

**DOCUMENTS DE TREBALL**  
**DE LA DIVISIÓ DE CIÈNCIES JURÍDIQUES**  
**ECONÒMIQUES I SOCIALS**

*Col·lecció d'Economia*

**AUTOVÍAS Y FERROCARRILES: UN MODELO PARA EVALUAR  
EFECTOS INTERMODALES DE LA POLÍTICA DE  
INFRAESTRUCTURAS**

Germà Bel <sup>@</sup>

**Dirección de correspondencia:**

Departament de Política Econòmica i Estructura Econòmica Mundial

Grup de Recerca de Qualitat "Anàlisi i Avaluació de Polítiques Públiques"

Facultat d'Econòmiques - Universitat de Barcelona

Avd. Diagonal 690 - 08034 Barcelona

Tel: (93) 4021946 Fax: (93) 4024573 e-mail: gbel@riscd2.eco.ub.es

Versión definitiva: Junio de 1996

---

<sup>@</sup> Esta investigación ha contado con apoyo financiero de la Fundació Bosch i Gimpera (proyecto FBG-1995). El Ministerio de Obras Públicas, Transportes y Medio Ambiente, y RENFE han proporcionado información a un nivel de detalle imprescindible para este estudio. El autor agradece a M<sup>a</sup>. Jesús Rondán, María Callejón y Montserrat Termes (Universitat de Barcelona) sus sugerencias y observaciones. Asimismo, han sido de gran utilidad los comentarios, a una versión preliminar del trabajo, de los participantes en las sesiones de Economía del Transporte del V Congreso Nacional de Economía, del Seminario de Economía y Estadística Aplicada de la Universitat Pompeu Fabra, y del Seminario de Economía Aplicada de la Universitat Autònoma de Barcelona. Por último, quiero expresar mi agradecimiento por sus sugerentes observaciones a un evaluador anónimo, en el proceso de evaluación de la Colección de Documentos de Trabajo de Economía de la Universitat de Barcelona.

# **AUTOVÍAS Y FERROCARRILES: UN MODELO PARA EVALUAR EFECTOS INTERMODALES DE LA POLÍTICA DE INFRAESTRUCTURAS**

## **ABSTRACT**

The supply of motorways reduces travel time costs by road, affecting thus the demand for road transport. Besides these intramodal effects, there exist intermodal effects too as far as motorways have impact on the demand of the competing modes. In this paper we establish and estimate a model that allows us to obtain useful results in order to evaluate motorways' impact on the demand for rail. Finally, on the basis of our empirical results, we predict some effects of the main investments in motorways foreseen in the Plan Director de Infraestructuras (1993-2007).

Keywords (JEL code): Surface transportation (L92), Infrastructures (R49), Transportation supply and demand (R41).

## **RESUM**

La construcció d'autovies disminueix el cost temporal del viatge per carretera, amb efectes sobre la demanda del transport per carretera. Però, a més dels efectes intramodals, existeixen efectes intermodals, puix les autovies afecten a la demanda en altres modes alternatius a la carretera. En aquest treball formulem i contrastem empíricament un model que permet obtenir resultats per avaluar l'impacte de les autovies sobre la demanda de ferrocarril. Tot seguit es pronostiquen alguns efectes sobre la demanda ferroviària d'algunes actuacions en

infraestructures viàries incloses al Plan Director de Infraestructuras (1993-2007).

Paraules clau (codi JEL): Transport terrestre (L92), Infraestructures (R49), Oferta i demanda de transport (R41)

# **AUTOVÍAS Y FERROCARRILES: UN MODELO PARA EVALUAR EFECTOS INTERMODALES DE LA POLÍTICA DE INFRAESTRUCTURAS**

Germà Bel  
(Universitat de Barcelona)

## **INTRODUCCIÓN**

La transformación de las carreteras convencionales en vías de gran capacidad -autovías y autopistas- tiene un efecto doble sobre los costes del tráfico. Por una parte, eleva la velocidad de diseño de la carretera, con la consiguiente reducción del coste temporal del viaje. Por otra, el aumento de la capacidad soluciona gran parte de los problemas de congestión, reforzando la reducción del coste temporal del viaje. La disminución del coste temporal del viaje por carretera tiene efectos sobre la demanda del propio modo. Pero, además de los efectos intramodales, se producen efectos intermodales, en la medida en que las actuaciones afectan a la demanda en otros modos que compiten con la carretera.

En este trabajo nos proponemos formular y contrastar empíricamente un

modelo que permita obtener resultados útiles para evaluar el impacto de la entrada en servicio de vías de gran capacidad sobre la demanda de ferrocarril. A continuación, a la vista de los resultados obtenidos, se pronostican los efectos previsibles sobre la demanda ferroviaria, de algunas actuaciones en infraestructuras viarias incluidas en el Plan Director de Infraestructuras (1993-2007), cuya ejecución y puesta en servicio se producirá en los próximos años.

## **1. ANTECEDENTES**

Los estudios sobre demanda ferroviaria interurbana, una relación detallada de los cuales se puede encontrar en OUM y GILLEN (1983) y en OUM, WATERS y YONG (1992), ponen especial énfasis en los efectos del coste monetario del viaje en alguno o todos los modos que, eventualmente, compiten entre sí. Por lo que se refiere a España, los estudios sobre elasticidades-precio en el transporte interurbano son pocos: VÁZQUEZ (1985) obtiene una elasticidad-precio propio reducida para la demanda de ferrocarril interurbano. Por lo que respecta a la competencia intermodal vía precios, encuentra una reducida elasticidad cruzada del transporte ferroviario con respecto al aéreo y prácticamente nula elasticidad cruzada del transporte por carretera respecto al ferroviario. En un trabajo más reciente, los resultados de INGLADA (1992) coinciden los anteriores al hallar una elasticidad-precio propio reducida, en general, para la demanda ferroviaria. Por el contrario, Inglada constata la existencia de una apreciable competencia intermodal entre el transporte interurbano por carretera y el ferroviario, así como entre el modo aéreo y el submodo ferroviario "Talgo" .

En nuestro contexto, y a diferencia de los estudios centrados en los precios monetarios, el estudio de los costes temporales del viaje tiene una gran relevancia. Por su propio ámbito de actuación, así como por sus objetivos, las actuaciones del PDI tienen efectos sobre el tiempo de viaje, aunque no directamente sobre el coste monetario del viaje. Pero en la literatura los trabajos sobre la demanda ferroviaria interurbana de viajeros que han estudiado el impacto de características no monetarias de los modos alternativos no son numerosos.

