

LA DEMANDA DE TELEFONOS EN ESPAÑA

Iñaki MAULEON*

*Universidad Nacional de Educación a Distancia
Fundación Empresa Pública*

Este trabajo presenta estimaciones de funciones de demanda de líneas telefónicas en España. El estudio parte de una discusión de los datos y modelos teóricos fundamentales (en particular el enfoque logístico), y aplica una metodología econométrica rigurosa a la estimación de las funciones de demanda propuestas. Asimismo, se discuten varias líneas de investigación futura, y se propone un modelo regional con cierto detalle.

1. Introducción

El objetivo de este trabajo es doble: por una parte se plantea el análisis de algunos aspectos de la demanda de teléfonos en España, y por otra se pretende estimular el interés por el estudio de determinados sectores industriales o productos específicos de empresas públicas o semipúblicas, como es el caso de los teléfonos. Esta es una vía de análisis poco, o nada, explotada estadísticamente en este país a pesar de su evidente interés, y de la enorme disponibilidad de datos en muchos casos (por ejemplo, el sector del automóvil y el eléctrico). El estudio empírico mediante modelos econométricos de la demanda telefónica goza de gran tradición en otros países, e incluso en algunos casos existen revistas dedicadas casi exclusivamente a este problema (véanse algunas referencias al final del trabajo). El análisis que aquí se presenta tiene carácter preliminar, y pretende abrir un campo de discusión sobre el tema. En cualquier caso, el interés de este problema en la actualidad es considerable debido a la explosión de demanda experimentada en los últimos años.

El trabajo que aquí se presenta está dividido en varias partes que se comentan a continuación. La segunda sección plantea algunas cuestiones básicas sobre el enfoque a seguir en el estudio de demanda telefónica, a partir de un análisis de las relaciones básicas que definen lo que podríamos llamar «el dato telefónico» (Sección 2). Un paso obligado a continuación, es la discusión de los trabajos existentes al respecto. Dentro de ellos se presta especial interés al modelo de saturación, ya que éste ha sido un enfoque tradicional para el estu-

* Agradezco los comentarios de Teodosio Pérez Amaral, y los de un evaluador anónimo.

dio de mercados, o productos, específicos. La importancia de determinar la existencia, o no, de este punto, para la programación de las inversiones telefónicas es, obviamente, crucial (Sección 3). La siguiente sección es la central de este trabajo, y está dedicada a la presentación de los resultados empíricos sobre el modelo alternativo propuesto (Sección 4). Finalmente, la Sección 5 plantea una serie de cuestiones abiertas por donde podría encaminarse la investigación futura.

2. Enfoques en la modelización de la demanda telefónica

Antes de presentar los comentarios a los modelos existentes, y de analizar en detalle una propuesta alternativa a los mismos, puede ser conveniente discutir algunas cuestiones específicas al problema de la demanda telefónica. Los tres tipos de cuestiones que se van a comentar en esta sección son los siguientes: 1) métodos predictivos, 2) usos de los modelos, y, 3) tipos de modelos. A continuación se discuten estos tres puntos, con especial atención al tercero de ellos.

2.1. Métodos predictivos

La discusión sobre los métodos predictivos es conveniente realizarla a partir de los diferentes horizontes de planificación que considera la CTNE (Compañía Telefónica Nacional de España) y que son los siguientes: un año (corto plazo), 3 a 5 años (medio plazo), y 10-20 años (largo plazo). Respecto a la previsión a corto plazo, quizá el aspecto más importante a tener en cuenta es el posible componente estacional de las series que, puede ser convenientemente captado, en general, por modelos univariantes, ARIMA o de otro tipo. Esta previsión debe modularse, de todas formas, de acuerdo a las previsiones a medio plazo. Por ejemplo, si en la previsión a medio plazo se detecta un cambio de tendencia significativo, puede incorporarse en las previsiones a corto plazo interpolando el dato a medio plazo con la previsión a corto plazo como indicador, y aplicando un método disponible para este tipo de problema (por ejemplo, el de Denton).

En lo que respecta a la previsión a medio plazo, no parecen existir graves dudas sobre la utilidad de los modelos econométricos de corte tradicional, aunque sólo sea debido a la inexistencia de ningún otro marco conceptual adecuado al problema. La dificultad que usualmente se achaca a estos modelos es la necesidad de predecir las variables independientes. Aunque este argumento es cierto, no cabe duda de que habremos avanzado considerablemente con un modelo econométrico, si la predicción (cuantitativa o cualitativa) de las variables independientes es más sencilla que la de la variable dependiente del modelo por sí sola. En cualquier caso, una utilidad incuestionable de estos modelos es la posibilidad de llevar a cabo simulaciones de modo adecuado bajo diferentes hipótesis, o escenarios. Dando probabilidades subjetivas a estos últimos, puede obtenerse, también, una previsión ponderada para la variable dependiente del modelo.

La previsión a muy largo plazo es el punto donde mayores problemas se plantean, como era esperable. Para abordar este problema se ha sugerido, en ocasiones, utilizar modelos que postulan una ley de comportamiento sencilla para la evolución de la variable dependiente (por ejemplo el modelo logístico). La validez de las simplificaciones que implican estos modelos es, sin embargo, bastante discutible. Puede demostrarse, por otra parte, que este tipo de enfoques son, en realidad, modelos econométricos simplificados (véanse las secciones 3 y 4). En resumen, los modelos econométricos proporcionan un marco conceptual coherente y unificado para diferentes horizontes de previsión (o simulación). Ello no obsta para que en la consideración de horizontes a largo plazo pueda ser aconsejable efectuar supuestos simplificadores sobre la evolución de determinadas variables independientes. Las propiedades, o solución del modelo econométrico a largo plazo, es un aspecto que, naturalmente, debe ser tenido en cuenta con extremo cuidado en el proceso de estimación y especificación, cuando el modelo se va a utilizar con ese horizonte.

Todos los métodos considerados hasta aquí en esta sección pueden encuadrarse dentro de lo que en otro tipo de literatura se denomina como métodos *«top-bottom»* o cumbre-base, es decir, métodos basados en las previsiones globales y desarrollados desde la dirección de un organismo, o empresa. Alternativamente, existe otro método de predicción opuesto y denominado *«bottom-top»*, o base-cumbre. Este último método se basa en obtener una predicción agregada, sumando las predicciones obtenidas al máximo nivel de desagregación posible por un observador. Probablemente este método es bastante exacto a muy corto plazo, aunque es muy costoso en recursos humanos, y difícilmente puede servir para detectar cambios de tendencia. No obstante, puede ser un complemento interesante para explicar los «residuos» de un modelo econométrico.

2.2. Usos de los modelos

La necesidad y utilidad de los modelos econométricos para la previsión de la demanda no necesita ser especialmente subrayada, en el actual contexto de explosión totalmente imprevista de la demanda de servicios telefónicos. Puede ser conveniente señalar, no obstante, que la previsión sectorial cobra mayor importancia en una situación como la actual ya que, aunque no pueda cubrirse a corto plazo el desfase global entre oferta y demanda, sí puede ser suavizado, siempre que se disponga de previsiones sectoriales que permitan localizar los puntos de mayor racionamiento, o desequilibrio. Por este motivo, el desarrollo de modelos provinciales de demanda puede ser de la máxima utilidad en los momentos actuales.

La estimación de elasticidades-precio de la demanda de líneas y, especialmente, de la demanda de tráfico, es otro de los objetivos cruciales de las estimaciones econométricas. Ello se debe al hecho obvio, de que la oferta de nuevos servicios depende en gran medida del grado de autofinanciación que

la CTNE alcance a través de sus ingresos. Si las demandas de los respectivos servicios no son excesivamente elásticas, un incremento de las cuotas de abono e instalación conducirá a un incremento de los ingresos que permitirá aumentar la oferta. De este modo, y en esta situación, un aumento de las cuotas permite una disminución del racionamiento, o lista de espera, por la doble vía de una disminución de la demanda y un incremento de la oferta¹. Hay que tener en cuenta también, no obstante, que la infraestructura de telecomunicaciones condiciona decisivamente el desarrollo económico global en las sociedades actuales. Por este motivo, puede que sea necesario tener en cuenta consideraciones de esta índole en la fijación de una política de precios, aparte de las puramente financieras.

2.3. Tipos de modelos

Los tipos posibles de modelos que poseen interés en el análisis de la demanda telefónica pueden ser analizados convenientemente a partir de una breve descripción contable del dato telefónico. Consideremos, entonces, las siguientes expresiones,

$$\Delta LS + \Delta LE = \Delta DT = DN = P - C - B \quad [1]$$

donde los diferentes símbolos se definen a continuación.

LS = líneas instaladas en servicio

LE = lista de espera

P = peticiones registradas

C = peticiones canceladas

B = bajas registradas

DN = demanda neta

DT = demanda total.

El símbolo « Δ » aplicado a una variable significa el incremento de la misma en el período de tiempo considerado. Las variables «*DN*» y «*DT*» son definiciones arbitrarias, y las demás corresponden a conceptos obvios que no requieren, por tanto, una explicación especial. Los conceptos de peticiones registradas, canceladas y bajas, son variables flujo, mientras que los de lista de espera,

¹ Es interesante comentar, en este contexto, el efecto de un incremento de precios sobre el racionamiento del mercado. Como la oferta de nuevas líneas depende parcialmente de los ingresos obtenidos por las ventas, puede plantearse la posibilidad de un efecto perverso ante un aumento de cuotas (precios). Si la elasticidad de la demanda es menor que la unidad, los ingresos aumentarán ante un aumento de las cuotas, de modo que la oferta también lo hará y la demanda caerá: en resumen, un descenso del racionamiento por doble motivo. Si la demanda es, por el contrario, muy elástica (mayor que la unidad) el incremento de cuotas conducirá a una disminución de los ingresos y, consecuentemente, de la oferta. Puede darse la posibilidad, entonces, de que un incremento de cuotas conduzca a un incremento de la lista de espera (algebraicamente es sencillo, también, comprobar esta posibilidad).

líneas en servicio, y demanda total son variables de tipo «stock». Salvo detalles de importancia secundaria al objeto del desarrollo de modelos, el esquema de [1] es el punto de partida básico para el análisis de la demanda telefónica de líneas².

