

**DEMANDA DE TRÁFICO TELEFÓNICO
INTERNACIONAL EN ESPAÑA 1985-1989:
UN ESTUDIO ECONOMETRICO
CON DATOS DE PANEL PROVINCIALES.***

por

Teresa Garín Muñoz**

DOCUMENTO DE TRABAJO 94-07

Junio 1994

* Este trabajo forma parte de un conjunto de estudios coordinados por FEDEA y ha contado con la ayuda del "Fondo del Banco de España para la financiación de estudios sobre Regulación de los Servicios en España". La autora agradece la colaboración de Telefónica de España y los comentarios y sugerencias de José M. Labeaga, Teodosio Pérez y Lester D. Taylor. Todos los errores son responsabilidad exclusiva de la autora.

** Departamento de Análisis Económico. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Educación a Distancia.

Resumen

El objetivo de este trabajo es la modelización de la demanda del tráfico telefónico internacional de salida en España durante el período 1985-1989. En primer lugar, se plantea un modelo teórico teniendo en cuenta las características especiales de este tipo de servicio telefónico. Seguidamente se estiman ecuaciones del gasto por línea así como del número de conferencias internacionales por línea.

Se utilizan los datos correspondientes a las 50 provincias españolas durante el período 1985-1989. Las estimaciones se llevan a cabo utilizando las técnicas apropiadas de datos de panel. Las ecuaciones seleccionadas como favoritas (una para el gasto por línea en tráfico internacional y otra para el número de conferencias por línea) son sometidas a una batería de diagnósticos. Entre los resultados obtenidos cabe mencionar que este tipo de tráfico, tanto si se mide por el volumen de gasto por línea que genera como si se mide por el número de conferencias por línea, presenta unas elasticidades renta y precios bastante elevadas. Asimismo, se concluye que las variaciones de precios y renta afectan no sólo al número de llamadas sino a la duración media de las mismas.

Asimismo, se evalúan los efectos sobre el bienestar social de un reajuste tarifario consistente en aproximar los precios de los diferentes tipos de tráfico a sus costes.

1. INTRODUCCION

El objetivo de este trabajo es la modelización de la demanda de tráfico telefónico internacional de salida en España utilizando los datos provinciales del período 1985-1989.

La importancia del estudio del tráfico telefónico internacional se refleja en que representa un porcentaje importante y cada vez mayor del total de tráfico telefónico en España. El tráfico internacional pasa de representar un 15,9% del volumen de tráfico total (medido en pasos de contador) en 1985 a un 18,4% en 1989. Estos porcentajes son medias nacionales y distan de ser representativos de la composición del tráfico en las diversas provincias que se presenta en el Cuadro 1 del Apéndice. En dicho cuadro se observa cómo para algunas provincias (las más turísticas así como Madrid y Barcelona) el componente de tráfico internacional es importante dentro de su volumen global de tráfico. En el otro extremo, hay un amplio grupo de provincias en las cuales el componente de tráfico internacional es muy pequeño (provincias del interior con menor nivel de desarrollo).

El hecho de que se estudie el tráfico internacional separándolo del resto del tráfico telefónico puede justificarse por las siguientes razones. En primer lugar, tanto los individuos que demandan tráfico internacional como los motivos por los que lo demandan suelen ser distintos que para el caso del tráfico nacional. Los demandantes de este tipo de servicio son, en su mayor parte, empresas y algunos particulares con unas características específicas: turistas extranjeros, personas extranjeras residentes en España, personas de renta alta, etc. En segundo lugar, las tarifas de este tipo de tráfico telefónico son más elevadas que las tarifas del tráfico nacional. Por este motivo, es de esperar que tanto la elasticidad precio como la

elasticidad renta que se estimen sean mayores en valor absoluto que las del tráfico nacional¹. Por último, existen una serie de factores específicos que afectan al tráfico internacional, como la afinidad lingüística entre países, las relaciones económicas internacionales, la ventana de comunicaciones (número de horas del día que coincide el horario comercial de ambos países) y la emigración.

A nivel provincial se dispone de dos medidas alternativas del tráfico telefónico internacional de salida: número de pasos de contador y número de conferencias. Los pasos de contador tal y como aparecen recogidos en el panel provincial de Telefónica son heterogéneos a través del tiempo y para hacer posible su utilización se han convertido en gasto, multiplicándolos por el precio del paso en cada momento. Así se obtiene el gasto en tráfico telefónico internacional en cada año. Como variables dependientes utilizaremos alternativamente el gasto por línea y el número de conferencias por línea. Planteamos un modelo teórico que sugiere cuáles son los principales factores determinantes del tráfico telefónico internacional (medido por el volumen de gasto o por el número de conferencias) y a continuación estimamos la incidencia de cada uno de ellos con los datos del panel provincial para el período 1985-1989.

Se utilizan técnicas de datos de panel que permiten estudiar si las características no observables de cada provincia inciden significativamente a la hora de explicar el volumen de tráfico telefónico internacional que se genera desde cada una de ellas y se estiman las elasticidades a las diferentes variables explicativas. Las elasticidades estimadas pueden ser utilizadas para analizar los efectos de los cambios

¹Las elasticidades precio y renta del tráfico telefónico nacional calculadas a partir de los datos del panel provincial de Telefónica de Garín (1994) son las siguientes:
Elasticidad precio de la cantidad = -0.13
Elasticidad renta de la cantidad = 0.46

de tarifas sobre: a) el volumen de tráfico, b) los ingresos que dicho tráfico genera y, c) el nivel de bienestar social.

En el epígrafe 2 se presenta el modelo teórico. En el epígrafe 3, se detallan las fuentes de los datos y se hace un breve análisis de los mismos. En el 4 se lleva a cabo la modelización econométrica del gasto por línea en tráfico internacional. El epígrafe 5 recoge los modelos del número de conferencias por línea. En el epígrafe 6, se ponen en relación los resultados obtenidos en este trabajo con los de otros trabajos empíricos y se lleva a cabo un ejercicio de simulación en el que se evalúan los efectos sobre el bienestar social de un reajuste tarifario en la línea del que previsiblemente tendrá lugar para afrontar la competencia en este mercado. Por último, se presentan las conclusiones.

2. MARCO TEORICO

Para llevar a cabo la modelización de la demanda de un bien es necesario conocer sus características específicas así como las de sus potenciales demandantes. En el caso de la demanda de tráfico telefónico puede ser generada por tres tipos de abonados: particulares, empresas y teléfonos públicos.

El estudio de la demanda telefónica efectuada por los particulares dió lugar a una serie de artículos publicados en el Bell Journal of Economics and Management Science durante la década de los setenta. Este grupo de artículos está

constituido fundamentalmente por los trabajos de Artle y Averous (1973), Von Rabenau y Stahl (1974), Squire (1973), Rohlfs (1974) y Littlechild (1975)².

De los artículos antes citados se pueden extraer una serie de principios básicos a tener en cuenta a la hora de construir una teoría de la demanda telefónica particular:

1. El punto de partida de la modelización de la demanda telefónica es la distinción entre la demanda de acceso al sistema y el uso del sistema una vez que se ha accedido a él. Corresponde a Squire (1973) la distinción entre ambos tipos de demanda. El autor relaciona demanda de acceso y demanda de uso en un contexto de excedente del consumidor. Encuentra una causalidad uso-acceso en el sentido de que el acceso sólo se llevará a cabo si el beneficio que se espera obtener por el uso es mayor o igual que el precio que se debe pagar por el acceso. Por otro lado, está clara la causalidad acceso-uso, ya que sólo es posible el uso si el individuo ha sido conectado previamente al sistema.
2. La demanda de acceso presenta externalidades de acceso y de uso mientras que la demanda de uso sólo presenta externalidades de uso. La presencia de estas externalidades significa que, contrariamente a lo que de ordinario se supone en la teoría de la demanda, las preferencias de los consumidores son interdependientes. Estas externalidades confieren al sistema telefónico su carácter de bien público. Todos los autores citados destacan la naturaleza de bien público del sistema telefónico.

Por externalidad de acceso se entiende la producida cuando un nuevo individuo se conecta al sistema. Esta nueva conexión genera un beneficio

²Una discusión más amplia de los artículos citados en esta sección se encuentra en Garín (1992).

para los abonados ya existentes que ahora tienen la posibilidad de conectar con un teléfono más y sin embargo no pagan por ello. La externalidad de uso se refiere a que cuando se completa una llamada hay una segunda persona (el receptor) que se beneficia por ello y no paga nada a cambio. Los dos tipos de externalidades se suelen aproximar por el tamaño del sistema.

3. Otro importante componente de la demanda telefónica es la demanda de opción. Pone de manifiesto el hecho de que algunos individuos acceden al sistema telefónico por si les hiciera falta usarlo ante alguna eventualidad.
4. La literatura teórica también pone de manifiesto el coste del tiempo como un coste adicional del uso del teléfono.

El modelo de demanda telefónica de los particulares es elaborado con detalle por Taylor (1980, 1994). El autor comienza el análisis considerando que la cesta de consumo de un individuo consta de dos bienes: llamadas telefónicas (z) y un bien compuesto (c) que representa todos los demás bienes y servicios. Denota por x el número de abonados al sistema y define una variable ficticia δ tal que toma el valor 1 si el consumidor está suscrito al sistema y 0 en caso contrario.

Supone que la función de utilidad del consumidor tiene como argumentos el consumo telefónico (z), el consumo no telefónico (c) y el número de abonados al sistema (x).

$$U = U(\delta z, c, \delta x) \quad U_1, U_2 \geq 0, \quad U_3 > 0 \quad (1)$$

La restricción presupuestaria se puede expresar como:

$$\delta (p_x + p_z z) + p_c c = y \quad (2)$$

donde p_x es el precio del acceso al sistema telefónico, p_z es el precio de una llamada, p_c es el precio del bien compuesto e y es la renta del consumidor.

Para la obtención de las funciones de demanda de acceso y de uso utiliza un procedimiento en dos etapas. En la primera etapa calcula los beneficios derivados del uso del sistema telefónico por un individuo suponiendo que ha accedido al sistema. En la segunda etapa, compara los beneficios netos con el coste del acceso para determinar si el individuo decide acceder o no al sistema.

En la primera etapa se supone $\delta = 1$ y se maximiza con respecto a c y z el lagrangiano

$$L = U(c, z, x) - \lambda [p_z z + p_c c - y + p_x] \quad (3)$$

Las condiciones de primer orden serían:

$$p_z z + p_c c = y - p_x \quad (4)$$

$$\partial L / \partial z = U_z - \lambda p_z = 0 \quad (5)$$

$$\partial L / \partial c = U_c - \lambda p_c = 0 \quad (6)$$

De las ecuaciones (4), (5) y (6) se obtienen las funciones de demanda de llamadas (z) y de los bienes de consumo no telefónico (c):

$$z = z(p_z, p_c, x, y-p_x) \quad (7)$$

$$c = c(p_z, p_c, x, y-p_x) \quad (8)$$

Estas funciones de demanda se diferencian de las funciones de demanda convencionales en dos aspectos: (1) la restricción presupuestaria es $y-p_x$, en vez de y , lo que refleja que la demanda de uso es condicional a haber pagado previamente el acceso, y (2) las funciones de demanda dependen del número de abonados, lo cual refleja las externalidades de acceso y de uso.