En su estudio sobre la demanda ferroviaria interurbana en Gran Bretaña, JONES y NICHOLS (1983) introducen, además de variables monetarias y macroeconómicas, dos variables especificadas como dummy que reflejan, en primer lugar, el nivel de servicio de la red británica de carreteras de gran capacidad, cuando se ha producido la extensión o terminación de una autopista relevante, y en segundo lugar la introducción de servicios de puente aéreo. A su vez, OWEN y PHILLIPS (1987) analizan las características de la demanda ferroviaria interurbana de pasajeros en Gran Bretaña. Como variables explicativas de la demanda consideran, además de variables similares a las consideradas por Jones y Nichols, los cambios en el servicio ofrecido por las compañías de autobuses. No obstante, cuando estos autores introducen la variable *servicio de autobús* no persiguen estudiar los efectos derivados de cambios en los costes temporales. Su objetivo es capturar el efecto sobre la demanda ferroviaria de las «sustancialmente reducidas tarifas de autobús en las principales rutas a Londres» (OWEN y PHILLIPS, 1987:237).

Por otra parte, los trabajos de evaluación sobre la implantación de líneas de

alta velocidad ferroviaria han sido una fuente muy prolífica de estudios sobre características temporales de la demanda ferroviaria interurbana. En este contexto, por ejemplo, se han diseñado y empleado diversos modelos de pronóstico de demanda en los estudios de la línea de alta velocidad ferroviaria París-Bruselas-Colonia/Amsterdam (estudio PBKA), que aparecen descritos en ASHLEY (1987) y de cuyos resultados nos informan SAVELBERG y VOGELAAR (1987).

Para el caso de España, en BEL (1994, 1995a) se desarrolla y estima un modelo que incluye variables relativas al coste temporal en el modo ferroviario y en sus modos competidores (carretera y aéreo), así como a la actividad económica. La conclusión más destacada por lo que respecta al impacto del tiempo de viaje por carretera sobre la demanda ferroviaria interurbana es la de que tal impacto es significativo, en general, en los viajes a distancias entre 101 y 400 kms.<sup>1</sup> Por encima de este rango de distancia, y sobre todo cuando se introducen trenes nocturnos, la competencia de la carretera sobre el ferrocarril a través del tiempo de viaje pierde relevancia.

---

<sup>1</sup> Es usual establecer un umbral mínimo de distancia en los estudios sobre la demanda de transporte interurbano. JONES y NICHOLS (1983) sólo incluyen ráficos interprovinciales. RICKARD (1988) establece una distancia mínima de 50 millas (≈80 kms.) para incluir viajes en su trabajo sobre factores que influyen en las tarifas en viajes ferroviarios interurbanos.

## 2. UN MODELO PARA ESTIMAR EL IMPACTO DE LOS CAMBIOS EN EL TIEMPO DE VIAJE POR CARRETERA SOBRE LA DEMANDA DEL FERROCARRIL

En este trabajo prestamos especial reconocimiento al papel que la competencia intermodal puede desempeñar en la determinación de la demanda de ferrocarril interurbano. Desde la perspectiva de la competencia intermodal, la demanda de un modo de transporte es considerada como una función de los costes generalizados del viaje en el propio modo y en los modos alternativos. Nuestra hipótesis de partida es que la demanda del ferrocarril interurbano de viajeros es determinada por los precios monetarios del ferrocarril y de los modos competidores, y por los tiempos de viaje del ferrocarril y de los modos competidores. En consecuencia, especificamos la siguiente ecuación de demanda:

$$EDf_i = \hat{\alpha}_0 EIf_i^{\hat{\alpha}_1} ETf_i^{\hat{\alpha}_2} ETc_i^{\hat{\alpha}_3} e^{(\hat{\alpha}_4 POa_i + \hat{\alpha}_5 AOa_i)} \quad (1)$$

con  $EDf_i$  = cambio en la demanda de ferrocarril interurbano

$EIf_i$  = cambio en el ingreso real por pasajero-km;

$ETf_i$  = cambio en el tiempo de viaje por ferrocarril;

$ETc_i$  = cambio en el tiempo de viaje por carretera;

$POa_i$  = presencia de oferta aérea.

$AOa_i$  = aumento de la oferta (frecuencias de vuelo) aérea.

La variable dependiente *variación de la demanda ferroviaria -EDf-* es especificada como el cambio en el número de billetes vendidos (demanda ferroviaria -Df-) entre 1988 y 1991 en las 29 relaciones más significativas entre

101 y 400 kilómetros:  $ED_{fi} = D_{fi,91}/D_{fi,88}$ , para  $i = 1 \dots n$ . Se han considerado como relaciones más significativas aquellas que representan, por si solas, más del 0,2% del total del tráfico interurbano peninsular.

## 2.1. Las variables explicativas

La selección de variables relacionadas con los precios monetarios presenta aspectos problemáticos. Dado el sistema de regulación gubernamental de los precios de los servicios de transporte interurbano en España en el período estudiado, los cambios en los precios monetarios de los servicios ferroviarios son idénticos para cada relación de tráfico peninsular. Lo mismo sucede con los precios de los servicios aéreos regulares y, en general, con los del servicio regular de autobús. En nuestro contexto, los cambios en los precios monetarios no son una variable, sino un parámetro, y no pueden ser introducidos en la ecuación estimada. Sin embargo, tenemos la posibilidad de introducir dos variables indirectamente relacionadas con el cambio en los precios relativos. En primer lugar, el ingreso por pasajero-kilómetro en el ferrocarril. En segundo lugar, la existencia de oferta de servicios aéreos.

A diferencia de las tarifas de autobús y de servicios aéreos, en el período estudiado las tarifas de ferrocarril estaban sujetas a una amplia gama de tipos de descuentos: tarjetas de viaje bonificadas, diferencias según el día en que se efectuaba el viaje, tarifas de grupo, etc. Por lo tanto, los cambios en el ingreso real por pasajero-kilómetro pueden variar de forma muy diferente a la forma en que lo hacen las tarifas nominales. En consecuencia, podemos especificar la variable *variación del ingreso por pasajero-km en ferrocarril* - $EIf$ - como el

cambio (en términos reales) en el ingreso entre 1988 y 1991:

$$EIf_i = [If_{i,91} / (If_{i,88} \times IPC_{88,91})], \quad \text{para } i = 1 \dots n.$$

con:  $EIf$  = evolución del ingreso real por pasajero-km en ferrocarril.

$If$  = ingreso por pasajero-km en ferrocarril.

$IPC_{88,91}$  = índice de precios al consumo (1988=100).

En segundo lugar, puede considerarse que, mientras que existen servicios de ferrocarril y de autobús en cada una de las relaciones significativas entre 101 y 400 kms, no sucede lo mismo con los servicios aéreos, que no son ofrecidos en algunas relaciones. En el período 1988-1991 el aumento de las tarifas de los servicios aéreos regulares fue algo menor de la que se registró en el ferrocarril interurbano. Por lo tanto, podemos emplear una variable dummy para analizar si el aumento en el precio monetario del ferrocarril, en términos relativos al servicio aéreo regular, pudo haber tenido un impacto relevante sobre la demanda de ferrocarril interurbano. Este impacto, de existir, sólo podría haberse materializado en las relaciones en las que existe oferta de servicio aéreo. En consecuencia, podemos especificar la variable *presencia de oferta aérea -POa-*, que toma valor 1 cuando existe oferta de servicio aéreo y 0 en otro caso.