Parece bastante claro, en principio, que la variable objeto de estudio ha de ser la demanda total de líneas (lista de espera más líneas en servicio), como efectivamente ocurre en la mayor parte de los estudios empíricos al respecto. Un análisis sofisticado del problema conduce al estudio desagregado de esta demanda total en tres conceptos básicos: peticiones registradas brutas, peticiones canceladas, y bajas. Este análisis puede simplificarse algo, si se analizan únicamente las peticiones netas (peticiones brutas menos canceladas), y las bajas. Sin embargo, algunos resultados preliminares parecen indicar que el error en el ajuste de un modelo para las peticiones brutas es mucho menor que el obtenido en el de peticiones netas (Martín Guzmán, 1985): esto parece indicar que las peticiones canceladas siguen un modelo sustancialmente diferente al de las registradas lo que hace aconsejable, por tanto, su modelización independiente.

La siguiente decisión sobre la desagregación del modelo surge al considerar independientemente las categorías de abonados en particulares y no particu-

² Puede plantearse un problema peculiar en relación a la definición de las peticiones canceladas.

Para analizarlo, consideremos la definición básica de los datos telefónicos,

$$\Delta LS_t + \Delta LE_t = PB_t - C_t - B_t$$

siendo PB_t las peticiones brutas. Un problema que se plantea aquí es que, de hecho, las peticiones canceladas en « t », « C_t », corresponden, al menos parcialmente, a peticiones realizadas en períodos anteriores. Por tanto, podemos descomponer PB_t en los componentes « PF_t » o peticiones firmes, y « PC_t », o peticiones cancelables en el futuro. La dificultad estriba, naturalmente, en que $PC_t \neq C_t$, en general. Una consecuencia de este fenómeno es que las estimaciones de demanda total, obtenidas por agregación temporal de la identidad básica ($LS + LE$) estarán ligeramente sesgadas hacia arriba.

En la práctica, el componente PC_t no es observable, por lo cual, lo más sencillo es suponer que $PC_t = C_t$, y trabajar con la demanda observada. A la hora de planificar las inversiones, no obstante, este problema debe ser tenido en cuenta. Para ver esto, consideremos una situación en la que la demanda total depende del nivel de actividad que se supone constante, pero en la que las peticiones canceladas dependen, también, del incremento de la oferta. Entonces,

$$LS_0 + LE_0 = \alpha PIB_0$$

$$C_1 = \gamma \Delta LS_1$$

Supongamos que se desea eliminar la lista de espera, para lo cual es necesario evaluar la inversión necesaria. Entonces deberá cumplirse que $LE_1 = C_1$ y, así, únicamente hay que satisfacer la demanda pendiente ($LE_0 - C_1$). Entonces,

$$\Delta LS = LE_0 - C_1 = LE_0 - \gamma \Delta LS_1$$

de donde obtenemos, finalmente, el incremento de oferta de líneas necesario para eliminar la lista de espera, dado por,

$$\Delta LS = (1 + \gamma)^{-1} LE_0$$

y que es algo menor que el aparentemente necesario (LE_0).

lares, o empresas. En principio, estos dos tipos de abonados corresponden a las categorías usuales en el análisis económico de empresas y consumidores, por lo que parece razonable analizar su demanda independientemente, ya que las decisiones de ambos grupos sobre consumo e inversión se toman de diferente forma. Este tipo de desglose se superpone al anterior, obviamente, con lo cual el modelo considerado hasta ahora al máximo nivel de desagregación incluye seis ecuaciones (peticiones registradas, peticiones canceladas y bajas, para cada categoría de abonado).

La superposición del tipo de abonado y el grado de desglose de la demanda total da lugar a cuatro clases posibles de modelización, cuyos méritos relativos se comentan brevemente a continuación. Es preciso tener en cuenta, en primer lugar, el criterio de coste, que penaliza a los modelos desagregados, tanto por el tiempo y recursos que requieren para su estimación, como por la complejidad implicada en la formulación de modelos de varias ecuaciones (téngase en cuenta que la previsión es uno de los objetivos fundamentales del ejercicio propuesto). Este tipo de modelos está condicionado, además, a la existencia de datos; otra forma de ver este mismo problema es observar que la calidad de los datos desagregados tiende a ser generalmente menor (incluso en muchas ocasiones deben ser estimados). En cualquier caso, debe tenerse en cuenta, también, que desde el punto de vista de la simulación siempre es útil disponer de varios modelos para estudiar el mismo problema, ya que si todos ellos conducen a resultados similares la validez de los mismos queda considerablemente reforzada. Por otra parte, las predicciones obtenidas por diferentes métodos siempre pueden combinarse ponderándolas inversamente a sus varianzas (véase también el Anexo 1, donde se desarrolla un método de combinación de previsiones nacionales y provinciales que puede aplicarse en este contexto). En definitiva, la opción a seguir consiste en partir de modelos muy agregados para ir desglosándolos en la medida de lo posible ya que, como se desprende de la discusión anterior, el valor añadido por el punto de vista desagregado puede ser sustancial. En este trabajo se presentarán estimaciones de demanda total agregada y desagregada por categorías de abonados, así como una primera aproximación a un modelo de peticiones, también desagregado por categoría de abonados.

Hasta ahora se han considerado en esta sección diferentes modelos para analizar la demanda de líneas, que es uno de los problemas básicos en que se subdivide la demanda telefónica. El otro aspecto a considerar es la demanda de tráfico telefónico, problema que puede considerarse desde el punto de vista de la desagregación, de modo similar al anterior. El tráfico puede subdividirse por categorías de abonados y por clases según las diferentes tarifas aplicadas (horarias, urbanas, interurbanas, etc.). Es evidente, también, y así se demuestra en algunos resultados empíricos preliminares, que la demanda de tráfico debe ser estrechamente dependiente de la demanda de líneas, por lo que la modelización conjunta de ambos fenómenos parece aconsejable desde un punto de vista estadístico (incluso puede llegar a ser conveniente analizar el tráfico por estación, o por línea).

3. Evaluación de los modelos existentes

La CTNE ha desarrollado a lo largo de los últimos años algunos modelos preliminares para abordar el problema objeto de este trabajo. Estos modelos son principalmente dos: 1) modelo de peticiones (Martín-Guzmán, 1985; desarrollado posteriormente por Hernández, 1987 y por López-García, 1987) y, 2) modelos de saturación. Ambos enfoques poseen aspectos positivos, aunque abren ciertos interrogantes que se analizan a continuación, lo que permitirá plantear la propuesta alternativa discutida en la sección 4.

3.1. Modelo de peticiones

El modelo de peticiones existente plantea algunos problemas que se discuten a continuación. Para ello puede ser conveniente considerar las dos ecuaciones siguientes, que subrayan los aspectos discutibles de este enfoque,

$$\begin{aligned}\log(PP) &= \alpha \log(Y) - \gamma \log(LS) + \delta \\ \log(PNP) &= \beta \log(PS) + \psi\end{aligned}\quad [2]$$

donde «*PP*» son las peticiones netas de particulares, «*Y*» la renta per cápita, «*LS*» las líneas en servicio per cápita, «*PNP*» las peticiones netas de no particulares, «*PS*» la población ocupada en servicios, y donde « δ » y « ψ » recogen el resto de variables no consideradas explícitamente en [2].

Un primer problema planteado por esta especificación reside en la relación establecida entre peticiones y renta (o población en servicios). En principio, la demanda de líneas es una inversión, de modo que la demanda de las mismas debería estar relacionada con la riqueza (y con la renta como «proxy» de la riqueza). Por tanto, lo que debería aparecer como variable explicativa en [2] es la variación de la renta, y no su nivel. Visto de otra forma, supongamos una situación de equilibrio económico en el que «*Y*» y las demás variables englobadas en « δ » permanecen constantes. En estas condiciones deberíamos esperar que, una vez efectuados los ajustes dinámicos pertinentes, la demanda de líneas se estabilizase. Sin embargo, esto no ocurrirá así, en general, según la especificación de [2], ya que las peticiones seguirán siendo positivas (véase, también [1]). Por consiguiente, estos modelos plantean dificultades para su simulación a medio y largo plazo.

La crítica anterior podría ser contestada en el caso del modelo de peticiones particulares, debido a la aparición entre los regresores de la variable «líneas instaladas» con signo negativo. La interpretación habitual del signo de este coeficiente es que está captando «la saturación» de la demanda, de forma que cuando el «stock» de líneas instaladas aumenta, el flujo de peticiones disminuye. Llevando esta interpretación algo más lejos con el objetivo de responder a la crítica del párrafo anterior, podríamos dar una interpretación de equilibrio a este modelo: dicho equilibrio se alcanzaría en el momento en el que las nuevas peticiones fuesen iguales a las bajas registradas en el período,

de modo que la lista de espera fuese nula y las líneas instaladas coincidiesen, por tanto, con la demanda total. Entonces, la solución de este modelo implica que la demanda de líneas (stock) depende del nivel de renta y de las restantes variables de « δ ». El problema del párrafo anterior parece aparentemente resuelto. Sin embargo, cuando damos valores a los parámetros del modelo y sustituimos diferentes valores para las bajas observadas y las restantes variables, nos encontramos con que el equilibrio de demanda de líneas puede variar entre 35 y 80 líneas por cada 100 habitantes (dando, también, diferentes valores a γ ; el nivel en 1990 era de 28 líneas por 100 habitantes, aproximadamente).

En definitiva, aunque la interpretación de equilibrio en el caso del modelo para las peticiones particulares es posible, la solución es muy inestable lo que nos conduce, de nuevo, a la conclusión anteriormente mencionada: los modelos de peticiones en su especificación actual pueden ser válidos para la predicción a corto plazo, pero es arriesgado utilizarlos para simulaciones a medio y largo plazo.

3.2. Modelo de saturación

Este tipo de enfoque es bastante popular en el análisis de demanda de algunos mercados, y lo fue durante cierto tiempo en el caso de la demanda de servicios telefónicos. En el caso de la CTNE, la oportunidad de este enfoque se ha vuelto a considerar, motivo por el cual se ha juzgado conveniente discutir a continuación algunos aspectos problemáticos del mismo.

