autopista AP-71 León-Astorga presenta el menor tráfico con respecto a su capacidad máxima (ver Cuadro 46).

**Cuadro 46 Valores de  $\tau$** 

<b>Tramos</b>	<b><math>\tau</math></b>	<b>Tramos</b>	<b><math>\tau</math></b>
C-32 Enlace B-20-Alella	0.3928	AP-7 Ondara-Benisa	0.8378
AP-7 Granollers-Cardedeu	0.4375	AP-7 Oliva-Ondara	0.8382
C-32 Alella-Premia	0.4421	AP-6 San Rafael-Villacastín	0.8385
C-33 Montmeló-Granollers	0.4849	AP-6 Villacastín-Adanero	0.8396
AP-7 Papiol-Martorell	0.5148	AP-7 Cambrils-Hospitalet	0.8411
C-32 Premia-Mataró NII/S	0.5398	AP-7 Benisa-Altea	0.8430
AP-7 Martorell-Vilafranca S	0.5689	AP-7 Figueres N-Aduana	0.8430
AP-7 Cardedeu-Sant Celoni	0.5877	AP-7 Xeresa-Oliva	0.8472
AP-7 Sant Celoni-Hostalric	0.6456	AP-7 Peñiscola-Castellón N	0.8540
C-32 Castelldefels-Sitges	0.6467	AP-7 Amposta-Peñiscola	0.8547
C-33 Barcelona-Montmeló	0.6478	AP-2 Alfajarín – Bujaraloz	0.8617
AP-7 Hostalric-Lloret	0.6654	AP-7 Castellón N-Castellón S	0.8657
AP-7 Aduana-Frontera	0.6982	AP-68 Gallur - Alagón 272	0.8673
C-32 Mataró NII/N-Arenys de Mar	0.7080	AP-7 Castellón S-Villarreal	0.8677
AP-7 Vilafranca S-El Vendrell	0.7185	AP-7 Vilarreal-Puzol	0.8740
AP-7 El Vendrell-Altafulla	0.7216	AP-2 Bujaraloz-Fraga	0.8776
AP-7 Altafulla-Tarragona	0.7394	AP-68 Alagón 272 - Alagón 275	0.8783
C-32 Arenys-Calella	0.7461	C-32 Calella-Palafolls	0.8793
AP-4 Dos Hermanas-Las Cabezas	0.7555	AP-7 Figueres S-Figueres N	0.8849
AP-6 PK-52 -San Rafael	0.7615	AP-2 Vilarodona-Mediterráneo	0.8856
AP-7 Lloret-Girona S	0.7693	AP-68 Altube-Subijana	0.8918
AP-68 Arrigorriaga - Areta	0.7792	AP-68 Subijana - Enlace AP-1	0.8931
AP-7 Villajoyosa-San Juan	0.7820	AP-68 Tudela-Gallur	0.8978
AP-68 Areta - Llodio	0.7983	AP-68 Enlace AP-15 - Tudela	0.8982
AP-7 Benidorm-Villajoyosa	0.8002	AP-2 Fraga-Soses	0.8990
AP-4 Las Cabezas-Jerez N	0.8105	AP-68 Cenicero-Navarrete	0.9043
AP-7 Hospitalet-Tortosa	0.8132	AP-68 Navarrete-Logroño	0.9046
AP-7 Altea-Benidorm	0.8175	AP-2 Lleida-Montblanc	0.9053
AP-7 Tarragona-Fin concesión	0.8186	AP-68 Agoncillo-Lodosa	0.9065
AP-7 Favara-Xeresa	0.8229	AP-68 Haro-Cenicero	0.9068
AP-7 Girona N-Figueres S	0.8235	AP-68 Logroño-Agoncillo	0.9073
AP-7 Algemés-Favara	0.8244	AP-2 Montblanc-Vilarodona	0.9114
AP-68 Ziórraga - Altube	0.8252	AP-68 Zambrana-Haro	0.9174
AP-7 Tortosa-Amposta	0.8261	AP-2 Soses-Lleida	0.9212
AP-68 Llodio - Ziórraga	0.8288	AP-68 Enlace AP-1 - Zambrana	0.9240
AP-7 Salou-Cambrils	0.8309	AP-68 Calahorra-Alfaro	0.9290
AP-7 La Silla-Algemés	0.8309	AP-68 Alfaro - Enlace AP-15	0.9356
		AP-71 León - Astorga	0.9594

## **METODOLOGÍA ECONOMETRICA**

Se procede a continuación a estimar económicamente una función de demanda de autopistas de peaje que tenga en cuenta las restricciones de capacidad de las autopistas y permita calcular el efecto sobre el volumen de tráfico debido a cambios en las tarifas de los peajes y, en particular, de cuando el peaje sea igual a cero.

La estructura de la base de datos corresponde a un **panel de datos** no balanceado cuyas unidades de corte transversal se refieren a los tramos y la serie temporal comprende el período 1980-2013. La combinación de estas dos perspectivas en el análisis econométrico es una ventaja porque, además de aumentar el número de observaciones en el modelo, permite captar información sobre la variación tanto temporal como la relacionada con las diferencias entre las unidades transversales. Adicionalmente, el panel de datos permite controlar el impacto de algunas variables omitidas, reducir la colinealidad entre las variables y contar con más grados de libertad y estimaciones más eficientes.

En este caso, la estimación con un **panel no balanceado** no genera problemas adicionales ya que la falta de ciertas observaciones se debe a diferencias en las fechas de explotación de las autopistas de peaje. Por lo tanto, la ausencia de datos no se correlaciona con las perturbaciones del modelo. Por otra parte, la naturaleza de los datos sugiere que se debe utilizar un **modelo de efectos fijos**<sup>47</sup>. Al incorporar la heterogeneidad inobservable o los efectos fijos (representado por los interceptos de las ecuaciones de cada tramo) se captan todos aquellos factores no observados que son constantes en el tiempo y que influyen en la demanda de autopistas de peaje, por tanto, podrían recoger los efectos específicos de cada autopista que hayan permanecido igual a lo largo del período de estudio, por ejemplo, ciertos factores de generación y atracción del origen y destino o costes de tiempo u operativos de los vehículos.

Debido a la existencia de peajes próximos a cero se optó por seleccionar entre dos **especificaciones de la función de demanda**, es decir, entre un modelo lineal y un modelo semilogarítmico con respecto al peaje. La selección se hizo mediante el grado de ajuste de los datos utilizando como criterio el valor de la función de verosimilitud, con el cual se llegó a la conclusión<sup>48</sup> de que existe una mayor probabilidad de que el proceso de generación de los datos siga una especificación semilogarítmica que una lineal.

Con la **especificación semilogarítmica** se asume que la elasticidad con respecto al peaje varía a lo largo de la curva de demanda dependiendo de la magnitud del peaje<sup>49</sup>, a la vez que, al mantener el resto de las variables en logaritmo, se reduce el margen de variabilidad de los datos, así como, la sensibilidad del modelo a observaciones extremas.

---

<sup>47</sup> Las unidades transversales no pueden ser consideradas muestras aleatorias de una gran población, porque corresponden a tramos seleccionados de autopistas de peaje españolas.

<sup>48</sup> El cálculo de la función de verosimilitud en el caso de la especificación lineal fue de -19979.4, mientras que para la especificación semilogarítmica se obtuvo -19079.15

<sup>49</sup> Esta variación es menor que en la especificación de una curva de demanda lineal, lo que representa una ventaja de aquella sobre ésta.

Como se mencionó, uno de los objetivos de la metodología econométrica es estimar una función de demanda que permita simular una política de supresión de peajes en España. Con esta finalidad se requiere verificar si la **estimación en niveles** es válida y, para ello, nos basamos en los fundamentos de la teoría de la cointegración que indica que si las variables están cointegradas, entonces las series muestran una relación de equilibrio a largo plazo y, por ende, es posible plantear una relación en niveles entre las variables del modelo de forma significativa, es decir, no espuria.

De esta forma, se procedió a comprobar si las variables del modelo de demanda de autopistas de peaje están cointegradas, a través de la aplicación de la **prueba de cointegración residual de Kao**<sup>50</sup>. La aplicación de dicha prueba arrojó un estadístico  $t$  de -4.9740 y un p-valor de 0.000, por consiguiente, para cualquier nivel de significación superior a cero, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, por ende, las variables están cointegradas y la especificación de la función de demanda en niveles es adecuada.

## ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE DEMANDA

Bajo estas consideraciones, la ecuación finalmente estimada es:

$$\frac{\Delta \ln Y_{it}}{\tau_{it}} = \theta \alpha_i + \theta \beta_{1i} \text{peaje}_{it} + \theta \beta_{2i} \ln PGAS_t + \theta \beta_{3i} \ln PIB_t + \gamma_i D_{it} - \theta \ln Y_{it-1} + \frac{\varepsilon_{it}}{\tau_{it}} \quad (8)$$

Donde,

$Y_{it}$  es la IMD en el tramo  $i$ , año  $t$

$\text{peaje}_{it}$  es el peaje en el tramo  $i$ , año  $t$

$PGAS_t$  es el precio del combustible, año  $t$

$PIB_t$  es el PIB real, año  $t$

$D_{it}$  es el conjunto de variables ficticias que recogen cambios importantes en la calidad de la autopista de peaje o de la alternativa, así como, cambios significativos en el volumen del tráfico no recogidos por las variables independientes (ver Cuadro 42).