Por lo que se refiere a las variables relacionadas con el tiempo de viaje, la variable *variación del tiempo de viaje en ferrocarril -ETf-* es especificada como el cambio en el tiempo de viaje  $-Tf-$  entre 1988 y 1991 en el tren más rápido que cubre el servicio en cada una de las relaciones más significativas:  $ETf_i = Tf_{i,91} / Tf_{i,88}$  (para  $i = 1 \dots n$ ).

En lo que respecta a la variable *variación del tiempo de viaje por carretera*  $-ET_c-$ , no existe información directa acerca del tiempo de viaje en el transporte de viajeros por carretera. La única aproximación posible a los tiempos de viaje previstos, el tiempo de viaje en autobús publicitado, es desechada por JONES y NICHOLS (1983) a causa de la posibilidad de que hayan existido cambios en la naturaleza del servicio ofrecido en autobús (i.e. supresión de paradas intermedias), de lo que se derivarían indicadores erróneos del tiempo de viaje potencial en automóvil privado. Para la especificación de esta variable se puede recurrir a un método indirecto. Se establece, primero, una estimación del tiempo de viaje por carretera  $-T_c-$ , de acuerdo con el procedimiento que se explica en el apartado siguiente, referido a fuentes de los datos y su análisis. Una vez  $T_c$  ha sido estimado para cada relación al principio y al final del período, es posible especificar la variable  $ET_c$  como:  $ET_{c_i} = T_{c_i,90}/T_{c_i,87}$  (para  $i= 1\dots n$ ).<sup>2</sup>

Todavía en el terreno de las variables relacionadas con los tiempos de viaje, para introducir los cambios en el tiempo de viaje por avión hemos empleado una variable dummy (aumento de la oferta aérea  $-AO_a-$ ), habida cuenta del carácter crítico que el tiempo de espera tiene en un modo como el aéreo. La

---

<sup>2</sup> El período de estudio es 1988-1991. Dado que la entrada en servicio de nuevos tramos de autovía se ha concentrado en las semanas previas a períodos vacacionales, considerar 1991 distorsionaría los resultados. En consecuencia, hemos tomado en cuenta los tramos abiertos entre 1987 y 1990. MCKENZIE y GOODWIN (1986), entre otros, han mostrado la existencia de retrasos temporales entre los cambios del nivel de servicio y sus efectos sobre la demanda.

variable *-AOa-* toma valor 1 cuando se ha registrado un aumento relevante de la frecuencia de vuelos entre 1988 y 1991 y toma valor 0 cuando no ha sido así.

## **2.2. La naturaleza de los datos: sus fuentes y análisis**

El sistema de venta electrónica de billetes de viajeros de RENFE estaba desplegado de forma casi total en 1988. Los datos sobre demanda del ferrocarril e ingresos han sido obtenidos a partir de las matrices interprovinciales de venta electrónica de billetes de RENFE. Los tiempos de viaje por ferrocarril han sido obtenidos de los manuales horarios de RENFE, que ofrecen una buena aproximación al tiempo de viaje real.<sup>3</sup> Los manuales de horarios oficiales publicados por Iberia y Aviaco ofrecen información fiable respecto a la existencia de oferta aérea y a la frecuencia de vuelos, en un período temporal en el que las rutas peninsulares no estaban abiertas todavía a la competencia de compañías privadas nacionales ni de compañías extranjeras.

Como se ha expresado más arriba, no existe información directa acerca de la variación en el tiempo de viaje por carretera, por lo que para la especificación de esta variable se ha recurrido a un método indirecto. Una buena aproximación a los cambios en el tiempo de viaje por carretera puede derivarse del cambio del nivel de servicio de la red de carreteras interurbanas. Un estudio detallado de las aperturas de nuevos tramos de autovía (a partir de la información desagregada de

---

<sup>3</sup> En PRESTON y NASH (1994) se informa de que el 87,5% del total de trenes llegaron con menos de 5 minutos de retraso en 1990. Por otra parte, en 1991 el porcentaje de trenes interurbanos llegados a su destino con retraso menor a 10 minutos fue del 84% (MOPT, 1992).

la Dirección General de Carreteras-MOPTMA) permite establecer los cambios en el nivel de servicio de la carretera en las rutas relevantes.

Para traducir los cambios en el nivel de servicio en cambios en el tiempo de viaje por carretera se han aplicado estimaciones de la velocidad media de los viajes de autobús regular directo por autovía/autopista y por carretera convencional. Las velocidades medias de autobús regular han sido elegidas por su condición de transporte colectivo de viajeros por carretera y, en consecuencia, alternativa modal terrestre al ferrocarril por excelencia.<sup>4</sup> A partir de esta información podemos estimar el cambio en el tiempo de viaje por carretera  $-T_c-$  de un autobús de viajeros en las rutas seleccionadas, mediante la fórmula:

$$T_{ci}=(gc_i /81)+(co_i /65) \quad (2)$$

con  $i= 1987, 1990.$

$gc=$  longitud (Kms.) de los tramos de autovía/autopista en la ruta particular considerada.

$co=$  longitud (Kms.) de los tramos de vía convencional en la ruta particular considerada.

81=velocidad media (kms/h) autobús regular por autovía-autopista

65=velocidad media (kms/h) autobús regular por vía convencional.

---

<sup>4</sup> MCGEEHAN (1984) considera como variable explicativa la propiedad de automóvil privado.

Pero sus resultados indican que el coeficiente de esta variable es no significativo.