Los beneficios netos del consumidor por el uso del sistema telefónico se obtienen evaluando el excedente del consumidor generado por el uso del sistema telefónico. Llamando $p_z = g(z, p_c, x, y-p_x)$ a la función inversa de demanda de llamadas, el excedente (S) por hacer z llamadas será

$$S = \int_0^z g(b, p_c, x, y-p_x) db - p_z z \quad (9)$$

En la segunda etapa, se comparan estos beneficios netos con el coste del acceso al sistema. Si el beneficio neto supera al coste del acceso (p_x) el individuo accederá al sistema ($\delta=1$). En caso contrario ($S < p_x$), no accederá ($\delta=0$). Si en esta segunda etapa se obtiene $\delta=1$, las demandas de z y c vendrán dadas por las expresiones (7) y (8). Si el resultado final es $\delta=0$, entonces la demanda de llamadas es nula ($z=0$) y la demanda de otros bienes es $c = y/p_c$.

El siguiente paso consiste en extender el análisis precedente al conjunto de abonados particulares teniendo en cuenta que dentro del grupo de abonados

particulares existe un subgrupo, los residentes extranjeros en el país, que por sus características peculiares tienen una mayor propensión a generar tráfico internacional. Así pues, la función de demanda de llamadas por parte de los abonados particulares será:

$$Z = Z(p_z, p_c, p_x, x, Y, RES) \quad (10)$$

donde Z es el número total de llamadas, Y es un indicador de la capacidad adquisitiva de los consumidores y RES , el número de extranjeros que tienen su residencia habitual en el país.

Desde el punto de vista teórico la demanda de tráfico telefónico de las empresas ha recibido menos atención que la demanda de los particulares, a pesar de que en la mayoría de los países genera un volumen de tráfico mayor que el de los particulares.

Para elaborar un modelo de demanda de tráfico telefónico de las empresas hay que considerar que los motivos por los que demandan estos servicios las empresas son distintos a los motivos que inducen a demandar tráfico telefónico a los particulares. En concreto, la demanda de servicios telefónicos por una empresa es la demanda de un input de producción, mientras para un particular es la demanda de un bien de consumo.

Partimos de una función de producción que sintetiza la organización y tecnología de la empresa

$$f(t, x, q, Y) = 0 \quad (11)$$

donde t es el número de líneas instaladas en la empresa, x es el número total de líneas del sistema telefónico, q es un vector $I \times 1$ de cantidades de servicios telefónicos en un determinado período de tiempo e y es un vector $J \times 1$ de factores y productos de la empresa.

Para elegir la cantidad óptima de servicios telefónicos, la empresa toma como dados el número de líneas instaladas así como la función de producción. Bajo condiciones generales, el problema de optimización al que se enfrenta la empresa se puede resolver y las funciones de demanda de servicios telefónicos serán:

$$q_i = q_i(t, x, p, \pi, y) \quad i = 1, \dots, I. \quad (12)$$

donde p es el vector de precios de dimensión $1 \times J$ asociados con el vector y , $J \times 1$, de factores y productos, y π es el vector $1 \times I$ de precios de los servicios telefónicos.

Si identificamos por el subíndice j al tráfico telefónico internacional, su demanda será:

$$q_j = q_j(t, x, p, \pi, y) \quad (13)$$

La demanda de tráfico telefónico presenta gran variabilidad entre empresas en función de las diferentes estructuras productivas, y esto requiere, cuando sea posible, desagregar el estudio de la demanda telefónica por diferentes sectores de actividad; ver Curien y Gensollen (1989) y Taylor (1994). En el caso de que no sea posible la desagregación, la ecuación (13) sugiere que la demanda agregada de tráfico internacional por parte de las empresas sea representada por:

$$Q_j = Q_j(T, x, p, \pi, Y) \quad (14)$$

donde T es el número total de líneas en servicio en el sector empresarial e Y es una medida del producto agregado del sector empresarial.

La demanda de tráfico telefónico generado desde los teléfonos públicos es la que menos atención ha recibido tanto desde el punto de vista teórico como en la literatura empírica. Se podría pensar que la demanda de tráfico telefónico internacional efectuada desde los teléfonos públicos es generada, normalmente, por particulares que pueden tener su residencia habitual en la zona en que se origina la llamada o residir habitualmente fuera de ella. A este segundo tipo de potenciales demandantes los catalogamos como turistas y habría que tenerlos en cuenta a la hora de modelizar el tráfico telefónico. Concretamente, y como lo que se intenta modelizar es la demanda de tráfico internacional, hay que pensar que son los turistas extranjeros los que tienen una mayor propensión a generar tráfico telefónico internacional desde los teléfonos públicos.

Finalmente, y dado que los datos que se utilizan en este trabajo no permiten desagregar el tráfico en función del tipo de cliente que lo genera, se sugiere una ecuación de demanda agregada que recoge los principales factores que lo determinan:

$$H = H(\pi, p_c, x, Y, TUREX, RES) \quad (15)$$

donde π es un vector de precios de los servicios telefónicos, p_c es el índice de precios de consumo, x es el tamaño del sistema telefónico, Y es el nivel de renta que puede servir como medida de la capacidad adquisitiva de los abonados particulares y como indicador del nivel de actividad económica de las empresas, $TUREX$ es el número de turistas extranjeros y RES el número de residentes extranjeros.

Estos resultados sugieren los factores que podrían incidir en la demanda de tráfico telefónico internacional de salida; el siguiente paso sería cuantificar la influencia de cada uno de ellos.

3. LOS DATOS PROVINCIALES ESPAÑOLES

En este trabajo se utilizan los datos anuales correspondientes a las 50 provincias españolas durante el período 1985-1989. Se dispone, por tanto, de una muestra de 250 observaciones. Los datos utilizados se pueden clasificar en dos grupos: telefónicos y socio-económicos.

3.1. Datos telefónicos y sus fuentes

Los datos telefónicos que se utilizan son los siguientes:

- a) el número de líneas facturables de cada provincia.
- b) el número de pasos de contador que anualmente se generan en cada provincia.
- c) el número de conferencias internacionales que salen anualmente de cada provincia.
- d) dos índices de precios alternativos, uno elaborado por Telefónica y otro de elaboración propia.

Los datos de líneas proceden de Telefónica (1991) y los que se refieren al volumen de tráfico internacional son los elaborados por el Departamento de Contabilidad de la propia compañía.

Los datos en b) y c) representan dos formas alternativas de medir el volumen de tráfico telefónico internacional. En el caso de b) hay que decir que se trata de pasos de contador no homogéneos. Los pasos de contador son una unidad física de medida y durante este período dicha unidad de medida se modificó, por lo cual el número de pasos contabilizados en los diferentes años no son comparables. Por este motivo, en el presente trabajo se opta por modelizar el gasto generado por el tráfico internacional que se calcula multiplicando el número de pasos por su precio en cada período. Un estudio reciente en el que se utiliza el gasto real como variable dependiente es Appelbe et al. (1992). Por otro lado, la forma en que se mide el volumen de tráfico internacional en c) es insatisfactoria en el sentido de que se desconocen las características de esas conferencias: duración, distancia, destino, etc. Sin embargo, la comparación entre las elasticidades estimadas al usar como variable dependiente el gasto por línea y el número de conferencias por línea podría permitir aproximar la elasticidad precio de la duración.

A continuación, se presenta una descripción de los datos de líneas y tráfico que permitan tener una idea de los valores de las principales magnitudes y de su distribución provincial.

3.1.1. Número de líneas

A nivel nacional el número de líneas facturables crece un 23.6% entre los años 1985 y 1989. Este crecimiento es bastante heterogéneo entre provincias y aparece recogido en el Cuadro 2 del Apéndice. Así, por ejemplo, la provincia que experimenta un mayor porcentaje de aumento del número de líneas es Cuenca con un 53.5% mientras que la provincia de Vizcaya ocupa el último lugar con una tasa de crecimiento del 14.01%.

Para tener una idea de la distribución espacial del total de líneas telefónicas facturables en el Cuadro 3 del Apéndice se presentan los porcentajes de participación de cada Comunidad Autónoma y de cada provincia en el total nacional. En dicho cuadro se detecta un desigual reparto del número de líneas entre provincias de modo que entre tan sólo seis provincias tienen prácticamente el 50% de líneas del país. Esas provincias son: Madrid, Barcelona, Valencia, Vizcaya, Alicante y Sevilla.

3.1.2. Volumen de tráfico telefónico internacional

Durante el período 1985-1989 el número de conferencias internacionales creció un 84.9% y el gasto real en tráfico internacional experimentó un incremento del 54%. El menor porcentaje de crecimiento del gasto real con respecto al número de conferencias se podría explicar porque las tarifas telefónicas internacionales sufrieron un descenso en términos reales durante este período de alrededor de un 20%.

Es importante señalar la gran concentración del gasto en tráfico internacional que se pone de relieve en el Cuadro 4 del Apéndice donde figuran las provincias ordenadas de mayor a menor gasto en el año 1989. A la vista de dicho cuadro se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- 1.- El tráfico internacional se reparte de forma desigual entre provincias. Entre Madrid y Barcelona acaparan el 43% del total de tráfico internacional del país. Estas fuertes discrepancias entre provincias las tratamos de aprovechar utilizando datos provinciales, ya que trabajando a nivel del país en su conjunto estaríamos agregando realidades muy heterogéneas.

- 2.- Las provincias con fuerte volumen de turistas extranjeros ocupan los primeros lugares. Esto sugiere la conveniencia de utilizar el volumen de turismo extranjero (*TUREX*) como variable explicativa del tráfico internacional.

Los datos de volumen de tráfico telefónico tienen una limitación importante y es su elevado nivel de agregación. Estos datos no permiten separar el tráfico por tipos de abonados (particulares, empresas y teléfonos públicos) ni por países de destino.

3.1.3. Tarifas del tráfico telefónico internacional

Durante el período objeto de estudio, los precios del tráfico internacional, exceptuando el primer año, siempre crecen por debajo del IPC y lo que es más, durante el año 1988 se observa un descenso de los precios nominales.

3.2. Datos socio-económicos y sus fuentes

Los datos socio-económicos que se utilizan en este trabajo se refieren a:

- a) Valor Añadido Bruto al coste de los factores de cada provincia. Al ser una medida del nivel de actividad económica de cada provincia, resulta un determinante de la demanda de tráfico internacional cuando se considera como un factor de producción en el proceso productivo de algunas empresas y por otra parte es un indicador de la capacidad económica de los abonados particulares de esa provincia.

- b) Número de pernoctaciones en instalaciones hoteleras de los turistas extranjeros en cada provincia. Es esta una forma de medir el volumen de turismo extranjero que recibe cada provincia. Esta medida tiene el problema de que excluye otro tipo de turistas que optan por un modo de alojamiento diferente (camping, por ejemplo) pero, sin embargo, se espera que sean los que generan un menor volumen de tráfico.
- c) Número de residentes extranjeros en cada provincia.
- d) Número de emigrantes de cada provincia hacia el extranjero.
- e) IPC provincial.