$\tau_{it}$  capta la calidad del tramo  $i$ , año  $t$

$\alpha_i$  son los efectos fijos individuales

$\varepsilon_{it}$  es el término de error

La ecuación (8) es equivalente a

<sup>50</sup> La prueba de Kao es una extensión de la prueba de cointegración de dos pasos planteada por Engle-Granger aplicada a estructuras de datos longitudinales.

$$\frac{\Delta \ln Y_{it}}{\tau_{it}} = \alpha_i^* + \beta_{1i}^* \text{peaje}_{it} + \beta_{2i}^* \ln PGAS_t + \beta_{3i}^* \ln PIB_t + \gamma_i D_{it} - \theta \ln Y_{it-1} + \frac{\varepsilon_{it}}{\tau_{it}} \quad (9)$$

Con  $\alpha_i^* = \theta \alpha_i$ ;  $\beta_{1i}^* = \theta \beta_{1i}$ ;  $\beta_{2i}^* = \theta \beta_{2i}$ ;  $\beta_{3i}^* = \theta \beta_{3i}$

Puede derivarse que las elasticidades de la demanda de corto plazo con respecto al precio del combustible y el PIB vienen dadas por los coeficientes  $\beta_{2i}^*$  y  $\beta_{3i}^*$ , respectivamente. La elasticidad con respecto al peaje se define como el producto de  $\beta_{1i}^*$  y el peaje promedio del  $i$ -ésimo tramo ( $\beta_{1i}^* \times \overline{\text{peaje}_i}$ )

Por otra parte, las elasticidades de largo plazo vienen dadas por la ratio entre el valor de la elasticidad de corto plazo y el negativo del coeficiente de la variable dependiente desfasada. Debido a que en el largo plazo los individuos pueden ajustarse mejor a los cambios en el mercado en comparación con el corto plazo, se espera que las elasticidades de largo plazo sean mayores, en términos absolutos, a las de corto plazo. Por ejemplo, podría pasar que ante un incremento del peaje varios usuarios deban seguir usando la autopista en el corto plazo, no obstante, en el largo plazo podrían cambiar de trabajo, residencia u otras actividades que les permitan dejar de usar la autopista de peaje.

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

De acuerdo con la teoría económica, se espera que el precio del combustible y la tarifa de peaje tengan un efecto negativo sobre la demanda de tráfico por autopistas de peaje, mientras que el PIB real tenga un efecto positivo, por consiguiente:  $\beta_{1i}^*, \beta_{2i}^* < 0$ ;  $\beta_{3i}^* > 0$

### III.5. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

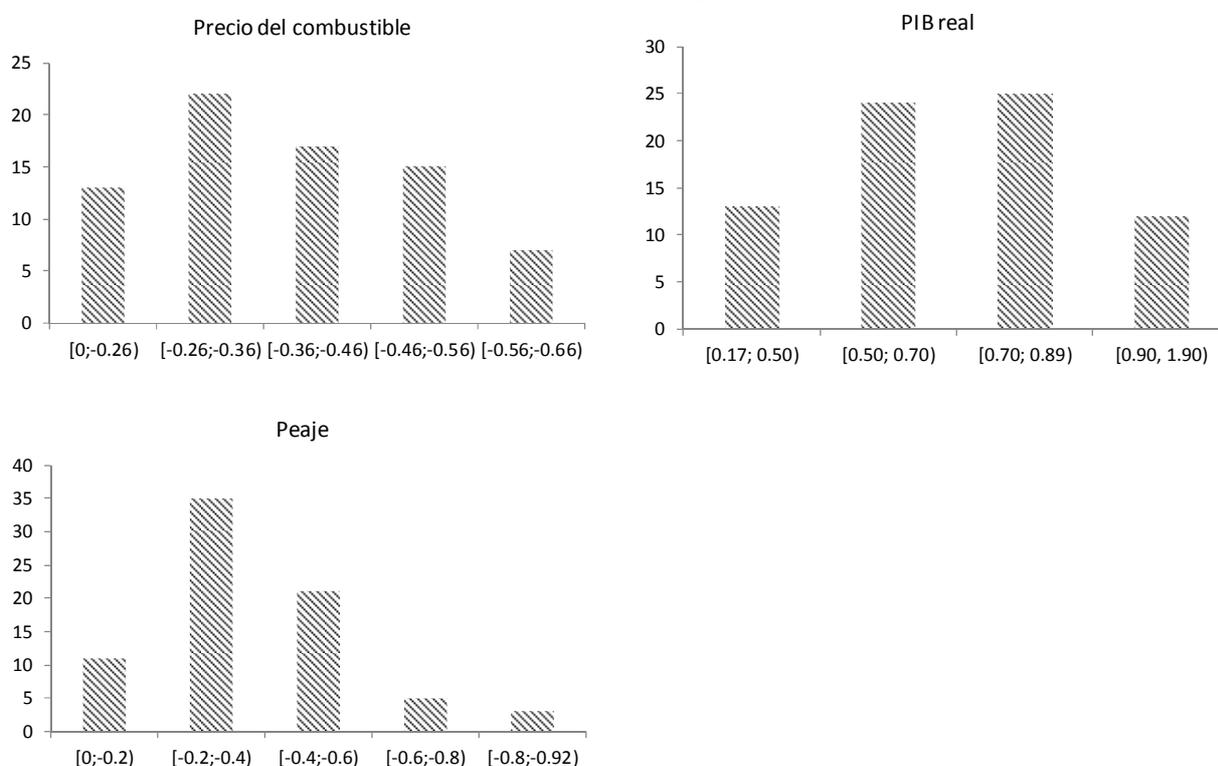
#### ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA DE AUTOPISTAS DE PEAJE EN ESPAÑA

Se llevó a cabo la estimación de la ecuación (9) mediante un modelo de panel de datos con efectos fijos. Para corregir por **correlación serial** de las perturbaciones, se asumió que las perturbaciones seguían un proceso autorregresivo de primer orden, AR(1). Adicionalmente, como el modelo de restricción de capacidad es **heteroscedástico**, se utilizó como método de estimación Mínimos Cuadrados Ponderados, MCP<sup>51</sup>.

<sup>51</sup> Se tiene en cuenta que se ha estimado un modelo de panel de datos dinámico con la variable dependiente desfasada como variable explicativa, lo cual puede tener problemas de consistencia cuando  $t$  no es suficientemente larga y, por ello, se debe estimar aplicando metodologías como la de Arellano-Bond o similar. Sin embargo, en el presente estudio  $t$  puede considerarse suficientemente larga, al contar con tramos con una extensión temporal máxima de 34 años.

Puesto que el tráfico entre un tramo y otro puede responder de manera diferente a cambios en el PIB, peaje o precio del combustible, se permitió que los coeficientes de estas variables variaran libremente para cada tramo. Debido a su longitud, los resultados de la estimación se encuentran en el anexo 1. En general, se puede observar que la mayoría de los coeficientes son estimados con un alto grado de precisión y presentan los signos esperados. De la estimación también se puede notar que, para cada variable, los coeficientes de varios tramos son muy parecidos, lo cual quiere decir que algunos tramos reaccionan de forma similar ante cambios en la variable de interés, por ejemplo, los tramos pertenecientes a una misma autopista. La distribución de las elasticidades de corto plazo con respecto al PIB, precio de la gasolina y peaje se presentan en los siguientes histogramas.

**Gráfico 21 Histogramas**



En estas condiciones y con la finalidad de ganar eficiencia en la estimación, se procedió a agrupar los tramos de acuerdo con el valor de las elasticidades obtenidas para cada variable, quedando definidos los grupos de la siguiente manera:

- i) Tres tipos de elasticidades con respecto al peaje:
  - a. Elasticidad baja, para aquellos tramos con  $0 < |\epsilon_{Y,peaje}| \leq 0.25$
  - b. Elasticidad media, para aquellos tramos con  $0.25 < |\epsilon_{Y,peaje}| \leq 0.45$
  - c. Elasticidad alta, para aquellos tramos con  $|\epsilon_{Y,peaje}| > 0.45$

- ii) Tres tipos de elasticidades con respecto al PIB:
  - a. Elasticidad baja, para aquellos tramos con  $0 < \epsilon_{Y,PIB} \leq 0.55$
  - b. Elasticidad media, para aquellos tramos con  $0.55 < \epsilon_{Y,PIB} \leq 0.75$
  - c. Elasticidad alta, para aquellos tramos con  $\epsilon_{Y,PIB} > 0.75$
- iii) Dos tipos de elasticidades con respecto al precio del combustible:
  - a. Elasticidad baja, para aquellos tramos con  $0 < |\epsilon_{Y,gas}| \leq 0.40$
  - b. Elasticidad alta, para aquellos tramos con  $|\epsilon_{Y,gas}| > 0.40$

En este contexto, se lleva a cabo la siguiente estimación:

$$\frac{\Delta \ln Y_{it}}{\tau_{it}} = \alpha_i^* + \beta_{1B}^* peaje_{it} + \beta_{1M}^* peaje_{it} + \beta_{1A}^* peaje_{it} + \beta_{2B}^* \ln PGAS_t + \beta_{2A}^* \ln PGAS_t + \beta_{3B}^* \ln PIB_t + \beta_{3M}^* \ln PIB_t + \beta_{3A}^* \ln PIB_t + \gamma_i D_{it} - \theta \ln Y_{it-1} + \frac{\epsilon_{it}}{\tau_{it}} \quad (10)$$

Donde los subíndices B, M, A, hacen referencia a los coeficientes a estimar de acuerdo con el tipo de elasticidad de los tramos referidos anteriormente. En el anexo 2 se listan los tramos pertenecientes a cada grupo.

Un resumen de los resultados de la estimación de la ecuación (10) se presenta en el Cuadro 47 (la estimación completa se muestra en el anexo 3). Puede notarse que todos los coeficientes estimados son estadísticamente muy significativos y tienen los signos esperados. Cabe mencionar que resultaron significativas 20 variables ficticias.