### 3. LOS RESULTADOS EMPÍRICOS Y LA DETERMINACIÓN DE ELASTICIDADES ÚTILES PARA LA EVALUACIÓN

Una vez la ecuación de demanda y las variables consideradas han sido especificadas y definidas como se ha explicado más arriba, se ha estimado la forma doble logarítmica de la ecuación de demanda, forma que ha producido los resultados mejor ajustados en trabajos sobre la demanda de ferrocarril interurbano como los de JONES Y NICHOLS (1983), FOWKES, NASH Y WHITEING (1985) u OWEN Y PHILLIPS (1987). La ecuación estimada<sup>5</sup> es:

$$\log(D_{f_{i,91}}/D_{f_{i,88}}) = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \log(I_{f_{i,91}}/I_{f_{i,88}}) + \hat{\alpha}_2 \log(T_{f_{i,91}}/T_{f_{i,88}}) + \hat{\alpha}_3 \log(T_{c_{i,90}}/T_{c_{i,87}}) + \hat{\alpha}_4 PO_a + \hat{\alpha}_5$$

con  $\hat{\alpha}_1 < 0$ ;  $\hat{\alpha}_2 < 0$ ;  $\hat{\alpha}_3 > 0$ ;  $\hat{\alpha}_4 < 0$ ;  $\hat{\alpha}_5 < 0$

En síntesis, esperamos que la demanda de ferrocarril cambiará de forma opuesta a la forma en que lo hagan los costes monetarios  $-I_f-$  o los costes temporales  $-T_f-$  del ferrocarril. En cambio, la demanda de ferrocarril cambiará en la misma dirección en que cambien los costes temporales  $-T_c-$  de la carretera (i.e. un aumento del tiempo de viaje por carretera conllevaría una erosión de la competitividad intermodal de la misma y, en consecuencia, un aumento de la demanda de ferrocarril). Por último, se supone que la demanda de ferrocarril disminuirá con la existencia de oferta aérea  $-PO_a-$  (se ha visto más arriba que el

---

<sup>5</sup> Es conveniente tener en cuenta que la ecuación estimada en tasas de crecimiento es equivalente a estimar el siguiente panel:  $\ln D_{it} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \ln X_{it} + \hat{\alpha}_i + \hat{\alpha}_t + \hat{\alpha}_{it}$ .

Al estimar en tasas de crecimiento los efectos individuales  $\hat{\alpha}_i$  desaparecen y el término constante expresa el efecto temporal  $\hat{\alpha}_t$  que, en nuestro periodo, corresponde a una etapa de clara

precio monetario del avión en el período ha crecido algo menos que el del ferrocarril), y disminuirá también con el aumento de la oferta aérea -AOa- (puesto que el aumento de la frecuencia de vuelos disminuye el coste temporal del avión y aumenta su competitividad frente al ferrocarril).

La estimación por mínimos cuadrados ordinarios puede conllevar problemas en el caso de que alguna de las variables explicativas fuera endógena. En nuestro contexto, en el supuesto de que el operador ferroviario pueda ajustar alguna de las variables explicativas como respuesta a cambios en la demanda. Los tiempos de viaje por carretera y la presencia de oferta aérea así como el nivel de frecuencia de vuelos escapan al control de la compañía ferroviaria. La ausencia de una gestión integrada de los servicios de transporte es un elemento de garantía sobre la determinación exógena de estas variables independientes. En lo que se refiere a los tiempos de viaje por ferrocarril parece bastante plausible el supuesto de que la compañía ferroviaria no ha modificado relevantemente la velocidad de sus unidades de largo recorrido como respuesta a cambios en la demanda en un período corto de tiempo, como es el estudiado.

La especificación de la ecuación permite obtener las elasticidades de la demanda de ferrocarril respecto a las variables explicativas. En particular, podemos obtener la elasticidad de la demanda de ferrocarril respecto a los tiempos de viaje y respecto al tiempo de viaje en carretera. Esta última resulta de interés singular por dos motivos. Primero, porque es la más relevante para el análisis del impacto de las infraestructuras de carretera sobre la demanda

---

expansión económica. Debo esta observación a un evaluador anónimo.

ferroviaria. Segundo porque, aunque en la literatura existen algunos ejemplos de elasticidades entre demanda de ferrocarril y tiempo de viaje en ferrocarril y entre demanda de autobús y tiempo de viaje en autobús, no nos consta que se hayan estimado hasta ahora elasticidades cruzadas desde un punto de vista intermodal, entre demanda de ferrocarril interurbano y tiempo de viaje por carretera. A partir de la ecuación [3] las elasticidades obtenidas respecto de los tiempos de viaje son las siguientes:

$$\hat{\alpha}_{df,tf} = \frac{\Delta \log(D_{fi,91}/D_{fi,88})}{\Delta \log(T_{fi,91}/T_{fi,88})} = \hat{\alpha}_2 \qquad \hat{\alpha}_{df,tc} = \frac{\Delta \log(D_{fi,91}/D_{fi,88})}{\Delta \log(T_{ci,90}/T_{ci,87})} = \hat{\alpha}_3$$

Los resultados obtenidos a partir de la estimación de la forma doble logarítmica de la ecuación (3) se muestran en la ecuación (3bis):

(ecuación 3bis)

$\log ED_f =$	0,237	-0,675	$\log EIf$	-1,965	$\log ET_f$	+2,592	$\log ET_c$	-0,016	$PO_a$	-0,112	$AO_a$
Err.St.	(0,062)	(0,239)		(0,576)		(0,590)		(0,073)		(0,102)	
valor-t	(3,850)	(2,828)		(3,410)		(4,393)		(0,226)		(1,095)	
		$R^2=0,735$		$R^2_{ajust}=0,678$		$Test-F=12,766$		$DW=1,800$			

Los resultados obtenidos muestran que el poder explicativo de la ecuación se sitúa en el entorno del 70%. El estadístico  $F$  es altamente significativo, al nivel del 1% y el test de *Durbin-Watson* permite no rechazar la hipótesis de autocorrelación nula. Los valores-t indican que el coeficiente de la variable

relacionada con el ingreso viajero-km en ferrocarril es muy significativo, por encima del 99%. Los coeficientes de las variables relacionadas con el tiempo de viaje por ferrocarril y el tiempo de viaje por carretera son también muy significativos, por encima del 99,5%. Los signos de los coeficientes de las variables significativas son los esperados: negativos en el caso del los ingresos viajeros-km y del tiempo de viaje por ferrocarril y positivo en el caso del tiempo de viaje por carretera.

Por lo que respecta a las dos variables restantes relacionadas con los costes monetarios  $-PO_a-$  y los costes temporales  $-AO_a-$  del servicio aéreo, los signos son los esperados, pero los coeficientes no son significativamente distintos de cero. El transporte aéreo de viajeros no parece ejercer competencia intermodal sobre la demanda del ferrocarril, lo cual no es extraño habida cuenta de que las relaciones consideradas se sitúan a distancias por debajo de los 400 kms., distancias a las que, en general, el modo aéreo aún no ha puesto de manifiesto de forma relevante las ventajas competitivas del avión.

Además de reseñar los resultados más relevantes de la estimación, cabe señalar que en el transcurso del análisis se ha observado la existencia de problemas, previsibles, de correlación entre las variables aumento de la oferta aérea  $-AO_a-$  y presencia de oferta aérea  $-PO_a-$  ( $r=0,704$ ), y problemas, inesperados, de correlación entre las variables aumento de la oferta aérea  $-AO_a-$  y cambio en el tiempo de viaje por carretera  $-ET_{c_i}-$  ( $r=0,587$ ). Estos indicios de colinealidad no tienen entidad suficiente para perjudicar los resultados generales obtenidos a partir del análisis de regresión efectuado hasta ahora, en particular

por lo que se refiere a las variables relacionadas con el transporte por ferrocarril y por carretera. No obstante, puesto que nuestro propósito es el de obtener una estimación de los coeficientes lo más eficiente posible, procede dar un tratamiento más detallado a esta cuestión.