Los datos de Valor Añadido Bruto proceden de INE (1992). También el IPC provincial procede de las series del INE. La fuente de los datos de número de residentes, número de turistas y número de emigrantes es INE (1989).

4 MODELO ECONOMETRICO DEL GASTO REAL EN TRAFICO INTERNACIONAL POR LINEA

4.1. Estimaciones

Se especifican ecuaciones de demanda partiendo de los resultados teóricos presentados anteriormente. Las estimaciones se llevan a cabo utilizando técnicas de datos de panel con el programa DPD de Arellano y Bond (1988)³.

³ DPD es un programa escrito en Gauss para la estimación de modelos dinámicos con datos de panel. Permite obtener un buen número de estimadores, incluyendo el método generalizado de momentos (GMM), así como los más familiares de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), intragrupos y procedimientos con variables instrumentales. Calcula desviaciones típicas y t-ratios robustos a heteroscedasticidad. Computa automáticamente los contrastes de correlación serial y de validez de instrumentos.

Partiendo de la ecuación (15) y utilizando como medida del tráfico internacional el volumen de gasto real que genera (*GRINT*) obtenemos la siguiente ecuación:

$$GRINT = g(LINT, PINT, VAB, TUREX, RES) \quad (16)$$

donde *LINT* es el número de líneas telefónicas que ocupa el lugar de *x* en la ecuación (15), *PINT* es el precio del tráfico telefónico internacional en términos reales que sustituye a p_z en la misma ecuación, *VAB* es una medida del nivel de actividad económica en términos reales que aproximaría la *Y* de la ecuación (15), y *TUREX* y *RES* ya han sido definidos anteriormente. El precio de los bienes no telefónicos (p_c) se ha utilizado como deflactor y por tanto aunque no figure explícitamente está incorporado en la ecuación (16).

Partiendo de la ecuación (16) se plantea un modelo doble-logarítmico en el que los coeficientes se interpretan directamente como elasticidades y donde se ha impuesto la restricción, contrastada previamente, de que la elasticidad a las líneas es unitaria:

$$\ln GRINT_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln PINT_{it} + \beta_2 \ln VAB_{it} + \beta_3 \ln TUREX_{it} + \beta_4 \ln RES_{it} + u_{it} \quad (17)$$

donde

- | | |
|------------------|--|
| $\ln GRINT_{it}$ | Gasto real por línea de cada provincia en cada año. Se utiliza como deflactor el IPC provincial. |
| α_i | Características no observables de cada provincia. Se suponen constantes en el tiempo y por ello carecen de subíndice temporal. |

$LPINT_{it}$	Precio del tráfico internacional deflactado por el IPC provincial de cada año.
$LVAB_{it}$	Valor añadido bruto al coste de los factores de cada provincia y cada año en términos reales.
$LTUREX_{it}$	Número de pernoctaciones de turistas extranjeros en establecimientos hoteleros de cada provincia y cada año.
$LRES_{it}$	Número de residentes extranjeros en cada provincia y año.
u_{it}	Término de error aleatorio.
$i = 1, \dots, 50$ provincias; $t = 1, \dots, 5$ años y la letra L indica logaritmo neperiano.	

Los resultados obtenidos utilizando las 250 observaciones, por los diferentes métodos de estimación, se presentan en la Tabla 1 que figura a continuación.

TABLA 1
Resultados según los métodos de estimación empleados
Variable dependiente: *LGRINTLIN*

VARIABLES	(1) MCO	(2) ENTRE- GRUPOS	(3) INTRA- GRUPOS	(4) MCG	(5) 1ª DIFE- RENCIAS	(6) DESV.ORT.	(7) DESV.ORT. con V.I.
CONSTANTE	0.71 (0.55)	5.23 (0.23)	-----	-2.96 (-3.26)	-----	-----	-----
<i>LVAB</i>	-0.37 (-8.64)	-0.38 (-3.97)	0.63 (5.12)	-0.01 (-0.21)	0.49 (4.45)	0.63 (7.01)	0.56 (6.45)
<i>LTUREX</i>	0.20 (11.89)	0.20 (5.15)	0.16 (3.62)	0.19 (7.98)	0.10 (2.30)	0.16 (2.00)	0.16 (2.01)
<i>LPINT</i>	-0.10 (-0.53)	-0.80 (-0.22)	0.23 (2.74)	-0.06 (-0.98)	0.39 (5.56)	0.23 (2.98)	0.16 (1.89)
<i>LRES</i>	0.44 (15.04)	0.45 (6.64)	0.22 (6.48)	0.29 (9.92)	0.26 (8.46)	0.22 (4.61)	0.21 (4.65)
Contraste de Wald de sign. conjunta.	1903.38 GL= 4	94.74 GL= 4	248.08 GL= 4	129.32 GL= 4	225.05 GL= 4	221.94 GL= 4	201.04 GL= 4
Contraste de Wald sign. ficticias	-----	-----	3119.83 GL= 49	-----	-----	-----	-----
m1	13.18	-----	2.82	-----	2.32	4.36	4.30
m2	10.78	-----	-5.47	-----	-1.52	1.61	1.45

Nota: los números entre paréntesis son estadísticos t. GL = número de grados de libertad. Los valores computados en el contraste de significatividad conjunta de las columnas (1), (3), (5), (6) y (7) han de ser comparados con el valor crítico de una $\chi^2_4 = 14.9$, el valor computado en la columna (2) con una $F_{4,45} = 3.83$ y el de la columna (4) con una $F_{4,245} = 3.32$.

Las estimaciones de la columna (1), obtenidas por mínimos cuadrados ordinarios ($\hat{\beta}_{MCO}$), presuponen que los coeficientes (constante y pendientes) de todas las provincias son los mismos. Es decir, que todas las provincias reaccionan de igual manera ante modificaciones de las variables explicativas y que las características no observables son iguales para todas las provincias ($\alpha_i = \alpha$). Estos supuestos son muy restrictivos y su incumplimiento puede conducir a estimaciones inconsistentes de los parámetros de interés.

En la columna (2) se presentan los resultados del estimador entregrupos ($\hat{\beta}_B$), obtenidos al aplicar mínimos cuadrados ordinarios a las medias temporales de cada provincia. Es decir, en (2) se aprovecha la información entre provincias pero no se tiene en cuenta la información relativa a las variaciones dentro de cada provincia. En este caso, también se presupone que los efectos no observables son iguales para todas las provincias. Si este supuesto no se cumple, las estimaciones de los parámetros así obtenidas serán inconsistentes. Los coeficientes estimados en las columnas (1) y (2), a excepción del que se estima para la variable precio (*LPINT*), están muy próximos entre sí lo que nos indica que la mayor parte de la varianza de las variables procede de las diferencias interprovinciales.

Los resultados contenidos en las columnas (3) a (7) se obtienen bajo el supuesto de que las pendientes son iguales para todas las provincias mientras que existen una serie de variables no observables que inciden sobre el volumen de tráfico y que son distintas entre provincias pero constantes en el tiempo (α_i).

La diferencia entre los modelos intragrupos (3) y Mínimos Cuadrados Generalizados (4) está en los supuestos que se hacen acerca de los efectos individuales no observables. Mientras que en el modelo intragrupos los efectos no observables se tratan como fijos (modelo de efectos fijos), en (4) se suponen aleatorios y entran a formar parte del término de error u_{it} (modelo de efectos aleatorios). Bajo el primer supuesto, el estimador intragrupos $(\hat{\beta}_w)$, es el estimador más eficiente de β ; mientras que bajo la segunda hipótesis, el estimador insesgado más eficiente sería el estimador de mínimos cuadrados generalizados $(\hat{\beta}_{MCG})$. Un problema del estimador de mínimos cuadrados generalizados consiste en que los efectos aleatorios específicos, α_i , tienen gran probabilidad de estar correlacionados con las variables explicativas (Mundlak, 1978). Cuando esto ocurre, el estimador de mínimos cuadrados generalizados es inconsistente y habría que recurrir a algún estimador que elimine los efectos fijos [(3), (5) ó (6)] y permita estimar consistentemente los coeficientes de los demás regresores. Una forma de detectar la posible correlación entre efectos individuales y regresores es el contraste de Hausman [Hausman (1978)]. Dicho contraste mide la distancia entre $\hat{\beta}_w$ y $\hat{\beta}_{MCG}$, que debería ser pequeña si ambos estimadores fuesen consistentes, y si fuese significativa tenderíamos a pensar que hay correlación entre errores y regresores y que $\hat{\beta}_{MCG}$ es inconsistente. En nuestro caso, el valor del contraste es 43.26, que resulta significativo si lo comparamos con el valor crítico de la χ^2_4 .

Así pues, y dada la correlación entre efectos inobservables y regresores, para estimar consistentemente hay que utilizar procedimientos que eliminen los efectos fijos [(3), (5) ó (6)]. La diferencia entre (3), (5) y (6) está en la forma en que se controlan los efectos fijos para poder estimar las pendientes. Mientras que en (3) se eliminan los efectos fijos restándole a cada variable la media temporal de la misma en cada provincia, en (5) a cada observación temporal se le resta la anterior y en (6) se le resta la media de las observaciones futuras. No obstante, los resultados de (3), (5) y (6) han de ser muy parecidos, y en la Tabla 1 así se pone de manifiesto. Las estimaciones en (3), (5) y (6) son consistentes a menos que los regresores presenten problemas de endogeneidad o errores de medida. En el contexto del tráfico telefónico internacional no existe ningún motivo teórico para pensar en problemas de endogeneidad. En cuanto a la posible existencia de errores de medida, se ha probado a utilizar como variable instrumental para la variable precio (*LPINT*) un índice de precios alternativo y los resultados son los que se presentan en (7). Como se puede observar al comparar las columnas (6) y (7) los resultados son muy similares lo cual sugiere la inexistencia de errores de medida y por ello se seleccionan los resultados de la columna (6) como favoritos. Dichas estimaciones son además robustas a heteroscedasticidad.

El contraste de autocorrelación que figura en (6) apunta hacia la existencia de autocorrelación en niveles. La presencia de autocorrelación induciría a pensar que los coeficientes estimados, a pesar de ser consistentes, no son eficientes⁴. Por ello, se ha procedido, en primer lugar, a estimar el coeficiente de autocorrelación y, en segundo lugar, a corregirla bajo la hipótesis de que los errores presentan una estructura AR1. Para llevar a cabo todo lo anterior se ha utilizado el programa

⁴Se ha intentado atenuar la autocorrelación introduciendo variables ficticias temporales así como una tendencia temporal no resultando fructíferas ninguna de estas correcciones.

LIMDEP 6.0. Los resultados obtenidos se podrían resumir así: a) el coeficiente de autocorrelación estimado es 0.15; b) al corregir autocorrelación los valores estimados de los parámetros no cambian mucho encontrándose los nuevos coeficientes dentro de la banda de más menos dos desviaciones típicas de los coeficientes estimados antes de llevar a cabo la corrección. Dado que la autocorrelación es muy baja y además no afecta demasiado a los coeficientes estimados se prefiere la estimación sin corrección que es más interpretable como relación de equilibrio a largo plazo.