**Cuadro 47 Resumen de resultados: Estimación de la ecuación (10)**

Variable dependiente: $\Delta \ln Y_{it} / \tau_{it}$				
Método de estimación: MCP				
Período: 1982 2013				
Observaciones cross-section: 75				
Panel no balanceado 2268 observaciones				
	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor
$\ln(PGAS)_B$	-0.273	0.016	-16.884	0.0000
$\ln(PGAS)_A$	-0.376	0.017	-22.529	0.0000
$\ln(PIB)_B$	0.610	0.041	15.032	0.0000
$\ln(PIB)_M$	0.756	0.040	18.864	0.0000
$\ln(PIB)_A$	1.068	0.046	23.349	0.0000
$Peaje_B$	-1.865	0.400	-4.658	0.0000
$Peaje_M$	-2.540	0.119	-21.330	0.0000
$Peaje_A$	-4.747	0.252	-18.853	0.0000
$\ln(Y_{it-1})$	-0.634	0.019	-33.862	0.0000
AR(1)	0.778	0.017	44.676	0.0000
Variables dummies	si			
Efectos fijos	si			
$\rho$	-0.152	0.103	-1.486	0.1375
$R^2$	0.748			
$R^2$ ajustado	0.683			

Las **elasticidades de corto y largo plazo** de las variables explicativas se muestran en el Cuadro 48, donde también se presentan los estadísticos *t* entre paréntesis de las elasticidades de largo plazo, para ello se han estimado sus varianzas asintóticas mediante el método Delta (Greene, 2011). De acuerdo con estos resultados, las **elasticidades con respecto al precio del combustible** se encuentran entre -0.27 y -0.38 en el corto plazo y entre -0.43 y -0.59 en el largo plazo. En cuanto a las **elasticidades con respecto al PIB real**, éstas se encuentran entre 0.61 y 1.1 para el corto plazo y entre 0.96 y 1.68 para el largo plazo. Por su parte, las **elasticidades del peaje** están entre -0.18 y -0.45 en el corto plazo y entre -0.28 y -0.71 en el largo plazo. Por consiguiente, como indica la literatura, se confirma que, tanto en el corto como largo plazo, la demanda es inelástica a cambios en el precio del combustible y en los peajes. No obstante, el tráfico de las autopistas de peaje es más sensible a variaciones en el PIB.

Además, se confirma que las elasticidades de corto plazo son menores a las de largo plazo (en valor absoluto), lo cual refleja las dificultades de ajuste en el corto plazo y la mayor flexibilidad de reacción en el largo plazo (por ejemplo, en el largo plazo los individuos pueden cambiar de residencia o trabajo). En concreto, se obtiene que las elasticidades de largo plazo son 1.6 veces superiores a las elasticidades de corto plazo. No obstante, el 50% del efecto total debido a un cambio en las variables explicativas se alcanza en el octavo mes y ya en el primer año el tráfico logra el 63% del ajuste final.

**Cuadro 48 Elasticidades de corto y largo plazo**

variable	Elasticidad	
	corto plazo	largo plazo
<b>Precio del combustible</b>		
Elasticidad baja	-0.2729 (-16.88)	-0.430 (-14.20)
Elasticidad alta	-0.3759 (-22.53)	-0.593 (-17.87)
<b>PIB</b>		
Elasticidad baja	0.6098 (15.03)	0.962 (11.54)
Elasticidad media	0.7560 (18.86)	1.192 (13.22)
Elasticidad alta	1.0678 (23.35)	1.684 (14.43)
<b>Peaje</b>		
Elasticidad baja	-0.177 (-4.66)	-0.279 (-4.61)
Elasticidad media	-0.276 (-21.33)	-0.435 (-16.94)
Elasticidad alta	-0.447 (-18.85)	-0.705 (-15.98)

Entre paréntesis se muestra el estadístico *t*

En conclusión, los resultados de las estimaciones indican que, efectivamente, el volumen de tráfico en las autopistas de peaje es sensible a cambios en el precio del combustible, en las tarifas de peaje y, muy especialmente, a la evolución de la actividad económica. Se verifica que los tramos reaccionan entre sí de forma diferente a cambios en estas variables y que esta variación es consecuencia de las características propias de la autopista (ubicación, calidad, longitud, conexión), así como, de la existencia y condiciones de las vías gratuitas o modos alternativos.

## **EFFECTOS DE UNA POLÍTICA DE SUPRESIÓN DE PEAJES EN ESPAÑA**

A partir de la información obtenida en la estimación de la función de demanda, se estiman los efectos sobre el volumen de tráfico y sobre el excedente del consumidor (EC) derivado del rescate de las concesiones. Para ello, se supone que en el año 2013 la política de transporte planteada por el gobierno español consistió en la eliminación de todos peajes. Bajo este escenario, se desea conocer, en relación con la situación actual y en un contexto de equilibrio a largo plazo, cuál es el cambio en el volumen del tráfico y cuáles las ganancias de bienestar de los usuarios de estas infraestructuras.

Partiendo de la estimación de la ecuación (10) se obtiene una predicción de la demanda de autopista de peaje para el período 2004 - 2013<sup>52</sup>. La comparación de estos resultados con los que se obtenga cuando se asuman peajes iguales a cero es correcta, puesto que se están considerando con ambos resultados los errores de predicción que se cometen con la estimación econométrica. Posteriormente, se asume que los peajes son iguales a cero en 2013 y se predice la demanda de autopistas de pago bajo este escenario. Los resultados obtenidos por autopistas se muestran a continuación.

## **EFFECTOS SOBRE EL VOLUMEN DE TRÁFICO**

Los resultados presentados en el Cuadro 49 sugieren que, de haberse eliminado los peajes en las autopistas, el tráfico hubiese sido, en promedio, un 30.93% superior al experimentado con la tarificación, considerando una situación de estabilidad en el resto de las variables.

---

<sup>52</sup> Se escoge 2004 porque es el año a partir del cual existe información para todos los tramos.

**Cuadro 49 Efecto sobre el volumen de tráfico**

<b>Autopista</b>	<b>Elasticidad peaje</b>	<b><math>\Delta</math>IMD (%)</b>
C-32 Montgat - Blanes	-0.447	24.19
C-33 Barcelona - Montmeló	-0.447	26.96
C-32 Castelldefels - Sitges	-0.177	36.79
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	-0.447	53.15
AP-4 Sevilla-Cádiz	-0.447	39.22
AP-68 Bilbao-Zaragoza	-0.276	25.53
AP-71 León-Astorga	-0.276	33.48
AP-7 Montmeló-La Junquera	-0.177	12.65
AP-7 Barcelona-Tarragona	-0.177	12.38
AP-7 Tarragona-Valencia	-0.276	24.76
AP-7 Valencia-Alicante	-0.447	46.20
AP-6 Villalba-Adanero	-0.177	35.90
<b>Cambio porcentual promedio 2013</b>		<b>30.93</b>

El hecho de que en mayo de 2005 el tramo Jerez-Puerto Real de la AP-4 pasó a ser gratuito, nos permite comparar nuestros resultados con los que allí se observaron. En este sentido, entre enero y mayo de 2005 el peaje pasó de 0.0602 €/km a 0 €/km en dicho tramo, lo que estuvo acompañado por un aumento del tráfico del 44.5%, al pasar de 12027 veh/día en 2004 a 17377 veh/día en 2006. En nuestro caso, el modelo predice que, con la supresión de peajes, el tráfico en toda la autopista AP-4 Sevilla-Cádiz aumentaría un 39.22%, en promedio. Por consiguiente, estos resultados proporcionan evidencia a favor de la capacidad predictiva del modelo de demanda de autopista de peaje.

Como indica Álvarez, et al (2007), ya que el sustituto directo de las autopistas de peaje son las vías alternativas gratuitas, es lógico pensar que dicho aumento en el tráfico venga en gran parte explicado por un desvío de usuarios de la alternativa hacia la autopista<sup>53</sup>. Ello generaría dos efectos:

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

<sup>53</sup> El aumento del tráfico también puede ser explicado por el cambio entre otros modos de transporte (ferrocarril, autobús, etc.), no obstante, para el caso de desplazamientos por autopistas de peaje cabe esperar que la mayoría provenga de las vías alternativas gratuitas.

- ii) Con la reducción del tráfico en la vía alternativa, puede producirse una disminución en el tiempo de viaje de los usuarios, un descenso en el número de accidentes<sup>54</sup>, en los costes de mantenimiento de la infraestructura y en los costes operativos y de combustible de los vehículos<sup>55</sup>.

En general, puede darse un incremento del coste de tiempo de los usuarios iniciales y una reducción del coste de tiempo para los usuarios nuevos. En este sentido, podría suceder, como menciona también Álvarez, et al (2007), que el ahorro de tiempo obtenido por los nuevos usuarios sea superior a la pérdida que experimenten los usuarios iniciales. No obstante, este tipo de análisis escapa de los objetivos del presente trabajo<sup>56</sup>.

## **LA PREDICCIÓN DEL TRÁFICO EN EL MODELO DE DEMANDA CON RESTRICCIÓN DE CAPACIDAD**

Con la finalidad de evaluar la capacidad predictiva del modelo de demanda con restricción de capacidad propuesto en el presente estudio, se procedió a contrastar el tráfico predicho con el observado durante el período 2004-2013. A modo de ejemplos, se graficaron cuatro casos según la IMD baja, media y alta, como puede observarse en el Gráfico 22, en todos los casos las series (IMD observada y predicha) siguen una trayectoria similar. Además, como la capacidad máxima (representada por la línea horizontal punteada) se encuentra alejada del tráfico que experimentan estos tramos, su influencia en la predicción es prácticamente nula.