En primer lugar, podemos analizar el coeficiente de determinación múltiple entre cada variable explicativa y las restantes variables explicativas, así como los respectivos test-*F*. En el cuadro 1 aparecen los resultados del análisis de cada variable. El análisis de regresión de cada variable explicativa respecto de las restantes muestra unos  $R^2_{ajustados}$  apreciables para *POa* y para *AOa* (filas 4 y 5 en el cuadro 1). En ambos casos, la *F* es significativa al 1%.

**Cuadro 1. Análisis de las variables explicativas**

	Variable analizada	Resto variables explicativas	$R^2_{ajus}$	Test- <i>F</i>	Variables significativas	Variables no significativas
1	<i>EIf</i>	<i>ETf, ETc, POa, AOa</i>	0,165	2,378	-	<i>EIf, ETc, POa, AOa</i>
2	<i>ETf</i>	<i>EIf, ETc, POa, AOa</i>	0,081	1,615	-	<i>EIf, ETc, POa, AOa</i>
3	<i>ETc</i>	<i>EIf, ETf, POa, AOa</i>	0,251	3,346	<i>AOa</i>	<i>EIf, ETf, POa</i>
4	<i>POa</i>	<i>EIf, ETf, ETc, AOa</i>	0,422	6,113*	<i>AOa</i>	<i>EIf, ETf, ETc</i>
5	<i>AOa</i>	<i>EIf, ETf, ETc, POa</i>	0,595	11,293*	<i>ETc, POa</i>	<i>EIf, ETf</i>

\*=*F* significativa al nivel del 1%

Una forma de evitar los problemas detectados es excluir de la ecuación original (no restringida) de las variables afectadas no significativas, aunque por esta vía se podrían introducir, eventualmente, errores de especificación en el modelo, puesto que podrían variar los coeficientes de las variables retenidas. La cuestión crucial que se plantea ante la posibilidad de eliminar una variable es si la imposición de restricciones puede permitirnos mejorar los estimadores. En TORO-VIZCARRONDO y WALLACE (1968) y en WALLACE (1972) se discuten las condiciones bajo las que son preferibles los estimadores restringidos, y en WALLACE y TORO-VIZCARRONDO (1969) se expone el procedimiento práctico para analizar si la exclusión de un bloque de variables dummy mejora o empeora el estimador de los coeficientes objetivo.

De acuerdo con este procedimiento, para analizar la conveniencia de excluir o no las variables  $POa$  y  $AOa$  se establecen las restricciones  $\hat{\alpha}_4=0$  y  $\hat{\alpha}_5=0$ . El primer paso para determinar la superioridad de los estimadores restringidos exige la estimación de la ecuación restringida, que presenta la forma:

$$\log(D_{fi,91}/D_{fi,88})=\hat{\alpha}_0+\hat{\alpha}_1 \log(I_{fi,91}/I_{fi,88})+\hat{\alpha}_2 \log(T_{fi,91}/T_{fi,88})+\hat{\alpha}_3 \log(T_{c_i,90}/T_{c_i,87})+u \quad (4)$$

Los resultados obtenidos a partir de la estimación de la forma doble logarítmica de la ecuación (4) se muestran en la ecuación (4bis):

(ecuación 4bis)

$\log EDf =$	0,164	-0,569 $\log EIf$	-1,962 $\log ETf$	+2,072 $\log ETc$
Err.St.	(0,044).	(0,233)	(0,584)	(0,489)
valor-t	(3,780)	(2,445)	(3,360)	(4,238)

$$R^2 = 0,704 \quad R^2_{\text{ajust.}} = 0,669 \quad \text{test-F} = 19,830 \quad \text{test DW} = 1,791$$

Ahora podemos calcular el estadístico- $F$  para analizar la superioridad de los estimadores restringidos, a partir de la diferencia de la suma de los cuadrados de los residuos entre la regresión restringida (con  $q=2$  restricciones) y la no restringida, y comparar la  $F$  obtenida con los valores de las tablas de WALLACE Y TORO-VIZCARRONDO (1968:1654) para el criterio fuerte del error cuadrático medio, y las de GOODNIGHT Y WALLACE (1972:702) para el criterio débil.

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_{nr})/q}{SSE_{nr}/(n-k)} = \frac{(0,444 - 0,398)/2}{0,398/23} = 1,329$$

1,329 <  $F_{0,25}(2,23)$  en las tablas WyTV  
0,398/23    1,329 <

El  $F$  calculado se sitúa por debajo de los valores críticos a cualquier nivel de confianza aceptable en las tablas mencionadas. En consecuencia, no se puede rechazar la hipótesis de que los estimadores restringidos son mejores en términos del error cuadrático medio, y podemos usar los estimadores restringidos.

Los resultados obtenidos a partir de la estimación de la ecuación restringida muestran que, al igual que acontecía con la ecuación no restringida, el poder explicativo de la ecuación se sitúa en el entorno del 70%, el estadístico  $F$  es altamente significativo, al nivel del 1%, y el test de *Durbin-Watson* permite no rechazar la hipótesis de autocorrelación nula. Los valores- $t$  indican que el coeficiente de la variable relacionada con el ingreso viajero-km en ferrocarril es muy significativo, por encima del 97,5%. Los coeficientes de las variables

relacionadas con el tiempo de viaje por ferrocarril y el tiempo de viaje por carretera son también muy significativos, por encima del 99,5%. Los signos de los coeficientes de las variables significativas son los esperados: negativos en el caso del los ingresos viajeros-km y del tiempo de viaje por ferrocarril y positivo en el caso del tiempo de viaje por carretera.

A partir de la estimación de la ecuación restringida se ha obtenido una elasticidad de la demanda ferroviaria respecto al ingreso viajero-km en ferrocarril de -0,569. Nuestra elasticidad es algo superior a la obtenida por MCGEEHAN (1984:281), del -0,4. Sin embargo, es similar a las obtenidas en estudios como el de JONES y NICHOLS (1983:146), que hallan una elasticidad media no ponderada de -0,64, o el de OWEN y PHILLIPS (1987:241), cuya elasticidad media a corto plazo es de -0,69. En último término, es casi idéntica a la obtenida por MORRISON y WINSTON (1985:233) para los viajes de trabajo, de -0,572. Y, en general, encaja bien entre el resto de elasticidades del precio monetario propio usuales en la literatura, un resumen de las cuales se puede encontrar en OUM, WATERS y YONG (1992: 150, tabla 4).