La presencia de autocorrelación sugiere la posibilidad de que se estén omitiendo variables relevantes. No obstante no hay datos disponibles a nivel provincial sobre algunas variables que hubiéramos querido incluir como explicativas. En concreto, el volumen de tráfico internacional que se genera en cada provincia estaría determinado por las relaciones comerciales de dicha provincia con el exterior pero no existe información al respecto. Otra variable que podría ayudar a explicar el volumen de tráfico de salida desde cada provincia es el volumen de tráfico de entrada pero esta información tampoco existe a nivel provincial.

Una vez seleccionado el modelo (6) pasamos a comentar las principales conclusiones obtenidas en términos de elasticidades. Por tratarse de un modelo doble-logarítmico los coeficientes estimados para cada una de las variables son directamente elasticidades. No obstante, hay que tener presente que se trata de elasticidades del gasto y no de la cantidad. Para obtener la elasticidad precio de la cantidad a partir de

la elasticidad precio del gasto, hay que restarle a esta última la unidad⁵. El resto de las elasticidades del gasto son directamente elasticidades de la cantidad.

La elasticidad precio del gasto es 0.23 y, por tanto, la elasticidad precio de la cantidad sería -0.77. Es decir, la demanda de tráfico telefónico internacional es bastante sensible a las variaciones de precio. Teniendo en cuenta que aquí no se ha desagregado la demanda por tipos de clientes, el valor estimado del coeficiente sería una media ponderada de las elasticidades precio de los abonados particulares y comerciales. Si hubiera sido posible la desagregación se habrían obtenido, presumiblemente, valores superiores a dicho valor promedio (probablemente mayores que la unidad) para los clientes particulares e inferiores para las empresas. A la vista del valor de la elasticidad precio de la cantidad demandada de tráfico telefónico internacional, parece evidente que la actual tendencia de reducción de las tarifas de este tipo de servicio dará lugar a un aumento significativo del volumen de tráfico que se genere.

El valor estimado para la elasticidad renta es de +0.63. De nuevo, este valor corresponde al conjunto de abonados particulares y comerciales. El valor para los abonados particulares aisladamente considerados estaría posiblemente por encima de dicho valor medio, mientras que para los abonados comerciales podría estar por debajo. Este valor sugiere que el tráfico internacional es bastante sensible a variaciones de renta.

⁵ Puesto que siendo:

Gasto = $G = P \cdot Q$

Precio = P

Cantidad = Q

Elasticidad precio del gasto = $E_{p,g}$

Elasticidad precio de la cantidad = $E_{p,q}$

tendríamos que $E_{p,g} = (\partial G / \partial P)(P/G) = [P(\partial Q / \partial P) + Q] * (P/PQ) = [(P/Q)(\partial Q / \partial P)] + 1 = E_{p,q} + 1$, y por consiguiente, $E_{p,q} = E_{p,g} - 1$, como se quería demostrar.

También las variables turismo y número de residentes resultan significativas a la hora de explicar la demanda de tráfico internacional. Las elasticidades estimadas son de 0.16 para el turismo y 0.22 para los residentes.

4.2. Diagnósticos

Una vez seleccionado el modelo (6) como favorito se procede a llevar a cabo una serie de contrastes para explorar la validez de los supuestos en que hemos basado la estimación.

4.2.1. Contrastes de variables omitidas

Hay algunas variables que no han sido incluídas en el modelo y que, sin embargo, desde un punto de vista teórico podría estar justificada su inclusión. Es el caso de las variables que se presentan seguidamente:

- LEMIG_{it}* Número de emigrantes de cada provincia durante cada año. En principio se esperaría que, a igualdad de las demás variables, las provincias con mayor número de emigrantes en el extranjero generasen un mayor volumen de tráfico internacional. $\partial \text{LGRINTLIN} / \partial \text{LEMIG} > 0$.
- LPCORR_{it}* Precio de los servicios de correo internacional. En caso de que el coeficiente de esta variable fuese significativo, el signo positivo o negativo nos indicaría si los servicios internacionales de correo y teléfono son sustitutivos o complementarios.
- LC/P_{it}* Porcentaje de líneas comerciales sobre particulares en cada provincia cada año. En principio, y a igualdad de las demás variables, se esperaría que en las provincias y/o años en los que esta participación de líneas

comerciales es mayor se genere un mayor gasto por línea. Ello es lógico si pensamos que el gasto por línea es bastante mayor para los abonados comerciales que para los particulares.

$LLINT_{it}$ Número de líneas totales en cada provincia y cada año. Se utiliza como variable potencialmente explicativa del gasto por línea para comprobar la restricción impuesta en la estimación de que las líneas tienen coeficiente unitario.

A continuación, en la Tabla 2, se presentan los resultados de los contrastes de Wald de variables omitidas.

TABLA 2
Contraste de variables omitidas.

VARIABLE	COEFICIENTE	T-RATIO
<i>LEMIG</i>	-0.04	-1.83
<i>LPCORR</i>	0.63	5.42
<i>LC/P</i>	-0.02	-0.09
<i>LLINT</i>	0.38	1.39

En dicha tabla se observa que ni la variable que se refiere a la emigración ni la que hace referencia a la composición de las líneas resultan significativas y además la variable número de emigrantes aparece con el signo contrario al que sugiere la teoría. En cuanto a la variable precio del correo hay que destacar que al introducirla como regresor deja de ser significativo el precio de los servicios telefónicos. El problema, en este caso, puede deberse a que existe una fuerte correlación entre ambos índices de precios ya que durante el período muestral ambas tarifas evolucionaron de forma muy similar. Por otro lado, la no significatividad de *LLINT* garantiza la validez

de la restricción de que el coeficiente de líneas en el modelo del gasto en tráfico internacional es unitario.

4.2.2. Contrastes de estabilidad de los coeficientes en el tiempo

En la Tabla 3 se presentan los resultados obtenidos al estimar la ecuación para cada uno de los años utilizando los datos de corte transversal correspondientes a las 50 provincias. Con ello se trata de comprobar la estabilidad en el tiempo de los coeficientes. Los coeficientes estimados, si bien son diferentes a los que se estiman con los datos correspondientes a la muestra completa, son bastante estables en el tiempo. Hay que señalar que el coeficiente de *LPINT* cuyo signo cambia a lo largo de los años no es significativo.

TABLA 3
Coeficientes estimados con datos de corte transversal para cada uno de los 5 años.

VARIABLES	1985	1986	1987	1988	1989
<i>LVAB</i>	-0.40 (-9.10)	-0.41 (-9.47)	-0.40 (-9.49)	-0.35 (-8.66)	-0.28 (-6.88)
<i>LTUREX</i>	0.19 (12.17)	0.22 (13.22)	0.21 (12.57)	0.20 (12.51)	0.17 (9.66)
<i>LPINT</i>	0.07 (0.96)	0.06 (0.86)	0.04 (0.59)	-0.01 (-0.22)	-0.10 (-1.46)
<i>LRES</i>	0.45 (15.98)	0.44 (14.71)	0.45 (14.97)	0.43 (14.98)	0.42 (14.22)

Nota: Entre paréntesis los estadísticos t. Estimaciones por M.C.O.

Con el mismo objetivo de estudiar la estabilidad temporal de los coeficientes se procede a comparar las estimaciones realizadas para la muestra

completa, con 5 años, y los dos subperíodos de 4 años 1985-1988 y 1986-1989. Los coeficientes estimados se presentan en la Tabla 4.

TABLA 4
Contraste de estabilidad en el tiempo del modelo de gasto real por línea.

VARIABLES	1985-1989	1985-1988	1986-1989
<i>LVAB</i>	0.63 (7.01)	0.62 (4.17)	0.36 (2.75)
<i>LTUREX</i>	0.16 (2.00)	0.08 (1.10)	0.11 (1.37)
<i>LPINT</i>	0.23 (2.98)	-0.22 (-0.81)	0.07 (0.87)
<i>LRES</i>	0.22 (4.61)	0.24 (5.23)	0.11 (1.72)

Nota: Entre paréntesis los estadísticos t.

Según los resultados obtenidos, los coeficientes son bastante estables exceptuando el coeficiente del precio. Esto es explicable si tenemos en cuenta que la dimensión temporal de la muestra es pequeña y cualquier recorte en el tiempo de la misma dificulta la estimación del coeficiente de la variable cuya mayor variabilidad ocurre a lo largo del tiempo y varía poco entre provincias, como el precio.

4.2.3. Contrastes de estabilidad de los coeficientes en el espacio

Para llevar a cabo estos contrastes procedemos a dividir la muestra de acuerdo con algún criterio exógeno y comparar los coeficientes estimados en las diferentes submuestras con los que se estiman al utilizar la muestra completa. En este

caso se han considerado alternativamente dos grupos⁶. El grupo 1 está formado por las provincias que ocupan los 25 primeros puestos en una lista alfabética de provincias. El grupo 2 está formado por las provincias que ocupan los 25 últimos puestos en la misma lista. Los coeficientes estimados se presentan en la Tabla 5.

TABLA 5

Contraste de estabilidad en el espacio del modelo del gasto real por línea.

VARIABLES	TOTAL	GRUPO 1	GRUPO 2
<i>LVAB</i>	0.63 (7.01)	0.59 (5.38)	0.76 (5.89)
<i>LTUREX</i>	0.16 (2.00)	0.03 (0.32)	0.31 (4.75)
<i>LPINT</i>	0.23 (2.98)	0.27 (2.18)	0.28 (3.09)
<i>LRES</i>	0.22 (4.61)	0.27 (4.01)	0.14 (2.59)

Nota: Los números entre paréntesis son estadísticos t.

A la vista de la Tabla 5, los coeficientes estimados para cada una de las dos submuestras toman valores muy próximos entre sí y además dichos coeficientes son muy similares a los que se obtuvieron para el total de la muestra. Estos resultados sugieren que el modelo es aceptablemente estable en el espacio.

⁶Los 2 grupos en que se divide la muestra son:

GRUPO 1: Alava, Albacete, Alicante, Almería, Avila, Badajoz, Baleares, Barcelona, Burgos, Cáceres, Cadiz, Castellón, Ciudad Real, Córdoba, Coruña, Cuenca, Gerona, Granada, Guadalajara, Guipuzcoa, Huelva, Huesca, Jaén, León, Lérida.

GRUPO 2: La Rioja, Lugo, Madrid, Málaga, Murcia, Navarra, Orense, Asturias, Palencia, Las Palmas, Pontevedra, Salamanca, Tenerife, Cantabria, Segovia, Sevilla, Soria, Tarragona, Teruel, Toledo, Valencia, Valladolid, Vizcaya, Zamora y Zaragoza.