La idea básica de este enfoque es que el mercado potencial para un producto cualquiera tiene un límite, determinado por razones que son de importancia secundaria. Lo que se pretende, entonces, es describir las etapas de penetración del producto de acuerdo a una sencilla ley matemática. Estas etapas se supone que son, básicamente, las tres siguientes y en orden cronológico: 1) despegue, caracterizado por tasas de crecimiento de la penetración creciente, 2) estabilización, caracterizado por un crecimiento estable, y, finalmente, 3) saturación, período en el que la tasa de crecimiento decae y se aproxima a cero en la medida en que alcanza el techo del mercado (nivel de saturación). Un modelo matemático que ha gozado de considerable popularidad para describir estas fases es el logístico, que vendría dado por la siguiente ecuación,

$$x_t = \bar{x} / (1 + \lambda e^{-\phi t}) \quad [3]$$

donde « x_t » es la penetración en un momento « t », « \bar{x} » el nivel de saturación, y « λ », « ϕ », parámetros específicos de cada mercado, estimables estadísticamente. En el caso que nos ocupa, « x_t » y « \bar{x} » corresponderán a demanda de líneas per cápita. Para analizar algunas propiedades del modelo de [3] puede ser conveniente reescribirlo de la siguiente forma,

$$p_t = 1 / (1 + \lambda e^{-\phi t}) \quad ; \quad p_t = x_t / \bar{x} \quad [4]$$

de modo que $0 \leq p_t \leq 1$ para todo valor de « t » (es decir, « p » mide la proporción de la demanda actual « x_t », sobre la potencial « \bar{x} », o si se quiere, la penetración definida de modo ligeramente diferente). Tomando logaritmos en [4] y diferenciando con respecto al tiempo, obtenemos con facilidad la expresión,

$$d \log(p_t) = \phi(1 - p_t) \quad [5]$$

que puede ser escrita también como sigue,

$$d(p_t) = \phi p_t(1 - p_t) \quad [6]$$

El modelo logístico escrito de esta forma permite sacar alguna conclusión interesante. Es fácil comprobar que si maximizamos (dp) respecto a « p », la solución nos conduce a los valores $p = 1/2$, $dp = \phi/4$. En el contexto de la demanda de líneas telefónicas, esto quiere decir que el nivel de peticiones registradas por período comenzará a caer en el momento en que la penetración haya alcanzado un 50 % del mercado potencial. De este modo, si suponemos, por ejemplo, que la saturación corresponde a 60 ó 70 líneas por cada 100 habitantes aproximadamente, dado que actualmente la penetración es de unas 28 líneas, nos encontramos muy próximos al punto en el que las peticiones de nuevas líneas van a experimentar un punto de inflexión hacia abajo, lo que aconsejaría reducir la velocidad de inversiones por parte de la CTNE (una conclusión, por otra parte, difícil de creer en las actuales circunstancias de aceleración de la demanda de nuevas líneas, puesto que las peticiones están creciendo a un ritmo anual del 20 % aproximadamente).

Desarrollando algo más el modelo de [6], obtenemos la expresión siguiente,

$$d(x_t) = (\phi/\bar{x}) x_t(\bar{x} - x_t) \quad [7]$$

que posee una interpretación interesante: según esta expresión, la demanda de nuevas líneas es proporcional al producto de dos factores, 1) el volumen de líneas instaladas, ya que cuanto mayor sea éste, mayor será la utilidad de demandar una línea, por las mayores posibilidades de comunicación ofrecidas, y, 2) la distancia entre las líneas instaladas y la saturación, de modo que cuando esta diferencia disminuya, el ritmo de nuevas peticiones, obviamente, disminuirá. Visto de este modo, el modelo logístico posee propiedades dinámicas razonables (aunque como veremos, no son privativas de este enfoque). La expresión de [7] puede escribirse con facilidad, también, como sigue,

$$\Delta \log(x_t) = \alpha_0 - \alpha_1 x_{t-1} \quad [8]$$

donde $\alpha_0 = \phi$, y, $\alpha_1 = \phi/\bar{x}$, y donde se han aproximado las diferencias por incrementos discretos. Esta última expresión permite describir con facilidad la evolución gráfica de una curva logística (véase el Gráfico 1) que recoge, como vemos, las tres fases de crecimiento mencionadas anteriormente (despegue, estabilización y saturación). La expresión [8] es conveniente, también, porque se presta con facilidad a un contraste empírico. Para ello, se ha estimado dicho modelo con datos trimestrales de líneas demandadas per cápita

en el período 1976-1987, en diferentes subperíodos. Los resultados de dicho ejercicio se muestran a continuación, en la siguiente tabla,

Período	α_0	α_1	Saturación (líneas/100 hab.)
76.II - 87.IV	0.0294	0.000783	37
76.II - 81.IV	0.0647	0.002685	24
82.I - 87.IV	-0.0153	-0.001	∞

[9]

Si analizamos los resultados para toda la muestra, en primer lugar, los valores estimados para « α_0 » y « α_1 » nos dan un punto de saturación igual a $\alpha_0/\alpha_1 = 37$ líneas por cada 100 habitantes (1.^a línea de la tabla anterior), resultado que parece plausible. Si dividimos, ahora, la muestra considerada en dos períodos de duración similar y efectuamos el análisis anterior, obtenemos un nivel de saturación para la primera parte de la muestra de 24 líneas por 100 habitantes, que es sustancialmente distinto e inferior a la saturación estimada para toda la muestra e, incluso, inferior al nivel actual de demanda (28 líneas por 100 habitantes). Si analizamos la segunda parte de la muestra el resultado es aún más sorprendente: dado que el signo de « α_1 » se invierte, la tasa de crecimiento de la demanda es creciente, con lo cual no existe punto de saturación o alternatively, la demanda de líneas tiende a infinito, resultado claramente inaceptable.

La explicación de estos resultados puede verse también gráficamente (véanse los Gráficos 2 y 3). En el Gráfico 2 se representan la demanda de líneas por 1.000 habitantes en el período analizado, y un ajuste de esta demanda mediante una cúbica en el tiempo. La densidad observada (parte superior) sigue una tendencia creciente, aunque en la primera parte de la muestra desciende, y en la segunda parece acelerarse. El ajuste proporcionado por la cúbica y representado en la parte inferior del gráfico confirma esta impresión visual. Si separamos este ajuste en las dos muestras correspondientes a los períodos considerados en la tabla [9], todavía se puede apreciar con mayor claridad el fenómeno mencionado: la primera parte corresponde a una desaceleración de la demanda, mientras que en la segunda, dicha demanda se acelera considerablemente (véase el Gráfico 3). Comparando estos resultados con la evolución prevista por una logística (Gráfico 1), vemos que, en el período analizado, la evolución de la demanda ha seguido exactamente el ritmo opuesto al previsto, y a esto se debe que en la segunda parte de la muestra, cuando la demanda se acelera, la saturación estimada no exista, o tienda a infinito. En definitiva, lo que este análisis descriptivo parece sugerir es que el modelo logístico, a pesar de poseer algunas propiedades atractivas, no es suficiente para describir la evolución de una demanda, que parece comportarse de manera bastante más compleja. El apartado siguiente avanza más sobre esta idea, y propone modelos alternativos, junto con estimaciones para los mismos.

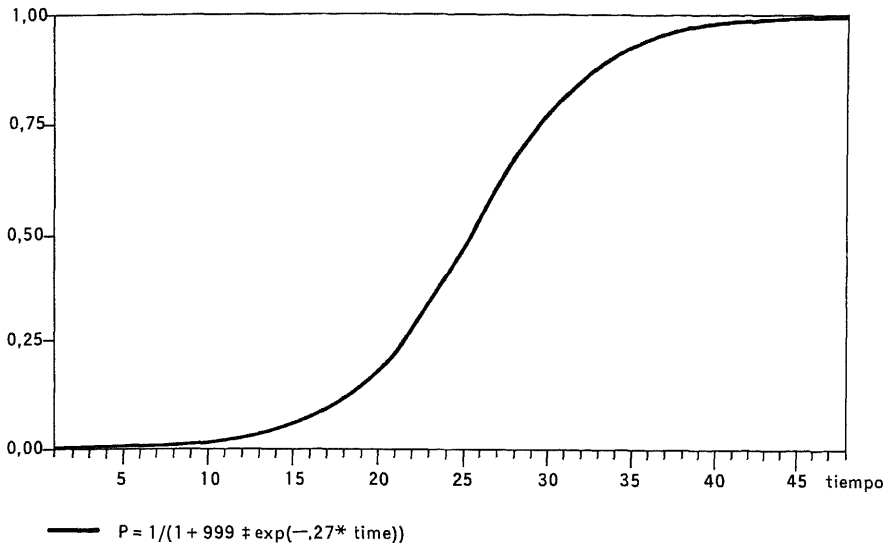


Gráfico 1
Evolución de una logística

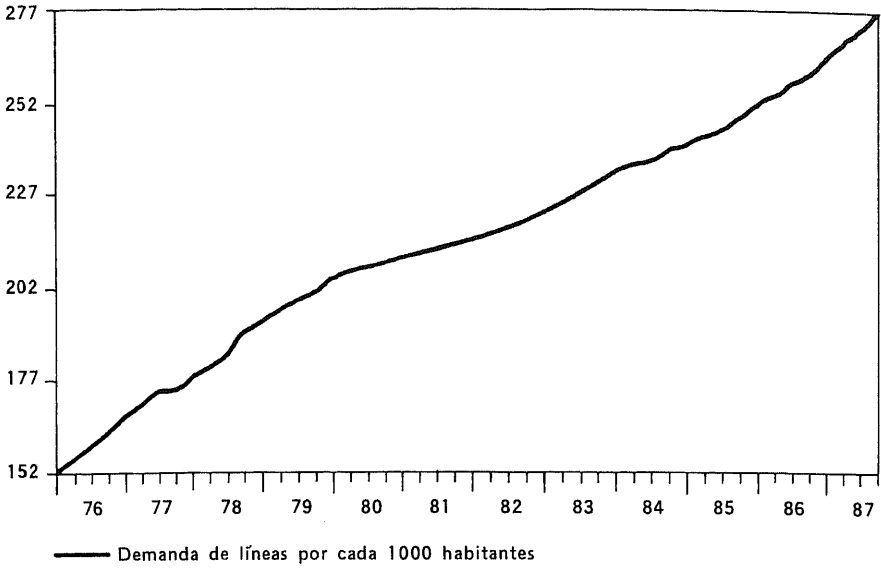
4. Un modelo de equilibrio

Esta última sección va a estar dedicada a presentar un enfoque alternativo a la modelización de la demanda de servicios telefónicos. Para ello, comenzaremos con una crítica descriptiva del modelo de saturación [10], para pasar a continuación a la presentación de una generalización dinámica del modelo logístico [11], y a un análisis de los posibles determinantes de la demanda analizada [13]. Los resultados empíricos para modelos de demanda, particular y no particular, y para peticiones netas se presentarán a continuación [14] y [15].