La elasticidad estimada de la demanda ferroviaria respecto al tiempo de viaje en ferrocarril es -1,962. Este resultado queda por encima de los de JONES y NICHOLS (1983:148), cuyas estimaciones más altas se sitúan entre -0,8 y -1,0, y más cerca de las elasticidades de MORRISON y WINSTON (1985:226-233): -1,58 en viajes de ocio y -1,67 en viajes de trabajo. Por último, nuestra elasticidad queda dentro del rango de elasticidades estimadas en los estudios de la línea de alta velocidad París-Bruselas-Colonia/Amsterdam (PBKA), y se aproxima a su media

ponderada: «...a través de todas las relaciones, tomando en consideración el peso relativo de cada una de ellas, aparece una elasticidad aproximada respecto al tiempo de viaje de -2,2» [SAVELBERG y VOGELAAR (1987:108)].<sup>6</sup>

Por fin, la elasticidad estimada de la demanda ferroviaria respecto al tiempo de viaje por carretera es de 2,072. No nos constan antecedentes en la literatura de elasticidades cruzadas entre demanda de ferrocarril y tiempo de viaje por carretera, por lo que no es posible una comparación directa de nuestro resultado. Su elevada magnitud no parece, sin embargo, extraña a los efectos del tiempo de viaje en autobús: MORRISON y WINSTON (1985:226-233) hallan una elasticidad de la demanda de autobús interurbano con respecto al tiempo de viaje en autobús de -2,11 en viajes de ocio y -1,504 en viajes de trabajo (el signo negativo es

---

<sup>6</sup> Las diferencias con otros resultados anteriores pueden residir en el hecho de que nuestra estimación incluye sólo viajes interurbanos de distancias bajas y medias, hasta 400 kms, dentro de las cuales están también comprendidas la mayoría de relaciones analizadas en los estudios PBKA. En cambio, Jones y Nichols incluyen relaciones a distancias mayores. En BEL (1995b) se obtienen elasticidades de la demanda respecto al tiempo de viaje en ferrocarril menores a medida que aumenta la distancia del viaje. En cualquier caso, procede notar que sería posible que las elasticidades temporales estuvieran ligeramente sobrevaloradas, si además del cambio en el tiempo de viaje, estuvieran captando también mejoras en la seguridad, comodidad y fiabilidad de los medios de transporte resultantes de las mejoras en las infraestructuras o en la gestión de los servicios.

coherente con el hecho de que se trate, en este caso, de elasticidades propias). Así, podemos considerar plausible el valor de las elasticidades obtenidas a partir de la estimación de nuestro modelo, elasticidades que usaremos para evaluar el impacto sobre la demanda ferroviaria de las actuaciones previstas en la política de infraestructuras viarias.

#### **4. EL IMPACTO SOBRE LA DEMANDA FERROVIARIA DE LAS AUTOVÍAS PREVISTAS EN LA POLÍTICA DE INFRAESTRUCTURAS**

El Plan Director de Infraestructuras (PDI) 1993-2007 es el eje central de la política de infraestructuras de transporte interurbano en el futuro. En el ámbito de los transportes terrestres, el PDI prevé la creación de 5.320 kms. de nuevas autovías y autopistas. El cuadro A-1, en el anexo, presenta, por corredores y por itinerarios, las actuaciones viarias de gran capacidad más relevantes previstas en el PDI. Las carreteras alternativas a las principales relaciones ferroviarias, en términos de cantidad de viajeros transportados, estaban ya convertidas en vía de gran capacidad al final del I Plan General de Carreteras (PGC), previo al PDI.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> Las relaciones (ciudad-ciudad) Madrid-Zaragoza, Madrid-Barcelona, y Madrid-Alicante eran las únicas que, a principios de los noventa, transportaban más de 200.000 viajeros en cada sentido. Todas cuentan ya con trayecto viario de gran capacidad al final del I PGC. El resto de relaciones ferroviarias cuyo nivel de demanda supera los 100.000 viajeros presenta un grado completo (Madrid-Sevilla y Barcelona-Valencia) o muy avanzado (Madrid-Valencia y Madrid-

Por lo tanto, las actuaciones previstas en el PDI tendrán un efecto cuantitativo sobre la demanda ferroviaria menor del que se ha producido en los últimos años.

Sentada esta observación de carácter general, cabe añadir que pueden esperarse efectos intensos, en términos relativos, de la competencia de la carretera sobre el ferrocarril a partir de las actuaciones del PDI. En el rango de distancias 101-400 kilómetros, en el que se ha mostrado la existencia de un impacto significativo sobre la demanda ferroviaria del tiempo de viaje por carretera, el PDI supondrá la culminación en vía de gran capacidad de algunos trayectos cuya demanda ferroviaria es elevada o media. En el cuadro 2 se dispone una selección de las relaciones con demanda ferroviaria significativa en las cuales el PDI prevé la conversión total de la carretera alternativa en vía de gran capacidad.

---

Málaga) de servicio de autovía.

**Cuadro 2: Selección de trayectos objeto de actuación viaria relevante en el PDI cuya demanda ferroviaria es significativa**

Relación	Estado actual de la infraestructura viaria al final del I PGC	Estado previsto de la infraestructura en el horizonte del PDI
Madrid-Cuenca	N-III: convertida en autovía entre Madrid y Tarancón.	Cierre autovía: construcción tramo Tarancón-Cuenca, 85 km. Extensión total del nuevo trayecto= 167 kms.
Málaga-Córdoba	N-IV (cercanías Córdoba) convertida en autovía. N-331: autovía entre Antequera y Málaga.	Cierre autovía: construcción tramo Córdoba (intersec. N-IV/ N-331)-Antequera, 110 kms. Extensión trayecto=187 kms.
Madrid-León	N-VI: Autovía (autopista) Madrid-Benavente. N-630 entre Benavente y León convencional.	Cierre con autopista peaje: construcción tramo Benavente -León de 70 kms. Extensión total nuevo trayecto= 333 kms.
Madrid-Valencia	N-III: 352 kms. Autovía excepto tramo Honrubia (Cu)- Caudete (V), de 90 kms. aprox.	Cierre autovía: construcción tramo Atalaya (Cu) - Caudete, de 95 kms. Extensión total del nuevo trayecto= 361 kms.
Madrid-Murcia	N-301: 401 km. Convertida en autovía entre Madrid y Albacete, y en las cercanías de Murcia.	Cierre autovía: construcción del tramo Albacete-Murcia de 145 kms. Extensión total del nuevo trayecto= 401 kms.

Fuente: Elaboración propia a partir de MOPTMA (1994) y Mapa Oficial de Carreteras MOPT (27ª ed.)