4.3. Un modelo alternativo

En este apartado se presenta una especificación alternativa para el gasto por línea en tráfico internacional. A diferencia de la anterior especificación, aquí se prescinde de la variable residentes (*LRES*) como variable explicativa del modelo. Los resultados son los siguientes:

$$\begin{aligned}
 LGRINT &= 0.98 \quad LVAB + 0.22 \quad LTUREX + 0.20 \quad LPINT \\
 &\quad (11.96) \quad (2.62) \quad (2.64) \\
 \text{Contraste de Wald de significatividad conjunta} &= 191.38 \quad GL = 3 \\
 m1 &= 3.85 \\
 m2 &= 0.44
 \end{aligned}
 \tag{18}$$

Estos resultados se obtienen cuando se estima utilizando las variables en desviaciones ortogonales y son robustos a heteroscedasticidad. También en este caso se detecta la presencia de autocorrelación de primer orden y por ello se procede a estimar el coeficiente de autocorrelación (0.10) que resulta ser incluso más bajo que en el modelo presentado anteriormente. Ante un valor estimado tan pequeño para la autocorrelación de primer orden se tiende a pensar que el estimador no presenta problemas de eficiencia.

Comparando los coeficientes estimados con las dos especificaciones alternativas se observa que:

- a) Las elasticidades precio y turismo prácticamente son las mismas en ambos modelos.
- b) La mayor diferencia es la del coeficiente estimado para la variable *LVAB* que pasa de 0.63 a 0.98.

El elevado valor estimado aquí para la elasticidad renta no es nada sorprendente tratándose de servicios de tráfico internacional y es perfectamente compatible con los resultados de otros trabajos empíricos. De hecho, en algunos estudios se han obtenido valores aún más altos para la elasticidad renta [Khadem (1973), Rea y Lage (1978), Schultz y Triantis (1982), Yatrakis (1972)].

5. MODELO ECONOMETRICO DEL NUMERO DE CONFERENCIAS INTERNACIONALES POR LINEA

En este apartado se lleva a cabo un análisis similar al del apartado anterior para el tráfico telefónico internacional cuando éste se mide en número de conferencias por línea.

5.1. Estimaciones

Se utilizan las mismas técnicas de estimación que en el epígrafe anterior. El modelo a estimar en este caso es:

$$LCONLIN = \alpha_i + \beta_1 LPINT_{it} + \beta_2 LVAB_{it} + \beta_3 LTUREX_{it} + \beta_4 LRES + u_{it} \quad (19)$$

donde $i = 1, \dots, 50$ provincias; $t = 1, \dots, 5$ años y la letra L indica logaritmo neperiano.

La variable dependiente es:

$LCONLIN_{it}$ Logaritmo natural del número de conferencias internacionales por línea generadas desde cada provincia cada año. Al incorporar el número de líneas en el denominador de la variable dependiente estamos imponiendo la restricción de que en el modelo de número de conferencias totales el coeficiente de $LLINT$ es la unidad. Esta hipótesis ha sido previamente contrastada; la estimación libre del coeficiente de líneas es 0.91 con desviación típica 0.14.

Las variables que se usan como explicativas son las mismas que se utilizaron en el modelo (17) y que ya han sido definidas.

En la Tabla 6 figuran los resultados obtenidos por los diferentes métodos de estimación utilizados. Los supuestos bajo los cuales se estima en cada una de las columnas no se detallan aquí por haber sido objeto de comentario en el epígrafe anterior. El método de estimación que se selecciona es el que figura en la columna (6) donde las variables figuran en desviaciones ortogonales y los resultados son robustos a heteroscedasticidad. No obstante, por si existieran errores de medida en la variable $LPINT$ que estuviesen afectando a la consistencia del estimador, se procede a utilizar como variable instrumental otro índice de precios. Los resultados son los que figuran en la columna (7) que por estar tan próximos a los de (6) sugieren la no existencia de problemas de errores de medida en la variable $LPINT$.

TABLA 6
Resultados del modelo según los métodos de estimación empleados
Variable dependiente: LCONLIN

VARIABLES	(1) MCO	(2) ENTRE- GRUPOS	(3) INTRA- GRUPOS	(4) MCG	(5) 1ª DIFE- RENCIAS	(6) DESVIAC. ORTOGON.	(7) DESV. ORT con V.INST.
CONSTANTE	0.86 (0.66)	20.41 (0.91)	-----	-2.31 (-2.00)	-----	-----	-----
LVAB	-0.54 (-12.83)	-0.56 (-6.02)	0.47 (3.21)	-0.24 (-2.83)	0.49 (5.28)	0.47 (3.07)	0.40 (2.48)
LTUREX	0.30 (17.97)	0.30 (8.04)	0.12 (2.30)	0.28 (8.82)	0.10 (2.16)	0.12 (1.64)	0.12 (1.65)
LPINT	-0.91 (-4.73)	-4.00 (-1.12)	-0.56 (-5.60)	-0.84 (-9.56)	-0.37 (-5.09)	-0.57 (-4.69)	-0.64 (-4.67)
LRES	0.40 (13.86)	0.41 (6.23)	0.18 (4.57)	0.28 (6.84)	0.19 (4.73)	0.19 (3.61)	0.18 (3.61)
Contraste de Wald de sign. conjunta.	2221.72 GL= 4	119.9 GL= 4	387.92 GL= 4	176.42 GL= 4	149.60 GL= 4	163.43 GL= 4	163.13 GL= 4
Contraste de Wald sign. ficticias	-----	-----	2054.70 GL= 49	-----	-----	-----	-----
m1 m2	13.10 10.49	-----	5.40 -5.39	-----	4.21 0.00	4.93 3.87	4.98 3.86

Nota: Los números entre paréntesis son estadísticos t. GL= Número de grados de libertad. Los valores computados en el contraste de significatividad conjunta en las columnas (1) y (4) han de compararse con una $F_{4,245}=3.32$, los de la columna (2) con una $F_{4,45}=3.65$ y los de (3), (5), (6) y (7) con una $\chi^2_4=14.9$.

Centrándonos en el método de estimación seleccionado, (6), observamos que los valores calculados por el contraste de autocorrelación no son todo lo buenos que sería deseable. En este caso, al igual que se hizo en el modelo del gasto por línea se intenta atenuar la autocorrelación por varias vías. En primer lugar, se prueba a introducir como regresores variables ficticias temporales. A continuación, y a la vista de que el procedimiento anterior no consigue mejorar los resultados, se incluye como variable explicativa del modelo en desviaciones ortogonales una constante que estaría recogiendo la tendencia temporal si la hubiera. Por último, y dado que tampoco así se reduce la autocorrelación, se procede a estimar su coeficiente del mismo modo que se explicó en el modelo del gasto por línea. El coeficiente de autocorrelación estimado es, en este caso, de 0.25. Al corregir bajo la hipótesis de que los errores tienen una estructura AR1 los valores estimados de los coeficientes están muy próximos a los originales, lo cual parece evidenciar que la autocorrelación no tiene efectos perniciosos sobre las estimaciones y que la estimación en (6) es eficiente.

Una vez seleccionada la especificación (6) pasamos a comentar las principales conclusiones. Por tratarse de un modelo doble-logarítmico los coeficientes estimados son directamente elasticidades.

La elasticidad precio del número de conferencias es -0.57 mientras que la elasticidad precio de la cantidad, que se obtuvo a partir del modelo de gasto por línea era de -0.77. Esto indica que el volumen de tráfico reacciona con más intensidad ante variaciones de precios que el número de conferencias. Dado que el volumen de tráfico es el número de conferencias multiplicado por la duración media de las

mismas⁷, los resultados obtenidos ponen de relieve que cuando suben los precios no sólo disminuye el número de conferencias sino también su duración media. En concreto, la elasticidad precio de la duración media, deducida a partir de los valores estimados para las elasticidades precio antes mencionadas, es de -0.20.

La elasticidad renta estimada es de 0.47. De nuevo el número de conferencias reacciona en menor medida que el volumen de tráfico (elasticidad renta = 0.63) ante variaciones de renta. Esto indica que también la duración media de las llamadas se ve afectada por los cambios de renta. De los valores anteriores se deduce que la elasticidad renta de la duración media es 0.16.

Las elasticidades estimadas para las variables *LTUREX* y *LRES* son de 0.12 y 0.19 respectivamente, valores muy próximos a los estimados en el modelo de gasto por línea.

Los valores estimados para los coeficientes de todas las variables están en línea con los que se habían obtenido en el modelo del gasto en tráfico internacional. No obstante, como medida del tráfico, el número de conferencias resulta menos apropiada, ya que, como hemos visto, no tiene en cuenta la duración media de las llamadas.

⁷Volumen de tráfico = Q .

Número de conferencias = C .

Duración media de las conferencias = d .

$Q = C \times d$.

$E_{p,Q} = E_{p,C} + E_{p,d}$.

En nuestro caso, $E_{p,Q} = -0.77$, $E_{p,C} = -0.57$, y por consiguiente $E_{p,d} = -0.20$.

5.2. Diagnósticos

Tras haber seleccionado el modelo (6) como favorito se le somete a una batería de diagnósticos adicionales: variables omitidas, estabilidad temporal y estabilidad espacial.

5.2.1. Contrastes de variables omitidas

También en este caso se introducen las variables número de emigrantes (*LEMIG*), precio del correo internacional (*LPCORR*), composición del parque de líneas (*LC/P*) y el número de líneas totales (*LLINT*) definidas anteriormente, como variables potencialmente explicativas y los resultados que se obtienen figuran en la Tabla 7.

TABLA 7
Contraste de variables omitidas del modelo de conferencias por línea.

VARIABLE	COEFICIENTE	T-RATIO
<i>LEMIG</i>	-0.03	-0.88
<i>LPCORR</i>	0.54	4.09
<i>LC/P</i>	0.57	2.26
<i>LLINT</i>	-0.30	-1.18

La Tabla 7 sugiere los siguientes comentarios. En primer lugar, el contraste de Wald evidencia que la variable *LEMIG* no resulta significativa a la hora de explicar el número de conferencias al igual que tampoco lo era cuando se trataba de explicar el gasto por línea. En segundo lugar, la variable *LPCORR* no se puede

utilizar como variable explicativa ya que aunque se obtiene un coeficiente significativo para la misma, hace que se estime mal el coeficiente del precio del tráfico telefónico (posiblemente debido a la alta correlación entre ambas variables). En tercer lugar, el coeficiente estimado para el número de líneas totales, *LLINT*, no es significativo lo cual corrobora la hipótesis de partida de que la elasticidad a las líneas es unitaria. Por último, el coeficiente estimado para la variable que recoge la composición del parque *LC/P* resulta marginalmente significativo pero dado que esta variable no era relevante para explicar el gasto por línea no hay ningún motivo que induzca a utilizarla como regresor al modelizar las conferencias por línea.

5.2.2. Contrastes de estabilidad temporal

En la Tabla 8 que se presenta a continuación se pone de manifiesto que los coeficientes que se estiman año a año utilizando mínimos cuadrados ordinarios para los datos de las 50 provincias no son muy distintos a lo largo de los 5 años de la muestra. Obviamente, dichos resultados no tienen otro valor que reflejar la estabilidad que en este punto nos interesa resaltar. La relativa inestabilidad del coeficiente del precio del tráfico internacional (*LPINT*) se debe a que esa variable varía sólo a través del tiempo y su variabilidad entre provincias es mínima y sólo debida a los diferentes valores del IPC provincial que se utiliza como deflactor. Así pues, no es extraño que resulte difícil de estimar el coeficiente de *LPINT* cuando la muestra se reduce a los datos de corte transversal tomados año por año.