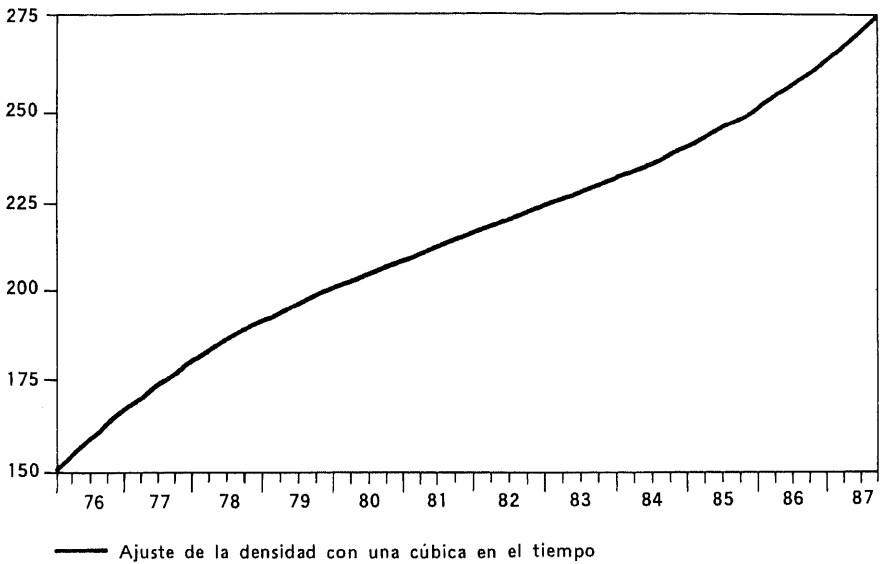
4.1. El punto de saturación

El supuesto que parece menos plausible desde un punto de vista económico, respecto al modelo de saturación, es la existencia de este punto independientemente de cualquier otra consideración. En una situación de equilibrio estacionario, en la que todas las variables económicas y demográficas que puedan afectar a la demanda de servicios telefónicos permanezcan estables, el modelo logístico con un punto fijo de saturación puede resultar una simplificación útil. Lo que resulta chocante es que este punto sea independiente del valor de otras variables económicas. Si así fuese, este resultado pondría en cuestión los fundamentos básicos del análisis económico. Dada la importancia de este punto, puede ser conveniente comenzar por un análisis descriptivo del problema, y para ello puede ser de utilidad la siguiente tabla que recoge las corre-

Gráfico 2

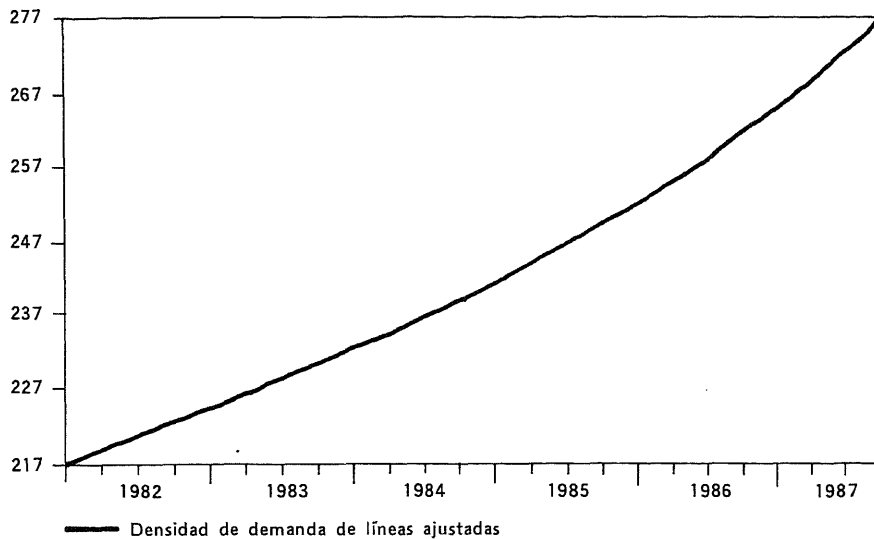


Densidad de demanda de líneas

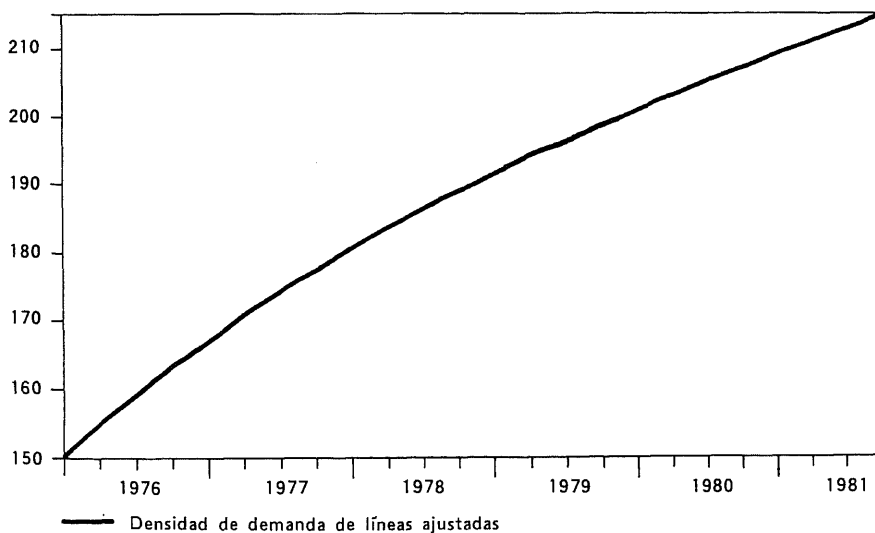


Densidad de demanda de líneas
(Ajuste)

Gráfico 3



Densidad de demanda de líneas
(1982. I - 1987. IV)



Densidad de demanda de líneas
(1976. I - 1981. IV)

laciones (totales) de la densidad de demanda de líneas por habitante, con algunas variables económicas y demográficas básicas.

Correlación de la densidad de líneas con varias variables

	PIB	Población	Cuota de instalación	
Correlación	0.93	0.99	-0.93	[10]

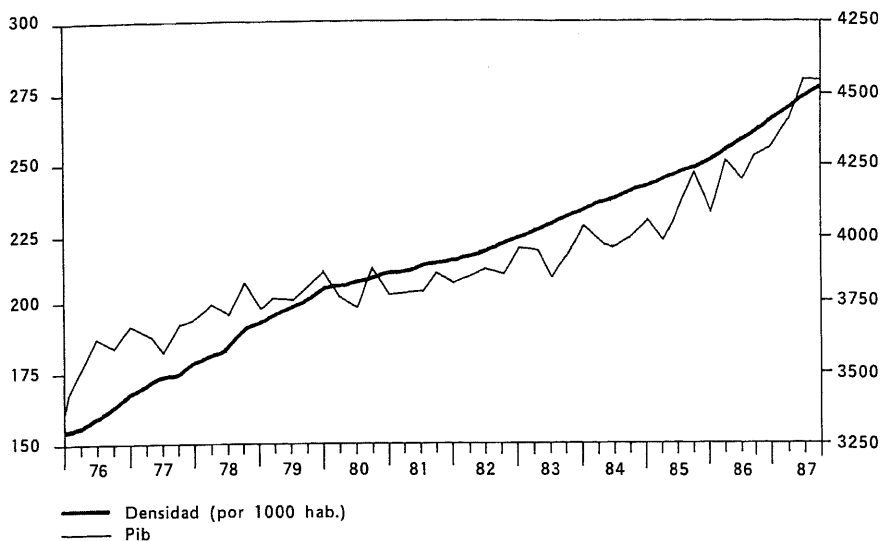
Como vemos, por tanto, las correlaciones son muy importantes. Un resultado similar se obtiene a partir de la impresión visual derivada de la comparación temporal de las variables consideradas. Los Gráficos 4 y 5 presentan algunas de estas comparaciones, y como puede verse, la relación entre la demanda de líneas y algunas variables, especialmente el PIB y la población, son bastante estrechas (el caso de las cuotas de abono es más complicado y se discutirá juntamente con la presentación de los resultados empíricos). Una conclusión similar se obtiene efectuando una primera regresión de la demanda de líneas sobre una serie de variables, lo que conduce a los siguientes resultados,

$$\begin{aligned}
 \text{Log (densidad)} = & -4.6 + 0.58 \log (\text{PIB}) \\
 & (1.5) \quad (7.8) \\
 & -0.027 \log (\text{cuota de instalación}) \\
 & (2.0) \\
 & +4.42 \log (\text{población}) \\
 & (16.5) \\
 & +2.E-7 \Delta \log (\text{líneas en servicio}) \\
 & (2.5)
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