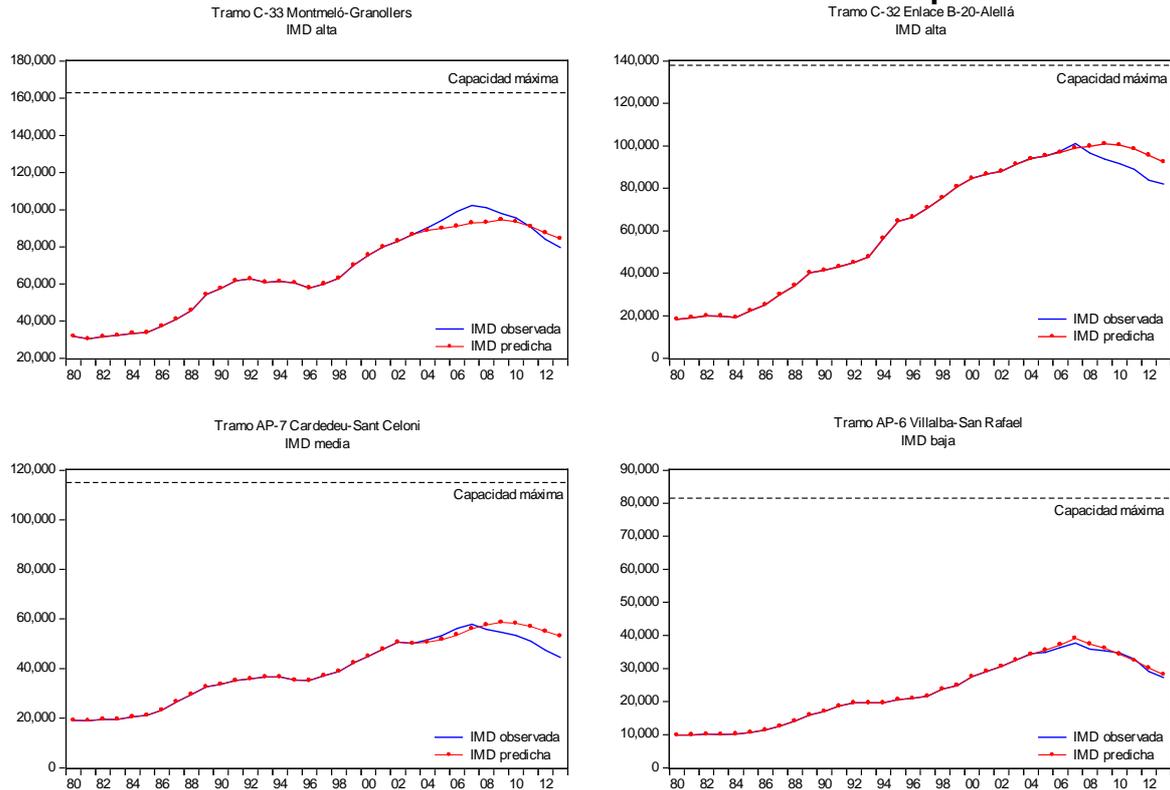
---

<sup>54</sup> Como reconoce el Department for Transport (2004) los peajes provocan un desvío del tráfico hacia las vías alternativas gratuitas que, generalmente, no están preparadas para soportar un alto nivel de demanda, lo cual podría conducir a tasas de accidentes más altas. En este sentido, Albalade y Bel (2008) resaltan los efectos adversos sobre la seguridad de las vías alternativas provocados por el desvío de tráfico desde las autopistas de peaje hacia éstas.

<sup>55</sup> Cantos y Álvarez (2009) calculan la ganancia en términos de los costes operativos y de combustibles que experimentarían los usuarios de la vía alternativa A-3 al reducirse los tiempos de congestión debido a una disminución del peaje en la radial R-3 de Madrid.

<sup>56</sup> Sin embargo, si se modifica el tiempo, los costes aumentan para todos los usuarios, por lo tanto, el cambio en el tráfico sería inferior al predicho, en el presente análisis se suponen costes de tiempo constantes.

## Gráfico 22 Predicción con el modelo de restricción de capacidad



## IMPACTO SOBRE EL BIENESTAR DE LOS USUARIOS

### Cálculo del Excedente del Consumidor (EC)

La medición de los beneficios para los usuarios debido a la eliminación de las tarifas de peaje en España puede aproximarse a través del EC, como una manera de asignar un valor monetario al cambio en el bienestar experimentado por dichos usuarios. El EC es una herramienta analítica utilizada frecuentemente en la evaluación de la variación del bienestar asociado a cambios en las políticas de inversión o de precios en el sector de transporte.

Por consiguiente, se calcula el EC de acuerdo con la regla de la mitad (*rule of a half*). Los resultados por autopista y en euros anuales se muestran en el Cuadro 50, puede observarse que el cambio en el **EC para los nuevos usuarios** de las autopistas de peaje es de, aproximadamente, 109 millones de euros. Este incremento en el bienestar viene dado por la incorporación de usuarios a la infraestructura cuando el peaje es igual a cero. Por otra parte, **los usuarios iniciales o antiguos** de la infraestructura también experimentan una ganancia debido a la supresión de los peajes, dada por el menor coste que les ocasionan sus desplazamientos por la autopista. Los resultados indican que el cambio en

el EC de los usuarios iniciales es 802 millones de euros, tal como se detalla en el siguiente cuadro:

**Cuadro 50 Cambio en el EC 2013**

Autopista	$\Delta$ EC nuevos (€)	$\Delta$ EC iniciales (€)	$\Delta$ EC Total (€)
C-32 Montgat - Blanes	6,674,072	61,025,839	67,699,912
C-33 Barcelona - Montmeló	3,092,913	22,940,986	26,033,899
C-32 Castelldefels - Sitges	7,585,384	41,240,760	48,826,145
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	17,404,981	66,137,857	83,542,838
AP-4 Sevilla-Cádiz	6,708,725	34,402,344	41,111,069
AP-68 Bilbao-Zaragoza	13,304,478	98,259,284	111,563,762
AP-71 León-Astorga	824,989	4,928,004	5,752,993
AP-7 Montmeló-La Junquera	8,585,945	147,624,760	156,210,705
AP-7 Barcelona-Tarragona	6,086,209	103,511,965	109,598,174
AP-7 Tarragona-Valencia	10,763,344	86,552,070	97,315,414
AP-7 Valencia-Alicante	19,441,062	85,097,275	104,538,337
AP-6 Villalba-Adanero	8,841,156	50,461,762	59,302,918
<b>Total 2013</b>	<b>109,313,258</b>	<b>802,182,907</b>	<b>911,496,165</b>

Expresado en términos reales (año base 2009). Cálculos propios

Así, el **cambio en excedente total** ( $\Delta$ ECt), que viene dado por la suma del cambio en el excedente de los usuarios nuevos ( $\Delta$ ECn) más el cambio en el excedente de los usuarios iniciales ( $\Delta$ ECi), se ubica en 911,5 millones de euros.

A efectos de ilustrar la magnitud de los resultados obtenidos, se recopiló información sobre la recaudación por peaje de 11 autopistas, los datos más recientes son para 2012, por lo tanto, se vuelve a estimar los efectos de la política de peaje considerando que en ese año se liberan dichas autopistas y se recalculan los excedentes del consumidor. Al comparar el EC de los nuevos usuarios y la recaudación tarifaria se puede apreciar que la ganancia de estos usuarios representan, aproximadamente, el 10.53% de lo recaudado en estas autopistas en el año 2012.

**Cuadro 51 Cambio en el EC de los nuevos usuarios 2012**

Autopista	Recaudación total <sup>(1)</sup> (€)	$\Delta$ ECn 2012 (€)	$\Delta$ ECn/Rec (%)
C-32 Montgat - Blanes y			
C-33 Barcelona - Montmeló	94,371,765	9,381,648	9.94
AP-2 Zaragoza-Mediterráneo	70,804,305	16,829,041	23.77
AP-4 Sevilla-Cádiz	48,907,345	6,435,187	13.16
AP-68 Bilbao-Zaragoza	117,646,285	12,781,187	10.86
AP-71 León-Astorga	4,830,501	820,853	16.99
AP-7 Montmeló-La Junquera	167,225,813	8,094,015	4.84
AP-7 Barcelona-Tarragona	152,329,320	5,740,810	3.77
AP-7 Tarragona-Valencia	108,013,312	10,384,293	9.61
AP-7 Valencia-Alicante	79,951,731	18,753,682	23.46
AP-6 Villalba-Adanero	83,122,800	8,408,284	10.12
<b>Total 2012</b>	<b>927,203,178</b>	<b>97,628,999</b>	<b>10.53</b>

Datos para 2012. Expresado en términos reales (año base 2009). (1) Fuente: Ministerio de Fomento (2014) y (2012)

Cálculos propios

### III.6. CONCLUSIONES

En el presente capítulo se planteó un modelo de demanda de tráfico que permite analizar diferentes políticas de peaje. Para ello, se estimó una función de demanda que considerase la restricción de capacidad de las infraestructuras de pago. En este sentido, la especificación de la ecuación de demanda toma en cuenta que la tasa de crecimiento del tráfico disminuye en la medida que el volumen de vehículos se aproxima a la capacidad máxima de la autopista. Con los resultados de la estimación, se determinó el impacto sobre el volumen de tráfico y en el excedente del consumidor de los usuarios debido a una política de eliminación de las tarifas de peaje.

La estimación de la función de demanda aporta evidencia sobre las elasticidades de las autopistas con respecto al precio del combustible, actividad económica y peaje, tanto para el corto como largo plazo. En este sentido, los resultados obtenidos confirman que la demanda de autopista de peaje es inelástica a cambios en los peajes y a variaciones en el precio del combustible, y que reacciona más intensamente a la evolución del PIB. También se halló que los tramos reaccionan de forma diferente a cambios en estas variables y que la variación en las elasticidades es consecuencia de las características propias de la autopista (ubicación, calidad, longitud, conexión), así como, de la existencia y condiciones de las vías gratuitas o modos alternativos.