TABLA 8

Coeficientes estimados con datos de corte transversal para cada uno de los 5 años.

VARIABLES	1985	1986	1987	1988	1989
<i>LVAB</i>	-0.65 (-2.35)	-0.61 (-2.20)	-0.56 (-2.05)	-0.50 (-1.83)	-0.40 (-1.49)
<i>LTUREX</i>	0.29 (2.95)	0.33 (3.11)	0.32 (2.95)	0.29 (2.69)	0.26 (2.24)
<i>LPINT</i>	0.22 (0.49)	0.12 (0.29)	0.06 (0.13)	-0.01 (-0.01)	-0.10 (-0.22)
<i>LRES</i>	0.44 (2.50)	0.40 (2.12)	0.40 (2.07)	0.40 (2.08)	0.38 (1.93)

Nota: Entre paréntesis los estadísticos t. Estimaciones por M.C.O.

Asimismo para contrastar la estabilidad en el tiempo del modelo se comparan los resultados obtenidos al utilizar la muestra completa con los que se obtienen a partir de las submuestras correspondientes a los períodos 1985-1988 y 1986-1989. Estos resultados se presentan en la Tabla 9 y ponen de relieve una aceptable estabilidad. Tal vez, la variable que peor se comporta sea *LPINT* y ello es justificable dado que esta variable prácticamente varía sólo en el tiempo y al eliminar un año se pierde buena parte de su variabilidad y resulta difícil estimar su efecto.

TABLA 9
Contraste de estabilidad en el tiempo

VARIABLES	TOTAL	1985-1988	1986-1989
<i>LVAB</i>	0.47 (3.07)	0.46 (2.33)	0.24 (1.65)
<i>LTUREX</i>	0.12 (1.64)	0.03 (0.49)	0.13 (1.46)
<i>LPINT</i>	-0.57 (-4.69)	-1.05 (-3.16)	-0.69 (-6.17)
<i>LRES</i>	0.19 (3.61)	0.20 (4.56)	0.10 (1.07)

5.2.3. Contrastes de estabilidad espacial

Para estudiar la estabilidad del modelo en el espacio se divide la muestra en dos subgrupos de provincias atendiendo a su clasificación alfabética como se hizo para el modelo del gasto en tráfico internacional. Cada uno de los grupos contiene 25 provincias. El grupo 1 contiene las primeras 25 en la ordenación alfabética. El grupo 2 recoge las 25 últimas.

TABLA 10
Contraste de estabilidad en el espacio.

VARIABLES	TOTAL	GRUPO 1	GRUPO 2
<i>LVAB</i>	0.47 (3.07)	0.43 (1.93)	0.62 (3.30)
<i>LTUREX</i>	0.12 (1.64)	-0.04 (0.49)	0.29 (3.23)
<i>LPINT</i>	-0.57 (-4.69)	-0.52 (-2.88)	-0.53 (-3.63)
<i>LRES</i>	0.19 (3.61)	0.20 (2.84)	0.14 (2.81)

Nota: Los números entre paréntesis son t-ratios.

A la vista de la Tabla 10, los valores estimados de los coeficientes que se revelan más estables en el espacio son los de la variable *LPINT*. Esto es lógico, ya que la variable precio presenta la mayor variabilidad en la dimensión temporal y cambia muy poco entre provincias. En cuanto al resto de las variables, los coeficientes estimados en las dos submuestras cambian más, aunque son relativamente estables si tenemos en cuenta que la dimensión de la muestra queda muy reducida.

5.3. Un modelo alternativo

Al igual que se hizo para el volumen de gasto generado por el tráfico internacional, se presenta un modelo alternativo para el número de conferencias internacionales por línea donde se prescinde del número de residentes (*LRES*) como variable explicativa. Con esta nueva especificación los resultados son los siguientes:

$$\begin{aligned}
 &LCONLIN = 0.78 \quad LVAB = 0.59 \quad LPINT + 0.17 \quad LTUREX \\
 &\quad (5.65) \quad \quad (-5.56) \quad \quad (3.13) \\
 &\text{Contraste de Wald de significatividad conjunta} = 154.33 \quad GL = 3 \quad (20) \\
 &m1 = 4.66 \\
 &m2 = 3.33
 \end{aligned}$$

El modelo está estimado en desviaciones ortogonales y los resultados son robustos a heteroscedasticidad. El coeficiente de autocorrelación estimado es de 0.24.

Comparando estos resultados con los que se obtienen en el modelo que incluye entre los regresores *LRES* no se observan diferencias importantes para los coeficientes estimados para las variables *LTUREX* y *LPINT*. En cuanto a la elasticidad renta, el coeficiente estimado pasa de 0.47 a 0.77.

6. ANALISIS COMPARATIVO DE LOS RESULTADOS Y EVALUACION DE LOS EFECTOS DE LOS CAMBIOS TARIFARIOS.

6.1. Resultados en perspectiva

En primer lugar, se comparan los resultados obtenidos en este trabajo en términos de elasticidades precio y renta con las obtenidas para el tráfico nacional con la misma muestra y que aparecen en Garín (1994).

Las elasticidades precio estimadas para el tráfico internacional (medido en cualquiera de las dos formas) son sensiblemente mayores en valor absoluto que las correspondientes al tráfico nacional. Mientras que la elasticidad precio estimada para

el gasto en tráfico nacional es de -0.13, la correspondiente elasticidad estimada para el tráfico internacional es de -0.77 y la elasticidad precio de las conferencias internacionales es -0.57. Esto significa que el tráfico internacional es más sensible a las variaciones de precio que el tráfico nacional, aunque por ser su valor absoluto menor que la unidad los aumentos de precio de estos servicios generarían aumentos en los ingresos de la compañía operadora.

En cuanto a las elasticidades renta estimadas para el tráfico internacional no son muy distintas de la correspondiente al tráfico nacional. Concretamente, el valor estimado para la elasticidad renta del gasto en tráfico internacional es de 0.63, frente a 0.46 que es la elasticidad renta estimada en el modelo de gasto en tráfico nacional.

A continuación, se comparan los resultados del presente trabajo con los obtenidos en otros estudios empíricos referidos a la demanda de tráfico telefónico internacional de otros países. Dichos estudios son los siguientes: Rea y Lage (1978) para Estados Unidos y con un panel de 37 países; Schultz y Triantis (1982) para el caso de Estados Unidos y con un panel de datos referidos a 7 países de destino del tráfico; Bewley y Fiebig (1988) con series temporales de Australia; Curien y Gensollen (1989) donde se utiliza un panel de datos de tráfico internacional generado en Francia y con 25 países de destino; Appelbe et al. (1989) que estima ecuaciones de tráfico internacional entre Estados Unidos y Canadá. Existen algunos estudios donde se estiman elasticidades precio y renta del tráfico internacional en España como son los de Pérez (1993) y Pérez et al. (1993) donde se utilizan datos de series temporales.

En la Tabla 11 se recogen los resultados de los estudios anteriormente mencionados junto con los del presente trabajo. Los valores estimados para la

elasticidad precio oscilan entre -1.72 (Rea y Lage, 1978) y -0.42 que se obtiene en los trabajos de Schultz y Triantis (1982) y Pérez (1993). No obstante, varios de los trabajos que figuran en la tabla obtienen elasticidades precio que están en un entorno muy próximo a la aquí obtenida. Por otro lado, se comprueba que los valores más altos de la elasticidad precio corresponden a los estudios más antiguos. Esto no es extraño si tenemos en cuenta que, por una parte, las tarifas de los servicios internacionales han ido disminuyendo en términos reales y, por otra, que cada vez estos servicios se consideran menos de lujo.

En cuanto a los valores estimados en los diferentes trabajos para la elasticidad renta la dispersión es mayor. El rango de valores obtenidos cuando la variable dependiente es el número de llamadas, está entre 0.47 de este trabajo y 3.12 (Schultz y Triantis, 1982). Cuando el volumen de tráfico se mide por número de minutos, número de pasos o gasto real las elasticidades oscilan entre 0.61 (Appelbe et al., 1989) y 2.46 (Pérez, 1993).

TABLA 11

Elasticidades precio y renta estimadas para la demanda de tráfico internacional.

ESTUDIO	VARIABLE DEPENDIENTE	ELASTICIDAD PRECIO	ELASTICIDAD RENTA	TIPO DE DATOS
REA Y LAGE (1978)	Nº llamadas salientes E.E.U.U	-1.72 (0.26)	2.66 (0.269)	Panel anual: 1964-1974 37 países
SCHULTZ Y TRIANSTIS (1982)	Nº llamadas salientes E.E.U.U	-0.42	1.99, 3.12 (1.42), (1.91)	Panel trim: 1978-1982 7 países
BEWLEY Y FIEBIG (1988)	Nº llamadas y minutos de Australia	-0.49 (0.13)	-----	S.T.trim.: 1976-1983
CURIEN Y GENSOLLEN (1989)	Nº minutos Francia	-0.82 (0.08)	-----	Panel anual: 1976-1980 25 países
APPELBE et al. (1989)	Nº minutos Canadá- E.E.U.U.	-0.43, -0.49	0.61, 0.74 (3.18), (2.41)	Panel trim.: 10 rutas, ec. simultáneas.
PEREZ (1993)	Nº pasos contador España(particulares)	-0.42 (-0.19)	2.46 (0.30)	S.T. trim.: 1980-1990
PEREZ et al. (1993)	Nº pasos contador España(empresas)	-----	1.35 (0.33)	S.T. trim.: 1980-1990
GARIN (presente trabajo)	Nº llamadas salien- tes en España	-0.57 (0.12)	0.47 (0.15)	Panel anual: 1985-1989 50 provinc.
GARIN (presente trabajo)	Gasto en tráfico de salida en España	-0.77 (0.08)	0.63 (0.09)	Panel anual: 1985-1989 50 provinc.

Nota: Entre paréntesis desviaciones típicas. Un guión significa que el correspondiente valor no ha sido explicitado en el trabajo.

6.2. Efectos sobre el bienestar social de un reajuste tarifario

En el momento actual, en nuestro país, los precios de los diferentes servicios de tráfico telefónico no reflejan sus costes. Así, por ejemplo, mientras el tráfico local se cobra por debajo de su coste, los precios de los tráficos interurbano e internacional están muy por encima de sus costes. Es decir, en este momento, existen subsidios cruzados entre los diferentes tipos de tráfico. La cuantificación de dichos subsidios es una tarea compleja en la medida en que es difícil evaluar los costes de cada uno de los servicios. No obstante, una evaluación de los límites superior e inferior de los subsidios se puede encontrar en Bermúdez (1993).