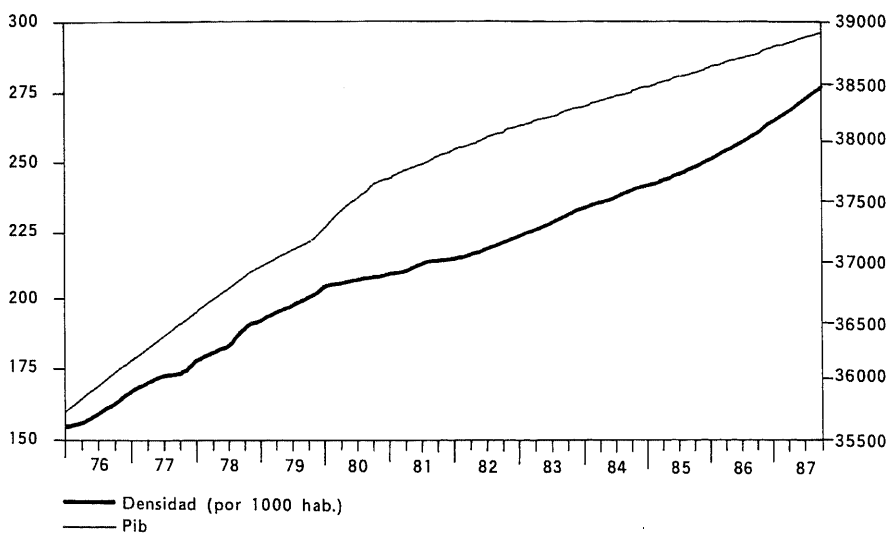
donde la «densidad» es el número de líneas por cada 1.000 habitantes (también denominada en ocasiones «penetración»). En definitiva, esta sencilla regresión confirma, nuevamente, la existencia de relaciones estrechas entre la demanda de líneas y variables económicas y demográficas relevantes, como era de esperar. Además, proporciona una primera idea acerca del valor de las elasticidades de equilibrio, y de la significatividad de ciertas variables que se discutirán a continuación³. Podemos concluir, entonces, que la evidencia a

³ La estimación de modelos econométricos en niveles o diferencias, es uno de los problemas con mayor tradición en las discusiones teóricas de esta disciplina. Sin entrar en los detalles de esta discusión, es interesante comentar que recientemente ha cobrado fuerza el enfoque que favorece la estimación en niveles. En concreto, se ha demostrado que pueden estimarse las elasticidades de equilibrio efectuando una regresión de la variable dependiente en los valores contemporáneos de las variables independientes, donde todos ellos están especificados en niveles (o logaritmos), siempre que los residuos de dicha regresión sean estacionarios, es decir, que las variables estén «cointegradas». La estimación puede ser, no obstante, muy sesgada pero sirve, al menos, para demostrar la existencia de relaciones entre determinadas variables, que es lo que se pretende aquí.

Gráfico 4



Densidad de demanda de líneas y PIB

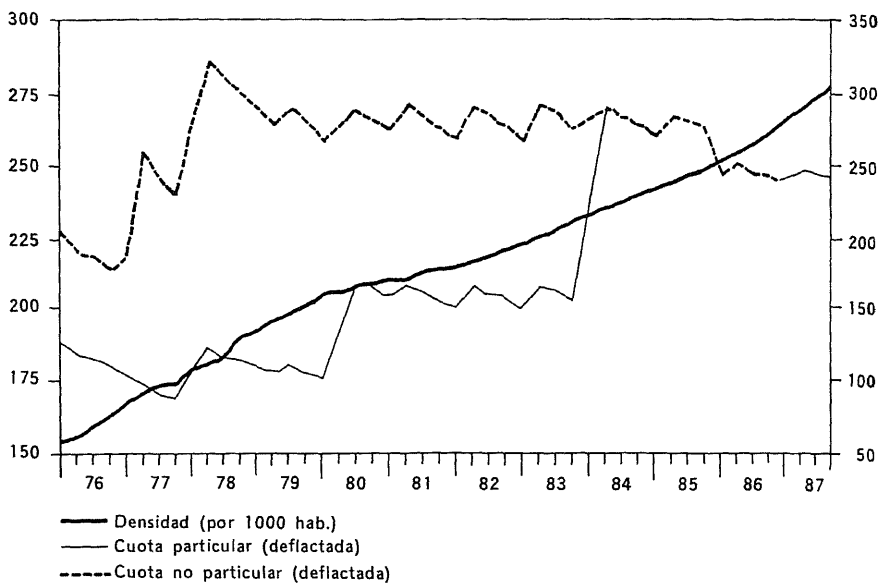


Densidad de demanda de líneas y población

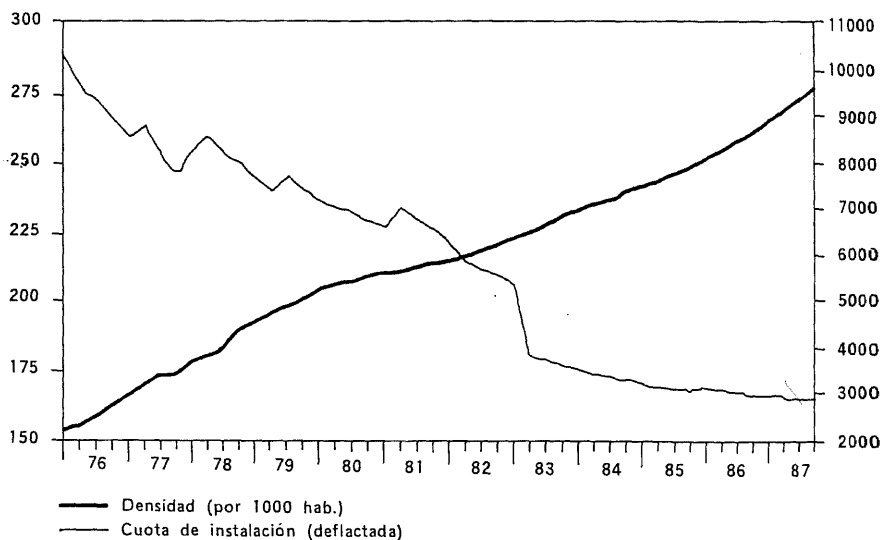
favor de la hipótesis de que la saturación debe depender de variables económicas, es fuerte. En otras palabras, deberíamos escribir,

$$\bar{x}_t = \bar{x} (\text{Renta, Población, cuotas de abono e instalación, etc.}) \quad [12]$$

Gráfico 5



Densidad de demanda de líneas y cuotas de abono



Densidad de demanda de líneas y cuota de instalación

y quizá sería más oportuno hablar de equilibrio de la demanda que de saturación, en consecuencia con el enfoque económico habitual.

4.2. Aspectos dinámicos

En la Sección 3 se han analizado algunas propiedades dinámicas interesantes del modelo logístico (véanse [7] y [8]). El objeto de este apartado es mostrar, cómo una generalización del modelo logístico nos conduce a modelos dinámicos más habituales. Para ello, consideremos, en primer lugar, el modelo logístico escrito en la forma,

$$\Delta x/x_{-1} = \phi(1 - \bar{x}/x_{-1}) \quad [13]$$

Las observaciones de la sección [10] nos conducen inmediatamente a rechazar la constancia del punto de saturación \bar{x} , de modo que una generalización obvia de [11] es la siguiente,

$$\Delta x/x_{-1} = \Delta \bar{x}/\bar{x}_{-1} + \phi(1 - (\bar{x}/x)_{-1}) \quad [14]$$

según la cual la tasa de variación de la demanda responde al desequilibrio, o distancia entre el punto de saturación y la demanda corriente (segundo término de [14]), y a la tasa de variación del punto de saturación (variación del mercado potencial). Si suponemos ahora, que la distancia entre « x_t » y « \bar{x}_t » no es muy grande (un ajuste dinámico no demasiado lento), entonces $1 - x/\bar{x} \cong \log(\bar{x}/x)$. Generalizando [14] algo más, de modo que la respuesta a las variaciones de « \bar{x} » no sea unitaria, obtenemos la expresión,

$$\Delta \log(x_t) = \phi_0 \Delta \log(\bar{x}_t) + \phi_1 \log(\bar{x}/x)_{t-1} \quad [15]$$

que corresponde a un modelo clásico de mecanismo de corrección de error. Añadiendo el supuesto de que los coeficientes « ϕ_0 » y « ϕ_1 » son, más bien, polinomios en el operador de retardos « L » obtenemos una expresión algo más general de [14] dada por,

$$\alpha(L) \log(x_t) = \beta(L) \log(\bar{x}_t) \quad [16]$$

donde $\alpha(1) = \beta(1)$, para que se cumpla, en equilibrio, la condición $x = \bar{x}$. Este modelo puede ser reescrito, también, en forma de función de transferencia dividiendo ambos lados por $\alpha(L)$, es decir,

$$\log(x_t) = (\beta(L)/\alpha(L)) \log(\bar{x}_t) \quad [17]$$

(siempre que $\alpha(L)$ no incluya raíces unitarias, por supuesto). Si tenemos en cuenta, ahora, [12] y generalizando un paso más los polinomios de retardos, obtenemos la expresión,

$$\log(x_t) = \sum_{i=1}^n \delta_i(L) \log(z_{it}) \quad [18]$$

donde « z_{it} », son las variables de [12] es decir, la renta, la población, las cuotas, etc.

En definitiva, hemos obtenido un modelo dinámico más común en la actual práctica del análisis cuantitativo, a partir de generalizaciones del modelo logístico. Las propiedades de [18] son, por supuesto, sustancialmente diferentes de la sencilla solución derivada del modelo logístico. Pero también es conveniente señalar que el modelo de [18] puede ser entendido, en realidad, como una generalización del logístico, lo que establece un nexo entre ambos, y éste ha sido el objetivo de este apartado.

4.3. Determinantes de la demanda

Para discutir los posibles determinantes de la demanda de servicios telefónicos es conveniente dividirlos en tres categorías, 1) variables de escala, 2) variables precio, y, 3) variables de racionamiento.