A partir de la información contenida en el cuadro 2 podemos estimar el cambio en el tiempo de viaje por carretera ( $T_c$ ) de un autobús de viajeros entre las ciudades seleccionadas, mediante el procedimiento descrito más arriba, en la sección 2 -apartado 2- de este trabajo. El cuadro 3 presenta los cambios en el tiempo de viaje por carretera estimados mediante el procedimiento descrito.<sup>8</sup>

Sobre la base de la estimación de los tiempos de viaje por carretera ( $T_c$ ) al final del I PGC y en el horizonte final del PDI podemos evaluar el impacto de los cambios en el  $T_c$  sobre la demanda ferroviaria (columna 4). La observación más destacable es la de que cambios relativamente pequeños del  $T_c$  causarían, eventualmente, una reducción acusada de la demanda ferroviaria, en coherencia

---

<sup>8</sup> En el caso de trayectos en los que la estación de origen/destino está situada fuera del centro urbano y en la misma vía por la que discurre el servicio la estimación puede sobrevalorar ligeramente el tiempo de viaje efectivo. DODGSON y GONZÁLEZ SAVIGNAT (1994:10) reportan un tiempo de viaje en autobús en la relación Madrid-Valencia de 4h.30', inferior en 7 minutos a nuestra estimación, que se presenta en el cuadro 3. Sin embargo, dada la escasa entidad de la eventual sobrevaloración y el hecho de que la misma se produzca tanto para el momento actual como para el horizonte PDI, podemos considerar que no afecta de manera relevante a la estimación del cambio de tiempo en viaje.

con la alta elasticidad demanda/tiempo obtenida.

**Cuadro 3: Estimación del tiempo de viaje por carretera en las rutas seleccionadas. Cambio en el tiempo de viaje por carretera e impacto sobre la demanda ferroviaria.**

Relación	(1): TVC al final del I PGC	(2): TVC horizonte PDI	(3)=(2)/(1): $-T_c$ /: $T_c$ actual respecto PDI	(4): Impacto $-T_c$ sobre demanda ferroviaria		
				efecto puntual	intervalo de confianza 95%	
Madrid-Cuenca	2h. 19'	2h. 04'	0,89	- 21 %	- 12 %	- 30 %
Málaga-Córdoba	2h. 39'	2h. 19'	0,87	- 25 %	- 14%	- 35 %
Madrid-León	4h. 19'	4h. 04'	0,94	- 12 %	- 6 %	- 17 %
Madrid-Valencia	4h. 37'	4h. 27'	0,96	- 8 %	- 4 %	- 12 %
Madrid-Murcia	5h. 23'	4h. 57'	0,92	- 16 %	- 9 %	- 23 %

Nota: .- TVC= Tiempo de viaje por carretera.

.- La estimación del impacto de los cambios en el tiempo de viaje por carretera sobre la demanda ferroviaria se ha realizado a partir de los resultados de la estimación de la ecuación restringida.

Fuente: Elaboración propia

-¡Error! Marcador no definido.-

La reducción estimada de la demanda ferroviaria presentada en la columna 4 del cuadro 3 es, por supuesto, una aproximación fragmentaria a los efectos globales de las actuaciones infraestructurales previstas en el PDI sobre la demanda ferroviaria, en la medida en que atendemos únicamente a los cambios en el tiempo de viaje por carretera. El tiempo de viaje en ferrocarril en algunas relaciones experimentará cambios, de acuerdo con la previsiones del PDI.<sup>9</sup> Asimismo, cambios en la política tarifaria tanto en el ferrocarril como en la carretera, y en particular, la disminución de la intervención administrativa en materia de tarifas de los servicios de autobús interurbano y en materia de liberalización en la oferta de estos servicios, pueden ejercer influencia sobre la demanda ferroviaria. No obstante, estos aspectos de la política de transporte escapan del ámbito del PDI, cuyas previsiones en infraestructuras viarias constituyen el objeto de nuestra evaluación.

## **5. CONCLUSIONES**

---

<sup>9</sup> En algunas relaciones, como la Madrid-Cuenca, no son de prever cambios relevantes en el tiempo de viaje por ferrocarril, dada la ausencia de previsiones de actuación significativa en infraestructura ferroviaria. En cambio, la reducción del tiempo de viaje será muy acusada en la relación Madrid-Valencia, en la que se prevé la implantación de infraestructura de alta velocidad ferroviaria en todo el recorrido (MOPTMA, 1994:148).

En este trabajo hemos presentado y estimado un modelo que permite obtener elasticidades útiles para evaluar algunos efectos intermodales de las actuaciones en infraestructuras viarias previstas en el Plan Director de Infraestructuras. A continuación, a partir de las elasticidades obtenidas, se han diagnosticado los efectos de los cambios previstos sobre la demanda de ferrocarril. En algunas relaciones ferroviarias de significación cuantitativa apreciable, las actuaciones viarias producirán cambios en el tiempo de viaje por la carretera alternativa. Estos cambios, aunque en ocasiones sean relativamente pequeños, pueden provocar una reducción acusada de la demanda ferroviaria.

En la medida en que el PDI prevé también la modernización de algunas infraestructuras ferroviarias, el impacto total de las actuaciones en infraestructuras de transporte terrestre puede matizar el diagnóstico que hemos efectuado para alguna de las relaciones estudiadas. Pero, en cualquier caso, es posible adelantar ya que en aquellas relaciones de tráfico en las que está prevista una actuación significativa en carretera y, en cambio, no se prevén actuaciones en infraestructura ferroviaria, se deteriorará la competitividad intermodal del ferrocarril interurbano.

El deterioro de la competitividad relativa del ferrocarril, con la consiguiente pérdida de viajeros efectivos o potenciales en favor de la carretera, presenta riesgos especiales para la cuenta de explotación de la compañía ferroviaria, puesto que el ferrocarril interurbano se caracteriza por una estructura de costes marginales decrecientes respecto a la densidad de viajeros. De hecho, el deterioro de la cuenta de explotación de RENFE en los años finales de los ochenta e

iniciales de los noventa no parece ajena a los efectos de la competencia intermodal ejercida por la carretera, a raíz de la entrada en servicio de las principales autovías realizadas en el marco del Plan General de Carreteras. Por lo tanto, sería conveniente que RENFE adopte medidas de gestión que anticipen la reducción de la demanda de servicios ferroviarios, con el objetivo de minimizar las pérdidas económicas que tal reducción puede provocar.

## **BIBLIOGRAFÍA**

ASHLEY, D. J. (1987), "Forecasting passenger travel demand-international aspects", *Transportation*, vol. 14, pg. 147-157.

BEL, G. (1994), "Efectos imprevistos de la política de transporte" *Revista de Economía Aplicada*, vol. II, nº 6, pg. 105-127.

BEL, G. (1995a), "Intermodal competition on inter-urban rail", *International Journal of Transport Economics*, vol. XXII, pg. 181-198.

BEL, G. (1995b), *Changes in travel time across modes and its impact on the demand for interurban rail travel*, Documento de Trabajo 05/95, Grupo de Investigación de Calidad "Análisis y Evaluación de Políticas Públicas", Universitat de Barcelona.