Está claro que, para afrontar la competencia en este mercado hay que empezar por aproximar los precios a los costes. Es decir, es inevitable un reajuste tarifario consistente en incrementar los precios del tráfico local y reducir los de los tráficos interurbano e internacional. En caso de que efectivamente se proceda a reequilibrar las tarifas en este sentido, la medida tendrá una serie de implicaciones sobre el bienestar de los consumidores y el excedente del productor y, por consiguiente, sobre el bienestar social. En este epígrafe, se pretende aproximar dichos efectos partiendo de una serie de hipótesis razonables y siguiendo a Griffin (1982).

Los datos de partida correspondientes al año 1993 son los siguientes:

- a) Ingresos por cada uno de los servicios:

Tráfico local = s_1 = 169743 millones de pesetas.

Tráfico interurbano = s_2 = 445752 millones de pesetas.

Tráfico internacional = S_{intl} = 76363 millones de pesetas.

b) Relación entre precios y costes:

Tráfico local: $P_l = 1/2 C_l$

Tráfico interurbano: $P_i = 2 C_i$

Tráfico internacional: $P_{intl} = 3 C_{intl}$

c) Elasticidades precio de los diferentes servicios⁸:

Tráfico local: $\eta_l = -0.16$

Tráfico interurbano: $\eta_i = -0.35$

Tráfico internacional: $\eta_{intl} = -0.77$

Para llevar a cabo el análisis se procede del siguiente modo. En primer lugar, suponiendo que las tarifas locales se incrementen un 40%, se evalúan sus efectos sobre el excedente del productor, el excedente de los consumidores y el bienestar social.

La variación del excedente del productor, siguiendo a Griffin, se obtiene a partir de la siguiente expresión:

$$\Delta \Pi = \left[S_l + \frac{P_l - C_l}{P_l} \eta_l S_l \right] \frac{\Delta P_l}{P_l} \quad (21)$$

⁸Los valores que se utilizan para las elasticidades de los tráficos local e interurbano proceden de Pérez (1993) y Pérez et al. (1993). El valor de la elasticidad precio del tráfico internacional es el estimado en el presente trabajo.

que con los datos antes presentados supone una mejora del excedente de los productores de 74584.75 millones de pesetas.

Para calcular cómo se verá afectado el bienestar social como consecuencia del incremento de las tarifas locales en un 40% se procede así:

$$\Delta W = \left[\frac{1}{2} \left(\frac{\Delta P_1}{P_1} \right) \eta_1 S_1 + \frac{P_1 - C_1}{P} \eta_1 S_1 \right] \left(\frac{\Delta P}{P} \right) \quad (22)$$

que con los datos utilizados supone una mejora del bienestar social de 8230.04.

A partir de estos resultados, se calcula la variación del excedente de los consumidores por diferencia entre la variación en el bienestar social y la variación en el excedente de los productores. En este caso, los consumidores experimentan una caída de su excedente de 66354.71 millones de pesetas.

A continuación, se calcula en qué proporción pueden rebajarse las tarifas interurbanas e internacionales sin que el excedente del productor generado por los tres tipos de tráfico conjuntamente varíe. Es decir, que si el incremento del excedente obtenido por el aumento del 40% de las tarifas locales ha sido de 74584.75 millones se busca una reducción de las tarifas interurbanas e internacionales que conjuntamente generen una disminución del excedente de la misma cuantía. Con los datos disponibles, se llega a la conclusión de que las tarifas interurbanas e internacionales se podrían rebajar un 18.4%.

Los efectos sobre el bienestar de esta reducción de las tarifas se calculan del mismo modo que se hizo para el caso de las tarifas locales y los resultados se presentan en la siguiente tabla:

TABLA 12

Efectos sobre el bienestar de cada uno de los cambios tarifarios y efecto conjunto.

Variaciones Tarifarias	Efecto sobre excedente del productor	Efecto sobre excedente del consumidor	Efecto sobre bienestar social
$\frac{\Delta P_l}{P_l} = 40\%$	74584.75	-66354.71	8230.04
$\frac{\Delta P_i}{P_i} = -18.4\%$	-67750.75	79462.97	11712.22
$\frac{\Delta P_{intl}}{P_{intl}} = -18.4\%$	-6834	13051.38	6217.38
Total	0	26159.37	26159.37

Así pues, el efecto conjunto de un aumento del 40% de las tarifas locales y una disminución de las interurbanas e internacionales del 18.4% es una mejora del bienestar social. Este resultado era esperable dado que la reestructuración tarifaria tiende a aproximar los precios de los servicios a sus costes marginales (óptimo de Ramsey). Pero además, en este caso, al haber impuesto como restricción de partida que el excedente del productor se mantenga constante, el incremento del bienestar

social es consecuencia únicamente de la mejora experimentada por los consumidores en su conjunto y representa un 3.8% del total de ingresos por tráfico.

Los resultados que se acaban de presentar han de ser considerados tan sólo como una aproximación basada en un conjunto de hipótesis bastante restrictivas. Primero, se supone que las elasticidades precio son constantes en el rango de precios relevante. Segundo, se ignora la posibilidad de que existan elasticidades cruzadas distintas de cero entre los diferentes tipos de tráfico. Tercero, el cálculo de los ratios de costes marginales sobre precios está sujeto a errores de medida. Por último, se supone que los costes marginales son constantes sobre el rango de precios relevante.

7. CONCLUSIONES

En este trabajo, partiendo de un panel de datos telefónicos provinciales para los años 1985-1989 se estiman funciones de demanda de tráfico internacional. Utilizando técnicas apropiadas de datos de panel se estiman ecuaciones para el gasto en tráfico internacional por línea y para el número de conferencias internacionales por línea.

Al incluir el número de líneas en el denominador de la variable dependiente se está haciendo implícitamente el supuesto de que la elasticidad del volumen de tráfico, tanto si se mide por número de conferencias como si se mide por el volumen de gasto que genera, es unitaria. Antes de utilizar dicha hipótesis se ha procedido a su estimación y contrastación.

En el modelo de gasto por línea se obtiene una elasticidad precio de -0.77 y una elasticidad renta de 0.63 . Cuando lo que se mide es el número de conferencias por línea las elasticidades estimadas son de -0.57 para el precio y 0.47 para la renta. Las diferencias entre ambas elasticidades precio permiten deducir que la duración media de las llamadas responde a las variaciones de precios. Asimismo, las diferencias entre los valores estimados para la elasticidad renta del número de conferencias y del volumen de tráfico sugieren que también la duración media de las llamadas es sensible a los cambios de renta.

Como resultado de este estudio se obtiene que, además del precio y la renta, hay otros factores que resultan significativos a la hora de explicar el tráfico telefónico internacional. Dichos factores son el volumen de turismo extranjero y el número de extranjeros que residen en cada provincia. Las elasticidades estimadas con respecto al volumen de turismo son de 0.16 en el modelo de gasto por línea y 0.10 en el de número de conferencias por línea. El valor estimado para la elasticidad del volumen de tráfico con respecto al número de residentes es de 0.22 y dicha elasticidad es de 0.19 cuando lo que se mide es el número de conferencias.

Las ecuaciones seleccionadas, una para el gasto por línea y otra para el número de conferencias por línea, se someten a una serie de diagnósticos con los que se pretende contrastar la validez de los supuestos en que se ha basado la estimación. Se presentan contrastes de variables omitidas, estabilidad en el tiempo y estabilidad en el espacio de cada una de las ecuaciones seleccionadas.

Lo novedoso de este trabajo es la utilización de datos de panel provinciales. Hasta ahora los trabajos sobre demanda de tráfico telefónico en España

habían utilizado datos correspondientes al agregado nacional. La utilización de datos desagregados por provincias, al permitir tener en cuenta las diferencias interprovinciales en lo que se refiere a dotaciones de líneas y consumo telefónico, enriquece sensiblemente la muestra. No obstante, las estimaciones obtenidas podrían mejorarse si dispusiésemos de datos provinciales de consumo telefónico desagregados por tipos de abonados, en cuyo caso se hubiera procedido a la modelización de la demanda de cada uno de los grupos. También sería interesante modelizar el tráfico telefónico internacional desagregándolo según países de destino (CEE, América del Norte y resto del mundo, por ejemplo).

Por último, se muestra cómo una reestructuración tarifaria encaminada a reconducir los precios de los diferentes tipos de tráfico telefónico a sus costes puede generar mejoras de bienestar social sin empeorar a la compañía operadora.

BIBLIOGRAFIA

- Appelbe, T.W., Snihur, N.A., Dineen, C., Farnes, D. y R. Giordano (1988): "Point to Point Modelling: An Application to Canada-Canada and Canada-U.S. Long Distance Calling". Information Economics and Policy, vol. 3, 4, 311-331.
- Appelbe, T.W., Dineen, C.R., Solvason, D.L. y C. Hsiao (1992): "Econometric Modelling of Canadian Long Distance Calling: A Comparison of Aggregate Time Series Versus Point-to-Point Panel Data Approaches". Empirical Economics, vol. 17, 125-140.
- Arellano, M. y S. Bond (1988): "Dynamic Panel Data Estimation Using DPD- A Guide for Users". Institute for Fiscal Studies Working Paper 88/15, London.
- Artle A. y C. Averous (1973): "The Telephone System as a Public Good: Static and Dynamics Aspects". Bell Journal of Economics and Management Science, vol. 4, 1, 89-100.
- Bermúdez, J. L. (1993): "Subsidios Cruzados en las Tarifas Telefónicas. Una Estimación de la Función de Costes". CEMFI, mimeo.
- Bewley, R. y D.G. Fiebig (1988): "Estimation of price Elasticities for an International Telephone Demand Model". Journal of Industrial Economics, vol. 36, 4, 393-409.
- Curien, N. y M. Gensollen (1989): Prévision de la Demande de Télécommunications, ed. Eyrolles, Paris.
- Garín, T. (1992): "Estudio de la demanda de tráfico telefónico en España: modelos teóricos y análisis descriptivo de los datos provinciales españoles 1985-1989". Instituto de Estudios del Transporte y las Comunicaciones. Ministerio de Obras Públicas, Transportes y Comunicaciones.

-
- Garín, T. (1994): "Demanda de Tráfico Telefónico Nacional en España 1985-1989: Un Estudio Econométrico con Datos de Panel Provinciales". Mimeo, UNED.
- Griffin, J. M. (1982): "The Welfare Implications of Externalities and Price Elasticities for Telecommunications Pricing". Review of Economics and Statistics, 64, 59-66.
- Hausman, J. A. (1978): "Specification Tests in Econometrics". Econometrica, 46, 1251-1272.
- INE (1989): "Contabilidad Nacional de España 1989".
- INE (1992): "Contabilidad Regional de España 1985-1988".
- Khadem, R. (1973): "An Econometric Demand Model of Canada U.S. Voice Telecommunications". Computer Telecommunications and Network Services, Bell Canada, Ottawa, Canada.
- Littlechild, S. (1975): "Two Part Tariffs and Consumption Externalities". Bell Journal of Economics and Management Science, vol.5, 661-670.
- Mundlak, Y. (1978): "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data". Econometrica, 46, 69-85.
- Pérez, T. (1993): "Un estudio econométrico de la demanda de tráfico telefónico particular en España 1980-1990. Investigaciones Económicas, vol XVII, 363-378.
- Pérez, T., F. Alvarez y B. Moreno (1993): "Business Telephone Traffic Demand in Spain: 1980-1991, An Econometric Approach". Documento de trabajo 9318, ICAE; próxima publicación en Information Economics and Policy.
- Rea, J.D. y G.M. Lage (1978): "Estimates of Demand Elasticities for International Telecommunications Services". Journal of Industrial Economics, vol. 26, 363-381.