Respecto a las variables de escala, las dos que, en principio, parecen más importantes son la renta y los hogares (o la población en su lugar). Respecto a la renta, una primera cuestión interesante a discutir es el valor de la elasticidad-renta de la demanda de líneas. Para ver este punto de forma sencilla, comenzaremos por analizar la probabilidad de que un consumidor cualquiera demande una línea. Esta probabilidad deberá estar entre cero y uno, y por comodidad, supondremos por el momento que es igual para todos los consumidores (este supuesto es muy restrictivo y sólo se efectúa para obtener una idea de ciertos límites que la elasticidad comentada debe satisfacer; un estudio econométrico de esta decisión con la metodología de los métodos de variables cualitativas, es una tarea primordial para la investigación futura). Más concretamente, suponemos que,

$$P_i = y/(\theta + y) \quad [19]$$

siendo « y » la renta disponible per cápita, que en este modelo es igual para todos los individuos y θ alguna constante mayor que 0. Como $0 < y < \infty$, se cumple que $0 < P_i < 1$, como efectivamente debe ocurrir. Definamos ahora una variable « z_i » que toma el valor «1» si el individuo « i » decide demandar una línea, y el valor «0» en caso contrario. Podemos escribir entonces,

$$z_i = P_i + u_i \quad [20]$$

donde « u_i » es un error de media cero y varianza $P(1-P)$. La demanda total de líneas vendrá dada ahora por,

$$z = \sum_{i=1}^N z_i \quad [21]$$

denominando « N » al tamaño de la población. El valor esperado (o promedio) de esta demanda está dado, consecuentemente, por,

$$\bar{z} = E(z) = \sum_{i=1}^N E(z_i) = \sum_{i=1}^N P_i = N \cdot P \quad [22]$$

de modo que tomando logaritmos y diferenciando, es inmediato que,

$$d \log(\bar{z}) / d \log(y) = (1 - P) < 1 \quad [23]$$

En otras palabras, existen motivos para creer, de acuerdo a esta demostración, que la elasticidad renta de la demanda es menor que la unidad. Si tenemos en cuenta que la probabilidad promedio hoy día es aproximadamente 0.27 de acuerdo con [22] el valor de la elasticidad discutida estará alrededor de 0.71, un resultado que, efectivamente, aparece en algunas estimaciones (véase [28], [29] y los resultados del Anexo 2). No obstante, es preciso hacer notar que hubiese sido más correcto efectuar el análisis en términos de hogares, con lo cual el valor de \bar{z} vendría dado por $\bar{z} = H \cdot y$. Si tenemos en cuenta que, para una población dada, el número de hogares suele crecer con la renta per cápita, es normal esperar que $dH/dy > 0$, lo que puede conducir a que, empíricamente, la elasticidad-renta estimada sea próxima a la unidad, como de hecho ocurre en ocasiones.

Un segundo aspecto importante en el análisis de la renta y ya comentado en la sección 3, es el grado de diferenciación con que debe aparecer en las ecuaciones. En principio, la demanda de una línea o estación de teléfono, tiene carácter de inversión, por lo que la variable de escala adecuada es la riqueza de un agente (en el caso de los consumidores). Un agente planea la distribución de su riqueza entre varios activos financieros y reales, y dentro de éstos, entre las diferentes clases a su disposición, siendo uno de ellos las líneas telefónicas. La riqueza de un agente tiene, por tanto, componentes reales y financieros. Respecto al componente financiero puede ser conveniente no incluirlo en el análisis actual, ya que puede ser de difícil proyección, y el objetivo último de todo este ejercicio es realizar simulaciones. El componente no financiero de la riqueza, o activos reales, es de difícil medición y, en su lugar, suele ser común el supuesto de que puede ser aproximado por la renta. La idea básica es que la renta tendencial estaría relacionada con la riqueza « wh » por medio del tipo de interés, « r », según la siguiente expresión,

$$r \cdot wh = Y^T \quad [24]$$

de modo que podría estimarse « wh » por el cociente (Y^T/r) . Si añadimos el supuesto de que Y^T , no es observable directamente, pero es una suma ponderada de retardos de la renta corriente, hemos resuelto el problema de la observabilidad de « wh ». Por tanto, el «stock» de demanda de líneas debe estar relacionado con la renta y las nuevas peticiones, con una primera diferencia.

De este modo evitamos la incoherencia señalada en la sección 3 respecto a los modelos de peticiones existentes. Además, es lógico esperar que la renta apa-

rezca como determinante de la demanda, por medio de una distribución de retardos.

Un último punto importante que debe ser señalado hace referencia a la disponibilidad de observaciones. Como la renta debe ser trimestralizada por algún método, los errores de estimación se añaden al error general de la ecuación. Aunque este hecho no sesga los coeficientes, puede introducir ciclos en los errores (véase el anexo 1).

Respecto a la variable «población», es más o menos evidente que debe ser un determinante de la demanda analizada, ya que la demanda considerada por el análisis económico básico es la individual. Por agregación, la demanda total dependerá del tamaño de la población. Incluso puede ser aconsejable deflactar las restantes variables por la población, en la medida en que lo que se analiza es una decisión individual. Sin embargo, la variable población puede tener un efecto independiente en la demanda de líneas. Es decir, la especificación debería ser del tipo,

$$(D/Pob) = \alpha(Y/Pob) + \beta Pob \quad [25]$$

El motivo es doble: en primer lugar, la variable de escala más apropiada no es la población sino los hogares; de este modo, a no ser que la relación entre población y hogares sea unitaria, el coeficiente de « β » no será cero. Pero además, y en segundo lugar, la población sigue una evolución tendencial más suave que la de otras variables económicas y puede captar, por este motivo, aspectos tendenciales en la demanda telefónica muy difíciles de medir de otro modo como pueden ser, por ejemplo, aumentos de demanda por mayor oferta de servicios generada por el progreso técnico, o simples tendencias culturales hacia la disminución del tamaño de la unidad familiar.

La última variable de escala que puede ser necesario considerar es el tráfico telefónico. Es, en principio, lógico pensar que un incremento del tráfico conducirá a una mayor demanda de líneas. Sin embargo, para llevar a cabo simulaciones de demanda de líneas, tener en cuenta esta variable nos obligaría a especificar un modelo para la misma. Aunque éste ha sido el motivo para excluirla, esta omisión es, no obstante, temporal, y debe subsanarse en el momento en el que se desarrolle un modelo más completo y conjunto para la demanda de líneas y el tráfico telefónico.

Las variables precio son la siguiente categoría comentada al principio de esta sección. Las dos variables relevantes en este modelo son la cuota de instalación (común para abonados particulares y no particulares), y la cuota de abono. Lo esperable, en principio, es que la cuota de instalación tenga un mayor peso en las decisiones que encierran un mayor componente de inversión, y la cuota de abono en las decisiones de consumo. Por este motivo, la cuota de instalación deberá ser más significativa en la demanda particular de líneas, y la de abono en la demanda no particular (ya que para este último tipo de abonado el gasto de instalación es poco relevante en relación al tráfico demandado). Finalmente, y dado que es necesario poner los precios en térmi-

nos relativos, lo razonable parece deflactar la cuota de instalación por un deflactor de precios tendencial, ya que una decisión de inversión se basa en consideraciones más a medio y largo plazo (por ejemplo, el IPC no alimenticio).

La tercera variable señalada al comienzo de esta sección es el racionamiento. Efectivamente, es natural pensar que la demanda en estas condiciones se formulará de forma diferente a la situación en la que la lista de espera sea nula. Una forma de medir este efecto es a través del tiempo de espera que puede definirse, por ejemplo, de la siguiente forma,

$$(Lista\ de\ espera)/(\Delta\ de\ líneas\ en\ servicio) \quad [26]$$

La relación que debe esperarse entre esta variable y la demanda total de líneas es, naturalmente, negativa (una definición, probablemente más práctica, de la variable anterior es un promedio de la misma durante varios períodos). Alternativamente, puede que el incremento de líneas en servicio tenga un efecto positivo sobre la demanda de líneas, como de hecho se ha tenido ocasión de comprobar en el apartado 4.1 (véase [11])⁴.

Finalmente, es posible que determinados efectos demográficos, como la migración hacia las ciudades en la década de los 60, sean muy difíciles de captar en ausencia de datos fiables sobre construcción de nuevas viviendas, o similares. También, el incremento de demanda generado por la oferta de nuevos servicios derivados del progreso técnico, puede ser difícil de captar. Estos y otros efectos no directamente medibles, son los que suelen estar recogidos en las constantes, tendencias, y dinámica de los errores del modelo.

⁴ La posibilidad de que en una situación de racionamiento, manifestada en una lista de espera no nula, un incremento de oferta haga aumentar la demanda observada, plantea un problema interesante. Supongamos que partimos de una situación estacionaria en la que,

$$\begin{aligned} DT_0 &= a \Delta LS_0 + \phi \\ &= LS_0 + LE_0 \end{aligned}$$

y $\Delta LS_0 = 0$, $\phi = \text{constante}$. La pregunta planteada, ahora, es cuál es el incremento de oferta necesario para hacer desaparecer el racionamiento. En estas condiciones tenemos que,

$$\begin{aligned} DT_1 &= a \Delta LS_1 \\ &= \Delta LS_1 + \Delta LE_0 \\ &= \Delta LS_1 - LE_0 \end{aligned}$$

de modo que el incremento de oferta necesario para eliminar toda la demanda pendiente, incluida la que generará el propio crecimiento de la oferta, está dado por,

$$\Delta LS = LE_0/(1-a)$$

(siempre que $a < 1$). Nótese, también, que el problema planteado aquí es el opuesto al discutido en la Nota 1. En este sentido, puede ocurrir que ambos efectos queden contrapesados y su suma final se cancele, de modo que sea lícito ignorarlos al planificar una política de oferta.

4.4. Estimaciones de modelos de demanda

A continuación se presentan los resultados empíricos obtenidos en la estimación de modelos de demanda total, y desagregada en particular y no particular (la conveniencia y motivos para llevar a cabo simultáneamente estimaciones agregadas y desagregadas ha sido discutida en la sección 2).