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

1) Para las autopistas:

- a) Se produce un desvío del tráfico, en su mayoría, desde la vía gratuita hacia la autopista. De acuerdo con la estimación, el volumen de tráfico podría ser, en promedio, un 30.93% superior al experimentado con peajes.
- b) Debido a la reducción del coste del viaje los usuarios antiguos y nuevos experimentan un incremento de su bienestar. El cambio del bienestar de los usuarios, calculado en términos del excedente al consumidor, se estima en 911.5 millones de euros, que corresponde un 88% a antiguos usuarios y un 12% a los nuevos usuarios.
- c) Se reduce el bienestar de los usuarios antiguos debido al incremento del tiempo de viaje (aunque no se analiza, es posible que a ciertas horas o ciertos días aumente el tiempo de viaje en aquellas autopistas con una IMD elevada).

d) El cambio en el EC de los usuarios nuevos es, aproximadamente, el 10.53% de la recaudación por peaje de las sociedades concesionarias para el año 2012.

2) En la vía alternativa gratuita:

a) Hay un incremento del bienestar de los usuarios que permanecen en la vía alternativa debido a una reducción del tiempo de viaje al disminuir el tráfico.

b) Hay un aumento del bienestar derivado de una reducción de los accidentes y de los costes operativos y de combustible de los vehículos.

Con base en estas condiciones, el incremento del tráfico en las autopistas de peaje sugiere la necesidad de racionalizar la política de inversión de transporte, seguramente, a favor de la ampliación y mejora de las autopistas y menores necesidades de las vías alternativas de menor calidad, como las carreteras. No obstante, se advierte que la supresión de peajes implica una reducción de los recursos dirigidos a la financiación de la infraestructura. Para llenar este vacío el sector público debe recurrir a asignaciones presupuestarias que, en última instancia, dependen de la recaudación de impuestos. En consecuencia, el análisis del impacto de la eliminación de peajes debe complementarse con la evaluación de los efectos sobre los contribuyentes debido a un incremento de los impuestos para la construcción, mantenimiento y operación de la infraestructura, lo cual queda como una posible línea de investigación a realizarse en el futuro.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Albalade, D., y Bel, G. (2008). Motorways, tolls and road safety. En Simposio de Análisis Económico.
- Álvarez, Ó., Cantos, P., y García, L. (2007). The value of time and transport policies in a parallel road network. *Transport Policy*, 14(5), 366-376.
- Asensio, J., y Matas, A. (2005). Elasticidad del tráfico en las autopistas de peaje en contextos urbanos. Ministerio de Fomento, Madrid.
- Basso, L. J., y Oum, T. H. (2007). Automobile fuel demand: a critical assessment of empirical methodologies. *Transport Reviews*, 27(4), 449-484.
- Boarnet, M., Spears, S. y Handy, S. (2014). Impacts of Road User Pricing on Passenger Vehicle Use and Greenhouse Gas Emissions. *Technical background document y policy brief*. Documento preparado para California Environmental Protection Agency. Air Resources Board. 30 de septiembre de 2014. Estados Unidos.
- Braid, R. M. (1996). Peak-load pricing of a transportation route with an unpriced substitute. *Journal of Urban Economics*, 40(2), 179-197.
- Button, K. (2004). 1. The Rationale For Road Pricing: Standard Theory And Latest Advances. *Research in Transportation Economics*, 9, 3-25.
- Cantos, P., y Álvarez, O. (2009). El valor del tiempo con congestión: el caso de la radial-3. *Revista de economía aplicada*, 17(51), 55-80.
- Circella, G., Handy, S. y Boarnet, M. (2014) Impacts of Gas Price on Passenger Vehicle Use and Greenhouse Gas Emissions. *Technical background document y policy brief*. Documento preparado para California Environmental Protection Agency. Air Resources Board. 30 de septiembre de 2014. Estados Unidos.
- Delsaut, M. (2014). The Effect of Fuel Price on Demands for Road and Rail Travel: An Application to the French Case. *Transportation Research Procedia*, 1(1), 177-187.
- Department for Transport. (2004). *Feasibility Study of Road Pricing in the UK*. Londres: Department for Transport, Londres.
- Dunkerley, F., Rohr, C., y Daly, A. (2014). *Road traffic demand elasticities: a rapid evidence assessment*. Cambridge: RAND Europe.
- Espey, M. (1996). Explaining the variation in elasticity estimates of gasoline demand in the United States: a meta-analysis. *The Energy Journal*, 17(3), 49-60.
- Gillingham, K. (2014). Identifying the elasticity of driving: evidence from a gasoline price shock in California. *Regional Science and Urban Economics*, 47, 13-24.
- Goodwin, P., Dargay, J., y Hanly, M. (2004). Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income: a review. *Transport reviews*, 24(3), 275-292.
- Graham, D. J., y Glaister, S. (2004). Road traffic demand elasticity estimates: a review. *Transport reviews*, 24(3), 261-274.
- Greene, W. (2011). *Econometric Analysis*. Prentice Hall, 7a. ed.
- Hau, T. (1998). Congestion pricing and road investment. En: Kenneth J. Button and Erik T. Verhoef, (eds.), *Road Pricing, Traffic Congestion and the Environment*. Edward Elgar Publishing Limited.
- Johansson, O., y Schipper, L. (1997). Measuring the long-run fuel demand of cars: Separate estimations of vehicle stock, mean fuel intensity, and mean annual driving distance. *Journal of Transport Economics and policy*, 31(3), 277-292.

- Kopp, A. (2007). Summary of discussions (Round Table debate on reports). En OECD/ECMT, *Transport Infrastructure Charges and Capacity Choice. Round Table Report 135*. Paris: OECD/ECMT Transport Research Centre.
- Lindsey, C., y Verhoef, E. (2001). Traffic congestion and congestion pricing. En Hensher y Button. *Handbook of Transport systems and Traffic control* (pp 77-105). Amsterdam. Elsevier.
- Litman, T. (2013). Changing North American vehicle-travel price sensitivities: Implications for transport and energy policy. *Transport Policy*, 28 (2013) 2-10.
- Matas, A., y Raymond, J. (2003). Demand elasticity on tolled motorways. *Journal of Transportation and Statistics*, 6, (2), 91-108.
- Matas, A., Raymond, J. y Ruiz, A. (2012) Traffic forecasts under uncertainty and capacity constraints. *Transportation* 39: 1-17
- Meland, S., Tretvik, T., y Welde, M. (2010). The effects of removing the Trondheim toll cordon. *Transport Policy*, 17(6), 475-485.
- Ministerio de Fomento (2005). *PEIT: Plan estratégico de infraestructuras y transporte 2005-2020*. Centro de Publicaciones, Ministerio de Fomento. Madrid, España
- Ministerio de Fomento (2012). *El tráfico en las autopistas de peaje*. Madrid: D.G. de Carreteras. Centro de Publicaciones, Ministerio de Fomento. Madrid, España
- Ministerio de Fomento (2014). *Informe 2012 sobre el sector de las autopistas de peaje en España*. España.
- Nash, C., y Niskanen, E. (2008). Experiences in road pricing in Europe-Review of research and practice. En *Road Pricing, the Economy and the Environment* (pp. 5-27). Copenhagen: Springer Berlin Heidelberg.
- Odeck, J., y Brathen, S. (2008). Travel demand elasticities and users attitudes: A case study of Norwegian toll projects. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 42(1), 77-94.
- Olszewski, P., y Xie, L. (2005) Modelling the effects of road pricing on traffic in Singapore. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 39(7), 755-772.
- Oum, T. H., y Gillen, D. W. (1983). The structure of intercity travel demands in Canada: Theory tests and empirical results. *Transportation Research Part B: Methodological*, 17(3), 175-191.
- Rouwendal, J., y Verhoef, E. T. (2004). 2. Second-best pricing for imperfect substitutes in urban networks. *Research in Transportation Economics*, 9, 27-60.
- Small, K., y Winston, C. (1999). The demand for Transportation: Models and Applications. En Gómez Ibañez, *Essays in Transportation Economics and Policy*. Brookings Institution Press.
- Verhoef, E. (2007). Self-financing of infrastructure services. En O. T. Centre, *Transport Infrastructure Charges and Capacity Choice. Round Table Report 135*. Paris.
- Verhoef, E., Nijkamp, P., y Rietveld, P. (1996). Second-best congestion pricing: the case of an untolled alternative. *Journal of Urban Economics*, 40(3), 279-302.
- Winston, C. (1985). Conceptual developments in the economics of transportation: An interpretive survey. *Journal of Economic Literature*, 23, 57-94.