-
- Rohlf, J. (1974): "A Theory of Interdependent Demand for a Communications Service". Bell Journal of Economics and Management Science, vol.5, nº 1, 16-37.
- Schultz, W.R. y J.E. Triantis (1982): "An International Telephone Demand Study Using Pooled Estimation Techniques". Proceedings, American Statistical Association, Business and Economic Section.
- Squire, L. (1973): "Some aspects of Optimal Pricing for Telecommunications". Bell Journal of Economics and Management Science, vol. 4, 2, 515-525.
- Taylor, L. D. (1980): Telecommunications Demand: A Survey and Critique. Ballinger Publishing Company. Cambridge, Massachusetts.
- Taylor, L. D. (1994): Telecommunications Demand in Theory and Practice. Kluwer Academic Publishers.
- Telefónica de España (1991): "Series Históricas Provinciales del Servicio Medido (1985 - 1989)".
- Von Rabenau, B. y K. Stahl (1974): "Dynamic Aspects of Public Goods: A Further Analysis of the Telephone System". Bell Journal of Economics and Management Science, vol. 5, nº 2, 651-669.

APENDICE

CUADRO 1

PROVINCIAS ORDENADAS SEGÚN EL PORCENTAJE DE PARTICIPACIÓN DEL TRÁFICO INTERNACIONAL SOBRE EL TRÁFICO TOTAL (AÑO 1989).

Baleares	35 %
Las Palmas	35 %
Málaga	35 %
Tenerife	31 %
Gerona	29 %
Alicante	25 %
Madrid	24 %
Barcelona	20 %
Guipúzcoa	17 %
Tarragona	17 %
Castellón	15 %
Pontevedra	15 %
Valencia	15 %
Orense	14 %
Vizcaya	14 %
Cádiz	14 %
Almería	14 %
Coruña	14 %
Alava	12 %
Navarra	11 %
Granada	10 %
Cantabria	10 %
Asturias	10 %
Murcia	10 %
Salamanca	9 %
Zaragoza	9 %
Sevilla	8 %
La Rioja	7 %
Valladolid	7 %
Burgos	7 %
Huelva	7 %
Guadalajara	6 %
Lérida	6 %
León	6 %
Lugo	6 %
Segovia	5 %
Córdoba	5 %
Huesca	5 %
Palencia	4 %
Zamora	4 %
Toledo	4 %
Ávila	4 %
Jaén	4 %
Badajoz	4 %
Cáceres	4 %
Albacete	4 %
Soria	3 %
Teruel	3 %
Cuenca	3 %
Ciudad Real	2 %

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 2

Porcentaje de crecimiento del número de líneas en cada provincia durante el período 1985-1989.

Cuenca	53.5
Albacete	43.0
Málaga	41.6
Orense	38.9
Almería	38.6
Badajoz	37.6
Zamora	36.9
Jaén	36.8
Granada	35.8
Toledo	34.2
Teruel	34.0
Guadalajara	33.7
Castellón	33.7
Huelva	33.6
Ávila	32.7
Ciudad Real	32.5
Cáceres	32.4
Las Palmas	31.1
León	31.0
Cádiz	30.9
Córdoba	30.7
Murcia	30.0
Segovia	29.5
Tenerife	28.9
Pontevedra	28.7
Lérida	28.4
Gerona	27.9
Lugo	27.9
Baleares	26.5
Tarragona	26.1
Alicante	25.5
La Rioja	25.4
Soria	25.2
Burgos	24.8
Palencia	24.7
Coruña	24.4
Salamanca	24.3
Valencia	23.8
Sevilla	23.4
Navarra	21.5
Cantabria	21.1
Huesca	20.6
Valladolid	19.8
Álava	19.5
Barcelona	18.8
Asturias	17.8
Madrid	17.6
Zaragoza	17.1
Guipúzcoa	15.1
Vizcaya	14.0

FUENTE: Elaboración propia a partir de Telefónica de España (1991).

CUADRO 3

Porcentaje de participación por comunidades autónomas y provincias en el total de líneas (año 1989).

ANDALUCIA	12.3	CATALUÑA	20.1
Sevilla	3.0	Barcelona	16.0
Málaga	2.5	Gerona	1.6
Cádiz	1.8	Tarragona	1.5
Granada	1.4	Lérida	1.0
Córdoba	1.3		
Jaén	1.0	COMUNIDAD	
Almería	0.7	VALENCIANA	10.3
Huelva	0.7	Valencia	5.8
		Alicante	3.3
ARAGON	3.5	Castellón	1.2
Zaragoza	2.6		
Huesca	0.6	EXTREMADURA	1.8
Teruel	0.3	Badajoz	1.0
		Cáceres	0.8
ASTURIAS	2.9		
		GALICIA	5.2
BALEARES	2.4	Coruña	2.2
		Pontevedra	1.8
CANARIAS	3.2	Orense	0.6
Las Palmas	1.6	Lugo	0.6
Tenerife	1.6		
		MADRID	17.3
CANTABRIA	1.3		
		MURCIA	2.1
CASTILLA-LEON	5.8		
Valladolid	1.3	NAVARRA	1.4
León	1.1		
Burgos	0.9	PAIS VASCO	6.4
Salamanca	0.8	Vizcaya	3.6
Palencia	0.4	Guipúzcoa	2.1
Zamora	0.4	Alava	0.7
Segovia	0.3		
		LA RIOJA	0.7
CASTILLA			
LA MANCHA	3.3		
Toledo	1.0		
Ciudad Real	0.9		
Albacete	0.7		
Guadalajara	0.4		
Cuenca	0.3		

FUENTE: Elaboración propia a partir de Telefónica de España (1991).

CUADRO 4
Provincias ordenadas según porcentaje de participación en el gasto total
en tráfico telefónico internacional (año 1989).

Madrid	26.09
Barcelona	16.97
Málaga	7.31
Baleares	6.51
Alicante	5.14
Las Palmas	4.86
Tenerife	4.06
Valencia	3.72
Gerona	3.09
Vizcaya	2.00
Guipúzcoa	1.73
Cádiz	1.53
Coruña	1.44
Tarragona	1.40
Sevilla	1.34
Pontevedra	1.29
Asturias	1.04
Murcia	0.98
Zaragoza	0.93
Castellón	0.79
Granada	0.76
Navarra	0.70
Almería	0.65
Cantabria	0.59
Valladolid	0.40
Alava	0.39
Orense	0.38
Salamanca	0.33
Córdoba	0.30
Lérida	0.30
León	0.29
Burgos	0.27
Huelva	0.25
La Rioja	0.24
Badajoz	0.21
Jaén	0.18
Toledo	0.18
Lugo	0.14
Cáceres	0.13
Huesca	0.13
Albacete	0.11
Guadalajara	0.11
Ciudad Real	0.09
Palencia	0.08
Segovia	0.08
Zamora	0.07
Ávila	0.05
Cuenca	0.04
Teruel	0.03
Soria	0.03

FUENTE: Elaboración propia.

DOCUMENTOS DE TRABAJO

- 92-01: "Ahorro agregado y envejecimiento de la población española", **José V. Rios-Rull**.
- 92-02: "The degree of centralization of collective bargaining, the inflation unemployment trade-off and microeconomic efficiency revisited", **Juan F. Jimeno**.
- 92-03: "Efectos de los factores financieros en el empleo usando datos de empresas", **María Arrazola**.
- 92-04: "La importancia relativa de los shocks agregados y de los shocks microeconómicos en las fluctuaciones de la economía española", **Juan F. Jimeno y Marta Campillo**.
- 92-05: "¿Es la participación activa procíclica en España?", **José de Hevia y Alfonso Novales**.
- 92-06: "Un estudio econométrico de la demanda de tráfico telefónico particular en España 1980-1990: Tráfico interurbano, internacional y urbano", **Teodosio Pérez**.
- 92-07: "Estructura financiera e inversión", **Jorge Martínez y Gonzalo Mato**.
- 92-08: "Las implicaciones macroeconómicas de la negociación colectiva: el caso español", **Juan F. Jimeno**.
- 92-09: "Efficiency and equity consequences of separate income tax systems for the Autonomías in Spain", **Timothy J. Goodspeed**.
- 92-10: "Nuevas líneas ferroviarias de alta velocidad en España y sus efectos económicos", **Oscar Alvarez y José A. Herce**.
- 92-11: "Productivity and wage effects of fixed-term employment: Evidence from Spain", **Juan F. Jimeno y Luis Toharia**.
- 92-12: "Determinantes macroeconomicos de la morosidad bancaria", **Xavier Freixas, José de Hevia y Alejandro Inurrieta**.
- 92-13: "Valoración del ECU Cesta-Dura (ECD) en un modelo de n países", **Miguel González Sardinero**.
- 93-01: "¿Son las Cajas y los Bancos estratégicamente equivalentes?", **Juan Coello**.
- 93-03: "Indiciación salarial y empleo: un análisis desagregado para el caso español", **María Draper**.
- 93-04: "The productivity effects of fixed term employment contracts: are temporary workers less productive than permanent workers?", **Juan F. Jimeno and Luis Toharia**.
- 93-05: "The determinants of labour mobility in Spain: who are the migrants?", **Luis Albériko Gil and Juan F. Jimeno**.
- 93-06: "A survey of recent applied macroeconomic and modelling research on the Spanish economy", **José A. Herce y Simón Sosvilla-Rivero**.
- 93-07: "Infraestructuras", **María Draper y José A. Herce**.
- 93-08: "Los servicios de transporte aéreo, marítimo y terrestre: Estructura económica y regulación", **Ginés de Rus**.
- 93-09: "Situación actual, resultados y perspectivas del sector de las telecomunicaciones en España", **Francisco Caballero**.
- 93-10: "Estructura y Regulación del sistema sanitario Español", **Guillem López i Casanovas**.
- 94-01: "HERMINS3, A three-sector structural model of the Spanish economy for the analysis of Community Support Frameworks", **José A. Herce y Simón Sosvilla-Rivero**.
- 94-02: "El mercado de depósitos a la vista en España: Banco Vs Cajas de Ahorro", **Juan Coello**.
- 94-03: "An econometric analysis of foreign direct investment in Spain, 1964-89", **Oscar Bajo-Rubio y Simón Sosvilla-Rivero**.
- 94-05: "Modelling international capital movements in the Spanish economy: A portfolio-balance approach". **Oscar bajo y Simón Sosvilla-Rivero**.
- 94-06: "Demanda de tráfico telefónico *nacional* en España 1985-1989: Un estudio econométrico con datos de panel provinciales", **Teresa Garín**.
- 94-07: "Demanda de tráfico telefónico *internacional* en España 1985-1989: Un estudio econométrico con datos de panel provinciales", **Teresa Garín**.