DE RUS, G. y V. INGLADA (1994), "Análisis coste-beneficio del tren de alta velocidad en España", *Revista de Economía Aplicada*, vol.I, nº3, pg. 27-48.

DODGSON, J. y M. GONZÁLEZ SAVIGNAT (1994), *A cost-benefit analysis framework for spanish railway services*, Documento de Trabajo 94-11, FEDEA, Madrid.

FOWKES, A. S., NASH, C. y A. E. WITHEING (1985), "Understanding Trends in Inter-City Rail Traffic in Great Britain", *Transportation Planning and Technology*, vol. 10, pg. 65-80.

GOODNIGHT, J. y T. D. WALLACE (1972), "Operational Techniques and Tables for Making Weak MSE Tests for Restrictions in Regressions", *Econometrica*,

vol. 40 (4), pg. 699-709.

INGLADA, V. (1992), "Intermodalidad y elasticidades precio en el transporte interurbano de viajeros", *TTC. Transporte y Comunicaciones*, nº 54, pg. 3-14.

JONES, I. S. y A. J. NICHOLS (1983), "The Demand for Inter-City Travel in the United Kingdom", *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. XVII, pg. 133-153.

MCGEEHAN, H. (1984), "Forecasting the Demand for Inter-urban Railway Travel in the Republic of Ireland", *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. XVIII, pg. 275-291.

MCKENZIE, R. P. y P. B. GOODWIN (1986), "Dynamic estimation of public transport demand elasticities: some new evidence", *Traffic Engineering + Control*, vol. 27, pg. 58-63.

MOPT (1992), *Los Transportes y las Comunicaciones 1991*. Madrid: MOPT, 1992.

MOPTMA (1994), *Plan Director de Infraestructuras 1993-2007 (2ª edición)*. Madrid: MOPTMA, 1994.

MORRISON, S. A. y C. WINSTON (1985), "An Econometric Analysis of the Demand for Intercity Passenger Transportation", *Research in Transport Economics*, vol. 2, pg. 213-237.

OUM, T. H. y D. W. GILLEN (1983), "The structure of intercity travel demands in Canada: theory, tests and empirical results", *Transportation Research*, vol.

17 B, pg. 175-191.

OUM, T. H., WATERS II, W. G. y J. S. YONG (1992), "Concepts of Price Elasticities of Transport Demand and Recent Empirical Estimates: An Interpretative Survey", *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. XXVI, pg. 139-169 [publicado conjuntamente con Goodwin, P. B., "A Review of New Demand Elasticities with Special Reference to Short and Long Run Effects of Price Changes"]

OWEN, A. D. y G. D. PHILLIPS (1987), "The Characteristics of Railway Passenger Demand. An Econometric Investigation", *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. XXI, pg. 231-253.

PRESTON, J. y C. NASH (1994), *European railway comparisons and the future of RENFE*. Documento de Trabajo 94-09, FEDEA, Madrid.

RICKARD, J. M. (1988), "Factors Influencing Long-Distance Rail Passenger Trip Rates in Great Britain", *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. XXII, pg. 209-233.

SAVELBERG, F. y H. VOGELAAR (1987), "Determinants of a northern high-speed railway", *Transportation*, vol. 14, pg. 97-111.

SOLIMAN, A.H., GADI, A.M. y D. A. WYATT (1991), "Interprovincial Rail/Track Competition in the 1990s", *Transportation Planning and Technology*, vol. 16, pg. 105-115.

TORO-VIZCARRONDO, C. y T. D. WALLACE (1968), "A Test of the Mean Square

- Error for Restrictions in Linear Regression", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 63, pg. 558-672.
- VÁZQUEZ, P. (1985), "Un Estudio Limitado Sobre Elasticidades de Demanda al Precio en el Transporte Interurbano", *TTC. Transporte, Turismo y Comunicaciones*, nº 15, pg. 21-33.
- WALLACE, T. D. (1972), "Weaker Criteria and Tests for Linear Restrictions in Regression", *Econometrica*, vol. 40 (4), pg. 689-698.
- WALLACE, T. D. y C. TORO-VIZCARRONDO (1969), "Tables for the Mean Square Error Test for Exact Linear Restrictions in Regression", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 64, pg. 1649-1663.
- WARDMAN, M. (1994), "Forecasting the Impact of Service Quality Changes on the Demand for Inter-urban Rail Travel", *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. XXVIII, pg. 287-306.
- WINSTON, C. (1985), "Conceptual Developments in the Economics of Transportation: An Interpretive Survey", *Journal of Economic Literature*, vol. 23, pg. 57-94.

## ANEXO

**Cuadro A-1: PDI. ACTUACIONES (CONVERSIÓN EN AUTOVÍA-AUTOPISTA)  
PREVISTAS PARA SERVICIO INTERURBANO (trayecto > 50 kms.)**

CORREDOR	TRAYECTO	Kms
Radial Norte	Madrid-Soria-Tudela (P)	280
	N-611: Palencia-Torrelavega	173
Radial Noreste	N-330/240: Zaragoza-Huesca-Lleida	188
	N-330/234: Zaragoza-Teruel-Sagunto	300
Radial Este	N-III: Atalaya-Caudete	95
	N-301: Albacete-Murcia	145
Radial Sur	N-323: Bailén-Granada-Motril	198
	N-331: Córdoba-Antequera	110
Radial Noroeste	N-VI: Benavente-La Coruña	338
	N-120/525: Benavente-Porriño	329
	Benavente-León (P)	70
Transversal Mediterráneo	N-II/340: Jonquera-Barcelona-Valencia	511
	N-332: Alicante-Cartagena	106
	N-340: Rincón de la Victoria-Adra	155
	Málaga-Algeciras (P)	135
	N-340 (C-440): Cádiz-Algeciras	108
	N-431: Huelva-Ayamonte	65

Transversal Cantábrico	N-632: Solares-Marcenado-Gijón	223
	N-632/634/VI: Avilés-Ribadeo-Baamonde	220
Ruta de la Plata	N-630: Benavente-Cáceres-Sevilla	559
Conexión R.Sur-R.Este	N420 (Puertollano)- N430(Ciudad Real)-N-IV (Manzanares)-N-III (Atalaya)	208
Con. R.Oeste-R.Sur-R.Este	NV(Maqueda)-Toledo-NIV(Ocaña)-NIII(Tarancón)-Cuenca	129
Con. R.Norte-R.Noroeste	N-620 (Palencia)-N-630 (Benavente)	104
Francia-Portugal	N-620: Tordesillas-Salamanca-Fuentes de Oñoro	202

Nota: En algunos casos, las distancias son aproximadas: los tramos de nueva construcción pueden variar la distancia en las vías actuales. (P) indica que la vía será de peaje.

Fuente: Elaboración propia a partir de la información contenida en MOPTMA (1994:134-142)