## ANEXOS

### Anexo 1: Resultados de la estimación de la ecuación (9)

Variable dependiente: Log(IMD)											
Método de estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados											
Total observaciones de panel (no balanceado): 2268											
Variable	Coefficiente	Estadístico-t	Variable	Coefficiente	Estadístico-t	Variable	Coefficiente	Estadístico-t	Variable	Coefficiente	Estadístico-t
ln(imd(-1))	-0.5554	-34.8479	peajes60	-2.6103	-3.8407	Inpib46	0.7865	10.4032	Ingas32	-0.5259	-6.7304
AR(1)	0.4667	19.6987	peajes61	-2.8695	-4.3258	Inpib47	0.7582	8.6820	Ingas33	-0.4935	-7.3306
peajes1	-6.6350	-4.2326	peajes62	-3.1742	-8.9160	Inpib48	0.8245	10.8742	Ingas34	-0.2992	-5.1681
peajes2	-7.5874	-4.4268	peajes63	-4.7975	-7.0998	Inpib49	0.5865	5.3590	Ingas35	-0.2666	-4.6945
peajes3	-9.9297	-4.9689	peajes64	-4.0725	-6.7413	Inpib50	0.6571	5.0691	Ingas36	-0.4532	-7.5026
peajes4	-9.0264	-4.8452	peajes65	-3.5600	-5.6734	Inpib51	1.0211	8.7663	Ingas37	-0.2898	-4.7697
peajes5	-9.8172	-4.6758	peajes66	-3.0297	-2.7325	Inpib52	0.9981	8.8825	Ingas38	-0.4155	-7.5440
peajes6	-10.5709	-4.6619	peajes67	-4.0299	-5.8007	Inpib53	0.8653	19.0221	Ingas39	-0.5275	-7.5010
peajes7	-8.5379	-4.0334	peajes68	-3.9550	-4.1508	Inpib54	0.9377	19.0021	Ingas40	-0.3680	-5.2152
peajes8	-4.6675	-4.9969	peajes69	-3.9029	-5.8368	Inpib55	0.8500	13.5911	Ingas41	-0.5551	-5.2398
peajes9	-5.3010	-8.0257	peajes70	-3.9258	-5.3571	Inpib56	0.4320	6.1034	Ingas42	-0.5558	-5.1926
peajes10	-5.9893	-10.4503	peajes71	-2.6243	-5.1163	Inpib57	0.5610	4.7521	Ingas43	-0.5060	-5.3152
peajes11	-10.3895	-2.7305	peajes72	-2.5053	-5.6485	Inpib58	0.4323	6.7051	Ingas44	-0.3155	-2.2161
peajes12	-4.6414	-1.4512	peajes73	-2.6191	-4.6148	Inpib59	0.4438	5.5583	Ingas45	-0.3399	-2.3553
peajes13	-8.5076	-2.3277	peajes74	-2.4425	-4.0846	Inpib60	0.2198	2.1124	Ingas46	-0.5095	-5.3821
peajes14	-3.9026	-3.3107	peajes75	-3.4853	-1.1663	Inpib61	0.1783	1.7587	Ingas47	-0.5231	-4.6635
peajes15	-2.8510	-3.4433	Inpib1	0.6982	14.4017	Inpib62	0.5838	9.6778	Ingas48	-0.5204	-5.6161
peajes16	-7.0087	-2.6559	Inpib2	0.6156	12.0562	Inpib63	0.5989	8.5574	Ingas49	-0.6146	-5.7464
peajes17	-6.9684	-2.9863	Inpib3	0.4697	8.2575	Inpib64	0.8457	12.6852	Ingas50	-0.6468	-5.0814
peajes18	-4.8653	-2.2818	Inpib4	0.6020	6.5841	Inpib65	0.8974	13.0111	Ingas51	-0.4443	-4.7944
peajes19	-5.0635	-2.7129	Inpib5	0.3628	5.3907	Inpib66	0.8784	7.9760	Ingas52	-0.3615	-4.0708
peajes20	-1.7404	-1.1244	Inpib6	0.2939	4.1501	Inpib67	0.9860	12.8941	Ingas53	-0.2577	-5.7118
peajes21	-1.4276	-0.6206	Inpib7	0.4589	6.7221	Inpib68	0.9622	9.8430	Ingas54	-0.2680	-5.2214
peajes22	1.3295	0.5325	Inpib8	0.5248	4.3381	Inpib69	0.7524	10.6399	Ingas55	-0.2852	-3.6726
peajes23	1.9879	0.7811	Inpib9	0.6270	7.1350	Inpib70	0.6879	9.1193	Ingas56	-0.3880	-5.5680
peajes24	3.2427	1.0506	Inpib10	0.7286	9.2870	Inpib71	0.8392	12.9914	Ingas57	-0.4103	-3.4651
peajes25	7.2569	0.8225	Inpib11	0.7423	5.7101	Inpib72	0.8402	14.4436	Ingas58	-0.3957	-6.3270
peajes26	-3.4745	-1.4845	Inpib12	0.6921	6.3046	Inpib73	0.8030	11.7527	Ingas59	-0.4021	-5.0979
peajes27	-1.2128	-0.5028	Inpib13	0.8309	6.6107	Inpib74	0.7748	10.9510	Ingas60	-0.5663	-5.3676
peajes28	-2.1629	-1.0604	Inpib14	0.3049	2.2770	Inpib75	2.6203	3.5346	Ingas61	-0.5143	-4.9156
peajes29	-2.2012	-0.7273	Inpib15	0.4825	5.0984	Ingas1	-0.4660	-8.3794	Ingas62	-0.4355	-7.7804
peajes30	-7.0190	-3.2467	Inpib16	0.8922	13.5557	Ingas2	-0.5073	-8.3397	Ingas63	-0.4366	-6.7028
peajes31	-0.5696	-0.2233	Inpib17	0.7120	12.0641	Ingas3	-0.5964	-8.4033	Ingas64	-0.2702	-4.6362
peajes32	-2.6879	-3.2394	Inpib18	0.7259	13.0721	Ingas4	-0.5233	-7.5682	Ingas65	-0.2329	-3.8471
peajes33	-2.4430	-3.4399	Inpib19	0.7388	14.4899	Ingas5	-0.5121	-6.6390	Ingas66	-0.2271	-2.1241
peajes34	-2.2051	-3.6231	Inpib20	0.9076	13.8298	Ingas6	-0.5205	-6.2798	Ingas67	-0.3065	-4.5752
peajes35	-2.0733	-3.4746	Inpib21	0.6190	10.6956	Ingas7	-0.4396	-5.6601	Ingas68	-0.2869	-3.1222
peajes36	-2.6293	-4.1372	Inpib22	0.4571	7.5229	Ingas8	-0.6238	-6.0315	Ingas69	-0.3213	-4.9799
peajes37	-1.9347	-3.3416	Inpib23	0.5051	8.1262	Ingas9	-0.4934	-6.8443	Ingas70	-0.3976	-5.5842
peajes38	-2.6844	-4.4056	Inpib24	0.7015	9.2658	Ingas10	-0.3602	-5.8272	Ingas71	-0.3629	-5.9404
peajes39	-3.8185	-5.0530	Inpib25	1.9067	3.4258	Ingas11	-0.2717	-2.4507	Ingas72	-0.3563	-6.6007
peajes40	-3.4098	-4.8101	Inpib26	0.5300	9.8679	Ingas12	-0.2800	-3.0047	Ingas73	-0.2902	-4.2970
peajes41	-4.7522	-3.7062	Inpib27	0.5001	10.9728	Ingas13	-0.2012	-1.8892	Ingas74	-0.2965	-4.1668
peajes42	-5.0469	-3.8954	Inpib28	0.9391	17.7972	Ingas14	-0.4868	-4.6606	Ingas75	-0.4490	-2.6496
peajes43	-4.7194	-4.1075	Inpib29	1.1003	14.9739	Ingas15	-0.4383	-5.9999	D1	-0.0587	-2.8541
peajes44	-4.6311	-4.1836	Inpib30	0.7745	11.3052	Ingas16	-0.3644	-5.0308	D2	-0.1107	-3.1893
peajes45	-5.1751	-4.6083	Inpib31	1.7354	6.3712	Ingas17	-0.3901	-6.0746	D3	-0.0765	-4.0327
peajes46	-3.1329	-3.7390	Inpib32	0.5395	7.2158	Ingas18	-0.3421	-5.8334	D4	-0.0781	-5.2443
peajes47	-2.8846	-2.8901	Inpib33	0.5438	8.3134	Ingas19	-0.2854	-5.5664	D5	-0.1619	-5.7513
peajes48	-3.1842	-3.8141	Inpib34	0.7273	12.2775	Ingas20	-0.1110	-1.8663	D6	-0.5358	-1.0133
peajes49	-5.0168	-3.8806	Inpib35	0.7218	12.4145	Ingas21	-0.2740	-3.8741	D7	-0.2091	-1.2239
peajes50	-4.9510	-3.2052	Inpib36	0.4561	8.0132	Ingas22	-0.1707	-2.2218	D8	-0.1423	-8.5151
peajes51	-5.0134	-3.7703	Inpib37	0.7869	12.4916	Ingas23	-0.1334	-1.7048	D9	-0.0940	-2.0482
peajes52	-4.0716	-3.1956	Inpib38	0.6223	9.7044	Ingas24	-0.0408	-0.4307	D10	-0.2825	-4.0388
peajes53	-1.4810	-2.5740	Inpib39	0.5450	6.1880	Ingas25	-0.1562	-0.4947	D11	-0.1146	-3.6539
peajes54	-1.8351	-1.5708	Inpib40	0.9158	9.7342	Ingas26	-0.3061	-4.6003	D12	-0.1519	-7.9872
peajes55	-5.3666	-3.0697	Inpib41	0.5524	5.1021	Ingas27	-0.3423	-6.1851	D13	-0.1485	-4.9021
peajes56	-2.3404	-5.2483	Inpib42	0.6049	5.5075	Ingas28	-0.2575	-4.4272	D14	-0.1384	-6.6778
peajes57	-1.4772	-1.9346	Inpib43	0.6221	6.3181	Ingas29	-0.1274	-1.3847	D15	0.1303	5.8031
peajes58	-2.1136	-5.2490	Inpib44	0.5470	3.9183	Ingas30	-0.2801	-3.7435	D16	-0.1888	-11.9517
peajes59	-2.1895	-4.3108	Inpib45	0.5794	4.0812	Ingas31	-0.2666	-1.2871	D17	-0.1014	-5.9390
Se incluyen efectos fijos									D18	0.0733	2.1827
IMD es la intensidad media diaria									D19	-0.1059	-6.7859
D1-D20 variables ficticias									D20	-0.0861	-6.0313