Los resultados básicos encontrados para la demanda total agregada han sido los siguientes:

$$\begin{aligned}
 (\text{Lineas totales demandadas per cápita}) &= -0.038 \text{ (cuota de instalación)} \\
 &\quad (4.3) \\
 &+ 0.94 \text{ (PIB per cápita)} \\
 &\quad (6.2) \\
 &+ 3.1 \text{ (Población)} \\
 &\quad (4.0) \\
 &+ \text{ (dummies estacionales)}
 \end{aligned}
 \tag{27}$$

Período de estimación: 77.III – 87.IV (42 observaciones)

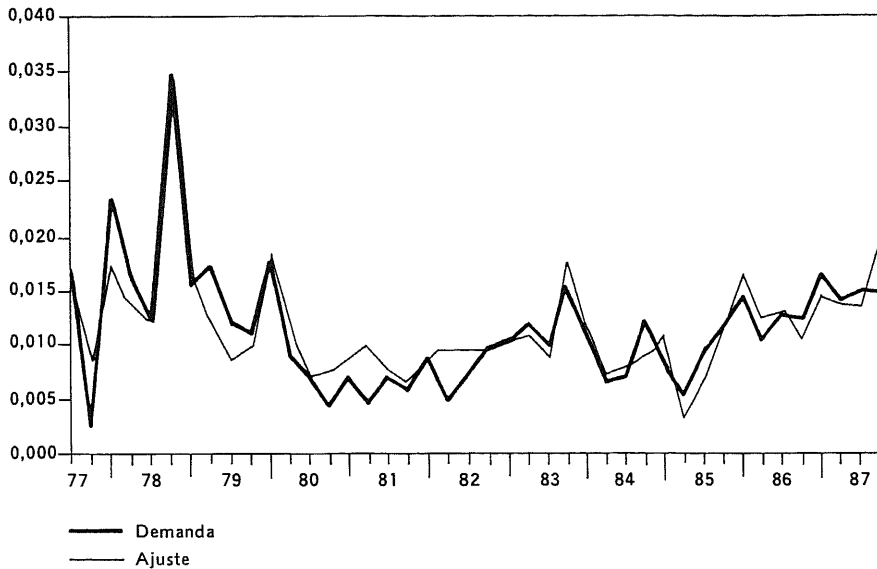
$$R^2 = 0.8$$

$$\sigma = 0.0029$$

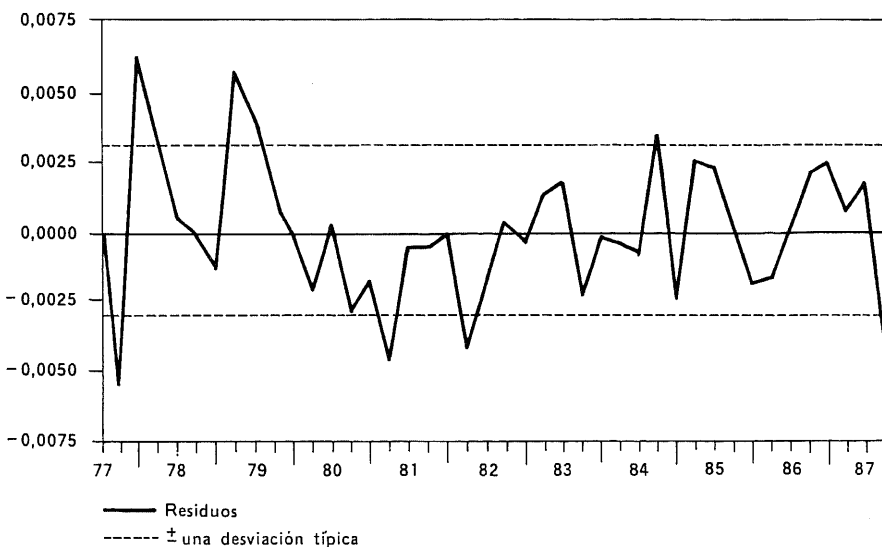
Las variables están medidas en tasas de crecimiento, de modo que los coeficientes miden directamente elasticidades. La ecuación presentada corresponde a la solución de equilibrio dinámico, y todos los ajustes tienen lugar con relativa prontitud (5 ó 6 trimestres), de modo que la ecuación no presenta un carácter tendencial fuerte. La ecuación ha sido sometida a los contrastes habituales de validación, sin que se detecte ninguna anomalía especial. Finalmente, la especificación dinámica se ha efectuado mediante la técnica de los polinomios de Almon, lo que evita en gran medida los problemas derivados del agotamiento de los datos. El Gráfico 6 presenta el ajuste obtenido y los residuos de la ecuación. Los coeficientes son, también, razonablemente estables para diferentes muestras, especialmente los valores de equilibrio (más detalles estadísticos se presentan en el anexo 2).

Difícilmente pueda decirse que los resultados sean sorprendentes, de acuerdo al análisis desarrollado en las secciones previas, por lo que no es necesario comentarlos extensamente. La cuota de abono no aparece significativamente, mientras que la cuota de instalación sí: ello se debe al mayor peso de la demanda particular en la total (entre el 70 % y el 80 %, según el período). La elasticidad de la población es significativamente distinta de cero, lo que probablemente capta los efectos tendenciales discutidos anteriormente. Su valor es aparentemente alto, pero hay que tener en cuenta que esta variable evoluciona muy lentamente, por lo que su contribución a la explicación de la demanda de líneas es menor de lo que pueda parecer (el crecimiento anual de la población es menor que el 0.5 % en los últimos años). Finalmente, la cons-

Gráfico 6



Demanda de líneas y ajuste
(Tasas de variación)



Demanda de líneas: errores del ajuste

tante no es significativamente distinta de cero: ello implica que cuando las tasas de crecimiento de las variables independientes se anulan, la demanda telefónica también se estabiliza, es decir, se alcanza el equilibrio, como los principios de coherencia económica exigen. El modelo parece apto, por lo tanto, para realizar simulaciones a medio y largo plazo.

La variable «bajas» no está separada entre particulares y no particulares, de modo que ha sido necesario efectuar una estimación separándolas de acuerdo a la proporción de las peticiones entre ambas categorías. De este modo han podido construirse variables de demanda total particular y no particular, que han permitido estimar funciones independientes para ambas variables, y que se presentan a continuación.

Los resultados principales para la demanda total particular están dados por la siguiente relación,

$$\begin{aligned}
 (\text{Demanda de líneas per cápita}) = & 0.31 \quad (\text{Demanda de líneas per cápita})_{-2} \\
 & (3.8) \\
 & -0.038 \quad (\text{Cuota de instalación})_{-2} \\
 & (3.9) \\
 & +0.7 \quad (\text{PIB per cápita}) \\
 & (4.6) \\
 & +3.1 \quad (\text{Población}) \\
 & (3.7) \\
 & -0.013 \quad (\text{Cuota de abono}) \\
 & (1.3) \\
 & + \quad (\text{dummies estacionales})
 \end{aligned}$$

[28]

Período de estimación: 77.III – 87.IV (42 observaciones)

$$R^2 = 0.82$$

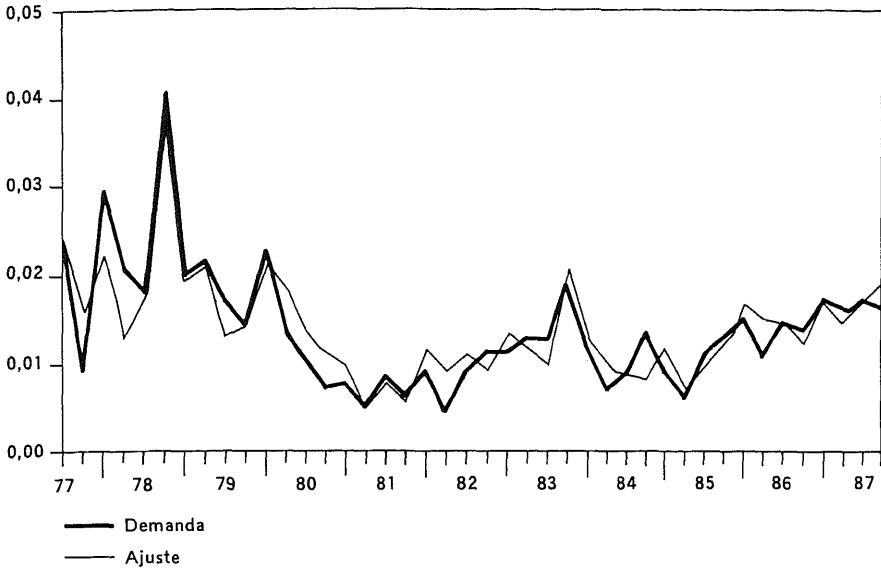
$$\sigma = 0.0033$$

Las variables están medidas en tasas de crecimiento y la solución presentada es la de equilibrio dinámico (para los polinomios del PIB y de la cuota de abono). La ecuación ha sido sometida a los contrastes habituales, que no detectan anomalías especiales (más detalles estadísticos se presentan en el anexo 2). La cuota de abono continúa sin ser claramente significativa como era de esperar, y los resultados no presentan aspectos especialmente destacables que no se hayan comentado ya. Finalmente, el Gráfico 7 presenta el resultado del ajuste y los residuos de la estimación.

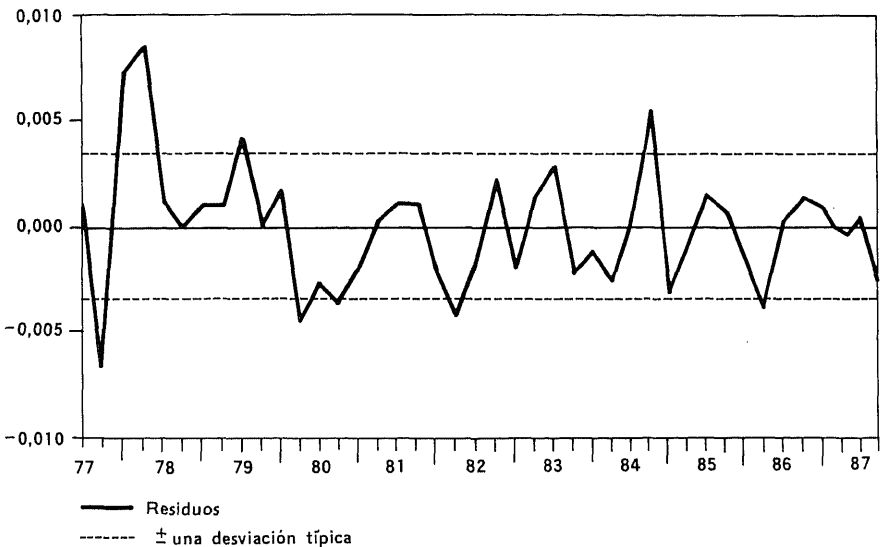
Los resultados principales para la demanda total de abonados no particulares se presentan a continuación:

$$\begin{aligned}
 (\text{Demanda de líneas}) = & 0.22 \quad (\text{Demanda de líneas})_{-1} \\
 & (2.1)
 \end{aligned}$$

Gráfico 7



Demanda de líneas particulares y ajuste
(Tasas de variación)



Demanda de líneas particulares: errores del ajuste
(Tasas de variación)

$$\begin{aligned}
 & -0.028 \text{ (Cuota de abono)} \\
 & \quad (2.9) \\
 & +0.49 \text{ (PIB)} \\
 & \quad (4.5)
 \end{aligned}$$

[29]

Período de estimación: 77.III – 87.IV (42 observaciones)

$$R^2 = 0.76$$

$$\sigma = 0.0025$$

Como en los casos anteriores, las variables están medidas en tasas de crecimiento, y los coeficientes para la cuota de abono y el PIB corresponden al equilibrio dinámico de los respectivos polinomios de retardos. Los contrastes habituales son aceptados con facilidad, y los resultados del ajuste y los residuos pueden estudiarse en el Gráfico 8 (más detalles estadísticos se presentan en el anexo 2).