## Anexo 2: Tramos por categorías de elasticidades

Elasticidad con respecto al peaje			Elasticidad con respecto al precio del combustible	
Baja E=-0.177	Media E=-0.276	Alta E=-0.447	Baja E=-0.273	Alta E=-0.376
C-32 Castelldefels-Sitges	AP-68 Logroño-Agoncillo	AP-2 Alfajarín – Bujaraloz	C-32 Mataró NII/N-Arenys de Mar	AP-2 Alfajarín – Bujaraloz
C-33 Montmeló-Granollers	AP-68 Gallur - Alagón 272	AP-2 Bujaraloz-Fraga	C-32 Arenys-Calella	AP-2 Bujaraloz-Fraga
AP-6 PK-52 -San Rafael	AP-68 Alagón 272 - Alagón 275	AP-2 Soses-Lleida	C-32 Premia-Mataró NII/S	AP-2 Soses-Lleida
AP-6 San Rafael-Villacastín	AP-68 Calahorra-Alfaro	AP-2 Vilarodona-Mediterráneo	C-32 Calella-Palafolls	AP-2 Vilarodona-Mediterráneo
AP-7 El Vendrell-Altafulla	AP-68 Ziòrraga - Altube	AP-2 Lleida-Montblanc	C-32 Castelldefels-Sitges	AP-2 Lleida-Montblanc
AP-7 Tarragona-Fin concesión	AP-68 Arrigorriaga - Areta	AP-2 Fraga-Soses	AP-68 Logroño-Agoncillo	AP-2 Fraga-Soses
AP-7 Papiol-Martorell	AP-68 Haro-Cenicero	AP-2 Montblanc-Vilarodona	AP-68 Gallur - Alagón 272	AP-2 Montblanc-Vilarodona
AP-7 Granollers-Cardedeu	AP-68 Subijana - Enlace AP-1	C-32 Enlace B-20-Alella	AP-68 Alagón 272 - Alagón 275	C-32 Enlace B-20-Alella
AP-7 Vilafranca S-El Vendrell	AP-68 Alfaro - Enlace AP-15	C-32 Mataró NII/N-Arenys de Mar	AP-68 Calahorra-Alfaro	C-32 Alella-Premia
AP-7 Martorell-Vilafranca S	AP-68 Tudela-Gallur	C-32 Arenys-Calella	AP-68 Haro-Cenicero	C-33 Montmeló-Granollers
AP-7 Figueres N-Aduana	AP-68 Zambrana-Haro	C-32 Premia-Mataró NII/S	AP-68 Alfaro - Enlace AP-15	C-33 Barcelona-Montmeló
AP-7 Lloret-Girona S	AP-68 Areta - Llodio	C-32 Calella-Palafolls	AP-68 Tudela-Gallur	AP-4 Dos Hermanas-Las Cabezas
AP-7 Figueres S-Figueres N	AP-68 Agoncillo-Lodosa	C-32 Alella-Premia	AP-68 Agoncillo-Lodosa	AP-4 Las Cabezas-Jerez N
AP-7 Girona N-Figueres S	AP-68 Navarrete-Logroño	C-33 Barcelona-Montmeló	AP-68 Navarrete-Logroño	AP-68 Ziòrraga - Altube
AP-7 Aduana-Frontera	AP-68 Cenicero-Navarrete	AP-4 Dos Hermanas-Las Cabezas	AP-68 Cenicero-Navarrete	AP-68 Arrigorriaga - Areta
AP-7 Lloret-Girona S	AP-68 Areta - Subijana	AP-6 Villacastín-Adanero	AP-68 Enlace AP-15 - Tudela	AP-68 Enlace AP-1 - Zambrana
AP-7 Sant Celoni-Hostalric	AP-68 Enlace AP-15 - Tudela	AP-7 La Silla-Algemesí	AP-6 Villacastín-Adanero	AP-68 Zambrana-Haro
AP-7 Hostalric-Lloret	AP-68 Enlace AP-1 - Zambrana	AP-7 La Silla-Algemesí	AP-6 PK-52 -San Rafael	AP-68 Areta - Llodio
AP-7 Cardedeu-Sant Celoni	AP-68 Llodio - Ziòrraga	AP-7 Benisa-Altea	AP-6 San Rafael-Villacastín	AP-68 Altube-Subijana
	AP-7 Tortosa-Amposta	AP-7 Altea-Benidorm	AP-7 El Vendrell-Altafulla	AP-68 Enlace AP-1 - Zambrana
	AP-7 Salou-Cambrils	AP-7 Ondara-Benisa	AP-7 Tarragona-Fin concesión	AP-68 Llodio - Ziòrraga
	AP-7 Peñíscola-Castellón N	AP-7 Algemesí-Favara	AP-7 Papiol-Martorell	AP-7 Tortosa-Amposta
	AP-7 Castellón N-Castellón S	AP-7 Xeresa-Oliva	AP-7 Altafulla-Tarragona	AP-7 Salou-Cambrils
	AP-7 Cambrils-Hospitalet	AP-7 Oliva-Ondara	AP-7 Vilafranca S-El Vendrell	AP-7 Peñíscola-Castellón N
	AP-7 Amposta-Peñíscola	AP-7 Villajoyosa-San Juan	AP-7 Martorell-Vilafranca S	AP-7 Castellón N-Castellón S
	AP-7 Vilarreal-Puzol	AP-7 Benidorm-Villajoyosa	AP-7 Figueres N-Aduana	AP-7 Cambrils-Hospitalet
	AP-7 Hospitalet-Tortosa	AP-7 Favara-Xeresa	AP-7 Granollers-Cardedeu	AP-7 Amposta-Peñíscola
	AP-7 Castellón S-Villarreal		AP-7 Figueres S-Figueres N	AP-7 Vilarreal-Puzol
	AP-71 León - Astorga		AP-7 Girona N-Figueres S	AP-7 Hospitalet-Tortosa
			AP-7 Aduana-Frontera	AP-7 Castellón S-Villarreal
			AP-7 Lloret-Girona S	AP-7 La Silla-Algemesí
			AP-7 Sant Celoni-Hostalric	AP-7 Benisa-Altea
			AP-7 Hostalric-Lloret	AP-7 Altea-Benidorm
			AP-7 Cardedeu-Sant Celoni	AP-7 Ondara-Benisa
				AP-7 Algemesí-Favara
				AP-7 Xeresa-Oliva
				AP-7 Oliva-Ondara
				AP-7 Villajoyosa-San Juan
				AP-7 Benidorm-Villajoyosa
				AP-7 Favara-Xeresa
				AP-71 León - Astorga

Elasticidad con respecto al PIB		
Baja E=0.610	Media E=0.756	Alta E=1.068
AP-2 Alfajarín – Bujaraloz	C-32 Enlace B-20-Alella	C-32 Castelldefels-Sitges
AP-2 Bujaraloz-Fraga	C-32 Mataró NII/N-Arenys de Mar	AP-4 Dos Hermanas-Las Cabezas
AP-2 Soses-Lleida	C-32 Arenys-Calella	AP-4 Las Cabezas-Jerez N
AP-2 Vilarodona-Mediterráneo	C-32 Premia-Mataró NII/S	AP-68 Logroño-Agoncillo
AP-2 Lleida-Montblanc	C-32 Calella-Palafolls	AP-68 Gallur - Alagón 272
AP-2 Fraga-Soses	C-32 Alella-Premia	AP-68 Alagón 272 - Alagón 275
AP-2 Montblanc-Vilarodona	AP-7 Figueres N-Aduana	AP-68 Calahorra-Alfaro
C-33 Montmeló-Granollers	AP-7 Figueres S-Figueres N	AP-68 Haro-Cenicero
C-33 Barcelona-Montmeló	AP-7 Girona N-Figueres S	AP-68 Alfaro - Enlace AP-15
AP-68 Ziòrraga - Altube	AP-7 Aduana-Frontera	AP-68 Tudela-Gallur
AP-68 Arrigorriaga - Areta	AP-7 Tortosa-Amposta	AP-68 Agoncillo-Lodosa
AP-68 Subijana - Enlace AP-1	AP-7 Salou-Cambrils	AP-68 Navarrete-Logroño
AP-68 Zambrana-Haro	AP-7 Peñíscola-Castellón N	AP-68 Cenicero-Navarrete
AP-68 Areta - Llodio	AP-7 Castellón N-Castellón S	AP-68 Enlace AP-15 - Tudela
AP-68 Altube-Subijana	AP-7 Cambrils-Hospitalet	AP-6 Villacastín-Adanero
AP-68 Enlace AP-1 - Zambrana	AP-7 Amposta-Peñíscola	AP-6 PK-52 -San Rafael
AP-68 Llodio - Ziòrraga	AP-7 Vilarreal-Puzol	AP-6 San Rafael-Villacastín
AP-7 Vilafranca S-El Vendrell	AP-7 Hospitalet-Tortosa	AP-7 El Vendrell-Altafulla
AP-7 Martorell-Vilafranca S	AP-7 Castellón S-Villarreal	AP-7 Tarragona-Fin concesión
	AP-7 La Silla-Algemesí	AP-7 Papiol-Martorell
	AP-7 Benisa-Altea	AP-7 Altafulla-Tarragona
	AP-7 Altea-Benidorm	AP-7 Granollers-Cardedeu
	AP-7 Ondara-Benisa	AP-7 Lloret-Girona S
	AP-7 Algemesí-Favara	AP-7 Sant Celoni-Hostalric
	AP-7 Xeresa-Oliva	AP-7 Hostalric-Lloret
	AP-7 Oliva-Ondara	AP-7 Cardedeu-Sant Celoni
	AP-7 Villajoyosa-San Juan	AP-71 León - Astorga
	AP-7 Benidorm-Villajoyosa	
	AP-7 Favara-Xeresa	
	AP-7 León - Astorga	

### Anexo 3: Resultados de la estimación de la ecuación (10)

Variable dependiente: Log(IMD)								
Método de estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados								
Total observaciones de panel (no balanceado): 2268								
Variable	Coefficiente	Estadístico-t	Variable	Coefficiente	Estadístico-t	Variable	Coefficiente	Estadístico-t
ln(imd(-1))	-0.6342	-33.8625	ef6	-1.9765	-4.1420	ef41	-3.6389	-7.9760
AR(1)	0.7781	44.6764	ef7	-1.8780	-3.9467	ef42	-3.6281	-7.9544
peajes1	-1.8647	-4.6575	ef8	-2.6770	-6.0094	ef43	-3.6434	-7.9921
peajes2	-2.5398	-21.3303	ef9	-2.7788	-6.2443	ef44	-3.7672	-8.2207
peajes3	-4.7474	-18.8529	ef10	-2.9511	-6.6066	ef45	-3.7356	-8.1588
lnpib1	0.6098	15.0321	ef11	-3.2986	-7.2780	ef46	-3.7329	-8.1805
lnpib2	0.7560	18.8639	ef12	-3.3942	-7.4764	ef47	-3.7317	-8.1628
lnpib3	1.0678	23.3487	ef13	-3.8555	-8.3988	ef48	-3.6559	-8.0281
lngas1	-0.2729	-16.8837	ef14	-0.9631	-2.0398	ef49	-3.5280	-7.7565
lngas2	-0.3759	-22.5291	ef15	-0.9110	-1.9290	ef50	-3.4833	-7.6500
D1	-0.0915	-4.0348	ef16	-7.4021	-15.7553	ef51	-8.1231	-16.6858
D2	-0.0931	-2.2460	ef17	-7.5364	-15.9347	ef52	-8.2859	-16.8992
D3	-0.0814	-3.5621	ef18	-7.6481	-16.1078	ef53	-7.7516	-15.9535
D4	-0.1068	-6.6622	ef19	-7.6918	-16.1802	ef54	-8.1233	-16.7106
D5	-0.1632	-5.9823	ef20	-7.8202	-16.3296	ef55	-8.0409	-16.4772
D6	-0.9770	-4.4521	ef21	-3.9136	-8.6888	ef56	-1.5367	-3.2115
D7	-0.0255	-0.1325	ef22	-4.2318	-9.3090	ef57	-1.5970	-3.3229
D8	-0.1620	-8.8801	ef23	-4.0583	-8.9672	ef58	-1.6750	-3.4937
D9	-0.0542	-1.2567	ef24	-3.9661	-8.7712	ef59	-1.6654	-3.4720
D10	-0.2753	-3.7115	ef25	-6.7498	-13.0065	ef60	-2.1295	-4.3962
D11	-0.0968	-2.5978	ef26	-1.2325	-2.6054	ef61	-2.1339	-4.4065
D12	-0.1424	-6.4263	ef27	-1.5149	-3.2009	ef62	-2.4704	-5.0824
D13	-0.1704	-5.3263	ef28	-7.8282	-16.3293	ef63	-2.5575	-5.2804
D14	-0.1405	-6.3765	ef29	-7.8246	-16.3155	ef64	-8.8131	-17.6488
D15	0.1199	5.2113	ef30	-7.9835	-16.4973	ef65	-8.8094	-17.6490
D16	-0.1889	-10.3230	ef31	-7.5123	-15.1481	ef66	-8.7975	-17.5913
D17	-0.0681	-4.2991	ef32	-3.8160	-8.4653	ef67	-8.8354	-17.6870
D18	0.1653	4.8868	ef33	-3.8664	-8.5734	ef68	-8.8418	-17.6725
D19	-0.1007	-5.7696	ef34	-3.8896	-8.6245	ef69	-8.9316	-17.7872
D20	-0.0990	-5.6459	ef35	-3.9574	-8.7620	ef70	-8.9599	-17.8053
ef1	-1.9715	-4.1236	ef36	-4.1089	-9.0461	ef71	-8.5920	-17.3126
ef2	-2.0143	-4.2085	ef37	-3.9884	-8.8342	ef72	-8.6023	-17.3274
ef3	-2.0671	-4.3111	ef38	-3.9704	-8.7987	ef73	-8.5323	-17.2404
ef4	-2.0198	-4.2449	ef39	-3.8649	-8.5978	ef74	-8.5781	-17.2950
ef5	-1.9628	-4.1173	ef40	-3.6970	-8.2740	ef75	-9.1382	-17.6500

IMD es la intensidad media diaria; D1-D20 variables ficticias; ef1-ef75 efectos fijos

## *Conclusiones*

En la presente tesis doctoral se han estudiado, de manera independiente, tres políticas de transporte aplicadas en España. La primera, analizada en el capítulo I, está relacionada con la política de subvenciones al transporte público en la Región Metropolitana de Barcelona (RMB) y sus efectos redistributivos. La segunda, explicada en el capítulo II, tiene que ver con el impacto sobre la localización de la actividad económica debido a las grandes inversiones llevadas a cabo en las infraestructuras viarias en todo el territorio nacional. Y, la tercera, desarrollada en el capítulo III, proporciona un marco de análisis para evaluar los efectos de cambios en la política de peaje en la red nacional de autopistas.

En concreto, los resultados obtenidos en el **capítulo I** sugieren que la política de subvención al transporte público ha sido progresiva en la RMB, aunque su capacidad redistributiva en la población ha sido muy limitada. En este sentido, se obtuvo que los individuos del primer quintil son los que más se benefician de las subvenciones, lo cual se puede explicar porque ellos son los que usan más el transporte público y realizan más trasbordos en el sistema (aunque sus recorridos son más cortos). Ello es consecuencia de sus restricciones presupuestarias, que limitan sus posibilidades de residencia, oportunidades laborales y tenencia de vehículo privado. Por otra parte, el análisis territorial mostró que los mayores efectos redistributivos de las subvenciones se ubicaron en Barcelona y los 34 municipios más cercanos a la ciudad. En particular, si se consideran solo los distritos de Barcelona y sus municipios adyacentes, se obtuvo que la política de subvenciones fue progresiva y con efectos redistributivos, relativamente, importantes en El Prat, Nou Barris, Santa Coloma de Gramenet y Sant Adrià de Besòs. De hecho, se pudo observar que los efectos redistributivos de las subvenciones fue, en promedio, mayor para las regiones con salarios medios más bajos y con mayor grado de desigualdad antes de aplicar la transferencia.

En este primer capítulo también se analizaron los determinantes del uso del transporte público y de las subvenciones. Entre los resultados más destacados de la estimación se tienen: i) la probabilidad de usar el transporte público se reduce con el nivel de salario, además, en promedio, dicha probabilidad es superior para las mujeres en 10.5 pp en comparación con la de los hombres; ii) se halla una relación no lineal y significativa entre la probabilidad de usar el transporte público y la distancia, en concreto, se observa que la probabilidad aumenta con la distancia hasta alcanzar los 11 km luego se reduce; iii) los individuos que usan con más frecuencia el transporte público son aquellos que parte o van

a zonas que cuenta con una buena oferta de este servicio; iv) los individuos que traspasan reciben, en promedio, 175 €/mes más de subvención que los usuarios que no traspasan; v) las zonas de mayor accesibilidad son las pertenecientes a los distritos de Barcelona, destacan entre ellas, Ciutat Vella, Sant Andreu y Sants, por otra parte, entre las menos accesibles se encuentran Matadepera, Arenys de Munt, Sant Quintí de Mediona, Castellet i la Gornal, Subirats y Avinyonet del Penedès.

Por su parte, el **capítulo II** proporciona evidencia sobre el impacto económico que han tenido las mejoras en las infraestructuras viarias, para ello, se emplean datos a nivel de provincias durante 1977 y 2008. Específicamente, se obtuvo que una mejora general en la red de carreteras y autopistas interurbanas españolas, que se traduce en un ahorro en el tiempo de viaje de 10%, genera un incremento total, promedio, de las inversiones en equipos y maquinarias de casi un 12% y del PIB de 1.12%. Igualmente, se construyó un índice que tiene en cuenta, tanto la inversión realizada en autopistas y carreteras, como su efecto sobre el PIB, con el cual se llegó a la conclusión de que dicha política de inversión favoreció, especialmente, a las provincias con bajos niveles de PIB real per cápita (Almería, Granada, Jaén, Lugo); mientras que las provincias inicialmente ricas fueron las menos favorecidas, tales como, Girona, Tarragona y Barcelona. Sin embargo, también se observaron casos excepcionales, por un lado, entre las provincias con bajos recursos y menos favorecidas por la política de transporte destacan Soria y Teruel; por el lado contrario, destaca Madrid, con un elevado PIB per cápita en 1985 y favorecida notablemente por la política de inversión en infraestructuras viarias durante el período de análisis.

Finalmente, en el **capítulo III** la estimación de una ecuación de demanda de tráfico por autopistas de peaje aporta evidencia sobre las elasticidades de corto y largo plazo. En particular, los resultados indican que: i) la elasticidad con respecto al precio del combustible se encuentra entre -0.27 y -0.38 en el corto plazo y entre -0.43 y -0.59 en el largo plazo; ii) la elasticidad con respecto al PIB real se encuentra entre 0.61 y 1.1 en el corto plazo y entre 0.96 y 1.68 en el largo plazo; iii) la elasticidad del peaje está entre -0.18 y -0.45 en el corto plazo y entre -0.28 y -0.71 en el largo plazo. Por consiguiente, se confirma que tanto en el corto como largo plazo la demanda es inelástica a cambios en el precio del combustible y en los peajes; mientras que reacciona más intensamente a la evolución de la actividad económica. Así, la variación presente en las elasticidades es consecuencia de las características propias de la autopista (ubicación, calidad, longitud,

conexión), así como, de la existencia y condiciones de las vías gratuitas o modos alternativos.

Por otra parte, se obtuvo que las elasticidades de largo plazo son 1.6 veces superiores a las elasticidades de corto plazo. Además, se halló que el 63% del ajuste final debido a un cambio en las variables explicativas se logra en el primer año.

Por último, se simuló una política de supresión de peajes y se midió su impacto sobre el volumen de tráfico y el bienestar de los usuarios, lo cual puede ser de interés si cuando finalicen algunas de las concesiones, se opte por esta opción. De esta manera, se obtuvo que, debido a la eliminación de los peajes, el tráfico en las autopistas aumentaría en, aproximadamente, 31%. Por otra parte, el cambio del bienestar de los usuarios, medido por el excedente del consumidor, se estimó en €911.5 millones, que corresponde un 88% a antiguos usuarios y un 12% a los nuevos usuarios. Así, el cambio en el EC de los usuarios nuevos representa, aproximadamente, el 10.5% de los ingresos por peaje.