En este caso, y como era de esperar, la cuota de instalación no es significativa, mientras que la cuota de abono sí lo es. Hubiera sido deseable disponer de un indicador fiable de actividad en el sector servicios pero, por el momento, sólo se ha obtenido la significatividad del PIB global. La ecuación no está deflactada por la población, ya que ésta no es la variable adecuada. En todo caso, la variable a considerar sería la población ocupada en industria y servicios, pero por el momento, y como se ha indicado, las versiones actualmente disponibles de estas variables no han resultado ser significativas.

Una cuestión pendiente es la estimación conjunta por SURE de ambas ecuaciones, dado que una inspección superficial revela la correlación entre los residuos de las mismas (0,5, la correlación contemporánea). Aunque este procedimiento, en principio, no disminuye el error de previsión y sirve únicamente para mejorar la estimación de los parámetros, es probable que contribuya a detectar la significatividad de alguna variable anteriormente desechada (por ejemplo, la posible correlación serial).

Respecto a la desviación standard del error de previsión, el resultado es ligeramente favorable al enfoque agregado, aunque como se indica en el Anexo 1, ambos enfoques pueden combinarse para producir una predicción conjunta⁵. No obstante, la aplicación del método SURE podría inclinar el resultado a favor del enfoque desagregado como ya se ha hecho notar.

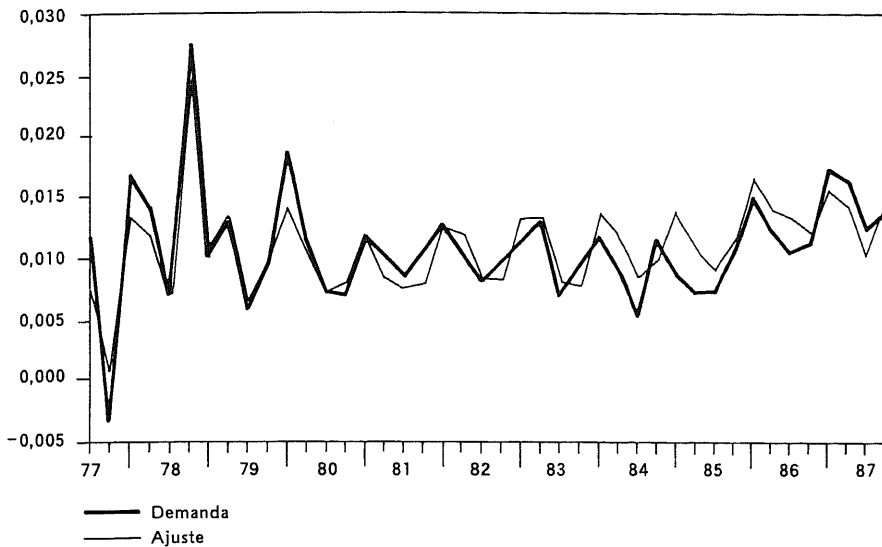
⁵ Para comparar el error standard de las predicciones combinadas y la total, consideremos, en primer lugar, las expresiones siguientes,

$$\begin{aligned}
 z &= x + y \\
 \Delta z/z_{-1} &= (\Delta x/x_{-1}) (x/z)_{-1} + (\Delta y/y_{-1}) (y/z)_{-1}
 \end{aligned}$$

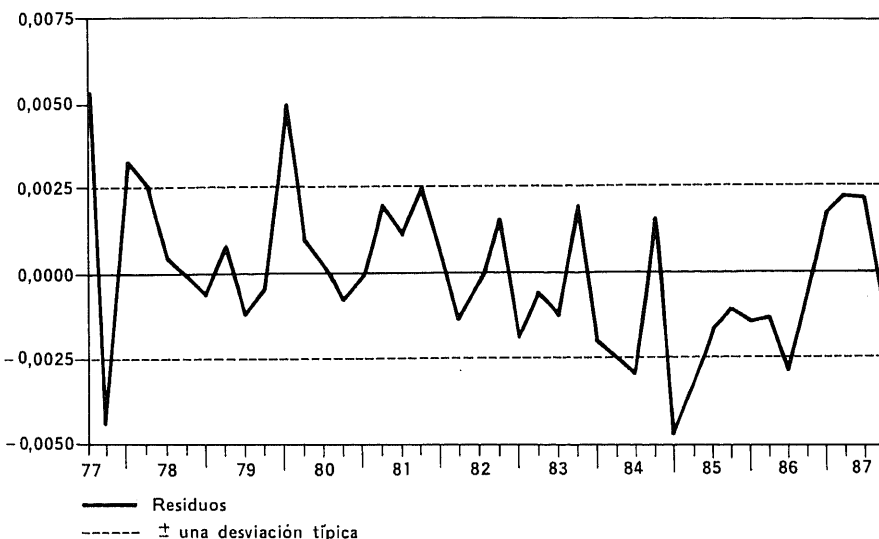
de modo que el error standard de la predicción combinada puede aproximarse por la expresión siguiente, puesto que las ecuaciones están especificadas en tasas de crecimiento,

$$\begin{aligned}
 \sigma(DT) &\simeq (((0,0034)(0,7))^2 + ((0,0025)(0,3))^2)^{1/2} \\
 &= 0,0025
 \end{aligned}$$

Gráfico 8



Demanda de líneas no particulares y ajuste
(Tasas de variación)



Demanda de líneas no particulares: errores del ajuste
(Tasas de variación)

que es ligeramente inferior al obtenido directamente para el modelo de demanda total. En este cálculo se ha omitido la correlación entre los errores de ambas ecuaciones, que como es positiva, indica que el cálculo anterior está sesgado a la baja. Sin embargo, y como se ha comentado en el texto principal, la estimación por SURE permitiría detectar parámetros que antes se estimaban iguales a cero y, por esta vía, el error de predicción podría caer.

4.5. Estimaciones de modelos de peticiones

Una modelización adecuada de las peticiones requiere, probablemente, el estudio por separado de las peticiones brutas, las canceladas y las bajas. El motivo, como se ha indicado, es que los modelos para peticiones brutas parecen conducir a un ajuste bastante más exacto que el obtenido para las peticiones netas (véase Martín-Guzmán, 1985). Ello indica, probablemente, que las peticiones canceladas no están demasiado correlacionadas con las registradas brutas y que, por tanto, siguen un modelo de comportamiento diferente. El enfoque estadístico adecuado para estimar este bloque de ecuaciones sería, por otra parte, el SURE.

Las estimaciones que se presentan a continuación, son ilustrativas de alguno de los puntos discutidos anteriormente y, especialmente, del grado de diferenciación con que deben aparecer las variables. Como enseguida se verá, efectivamente se comprueba que el enfoque sugerido en este trabajo sobre este problema conduce a resultados plausibles. Por otra parte, las estimaciones corresponden a las peticiones netas, y por separado, es decir, sin aplicar el método SURE. Todos estos aspectos subrayan su carácter de provisionalidad aunque, no obstante, sirven para confirmar algunas de las críticas señaladas en la Sección 3.

Los resultados para las peticiones netas de particulares son los siguientes,

$$\begin{aligned}
 (\text{Peticiones}) = & 0.5 \quad (\text{Peticiones})_{-1} && (8.0) \\
 & -1.2 \quad \Delta (\text{Cuota de instalación})_{-2} && (4.5) \\
 & -0.22 \quad \Delta (\text{Cuota de abono})_{-3} && (1.6) \\
 & +0.16 \quad \Delta (\text{Población}) && (2.6) \\
 & -0.35 \quad \Delta (\text{PIB per cápita}) && (6.6) \\
 & + \quad (\text{dummies estacionales}). && [30]
 \end{aligned}$$

Período de estimación: 78.I – 87.III (39 observaciones)

$$R^2 = 0.94$$

$$\sigma = 0.088.$$

Todas las variables están en logaritmos y la solución presentada para la población y el PIB corresponde, como en casos anteriores, al equilibrio dinámico de los respectivos polinomios de retardos. Estas variables están medidas, por otra parte, como tasas de variación en tanto por ciento, y no en tanto por uno.

El resto de los detalles estadísticos se presentan en el Anexo 2. Finalmente, el Gráfico 9 presenta los resultados del ajuste y los residuos de la ecuación⁶.

Los resultados para las peticiones netas no particulares son los siguientes:

$$\begin{aligned}
 (\text{Peticiones}) = & 0.56 (\text{Peticiones})_{-1} \\
 & (2.4) \\
 & -0.27 \Delta (\text{Cuota de instalación}) \\
 & (1.7) \\
 & -0.34 \Delta (\text{Cuota de abono}) \\
 & (1.9) \\
 & +0.05 \Delta (\text{Población activa en servicios}) \\
 & (4.1) \\
 & +0.05 \Delta (\text{Población ocupada en industria} \\
 & (2.1) \quad \text{y servicios})_{-2} \\
 & +0.01 \Delta (\text{PIB}) \\
 & (3.2) \\
 & + (\text{dummies estacionales}) \qquad \qquad \qquad [31]
 \end{aligned}$$

Periodo de estimación: 77.3 – 87.4 (42 observaciones)

$R^2 = 0.96$

$\sigma = 0.054$.

Todas las variables están en logaritmos y la solución para el PIB está obtenida como en el caso anterior. Las variables de población y el PIB están medidas, también, en tanto por ciento. Los detalles estadísticos relevantes se presentan en el Anexo 2, y el Gráfico 10 recoge los resultados del ajuste y los residuos del mismo. Es interesante señalar la importancia de la población ocupada en industria y servicios a diferencia de otros modelos, lo que parece indicar que

⁶ El hecho de que las peticiones no estén deflactadas por la población es intencional. Para analizar este punto partimos de la relación entre la demanda de líneas total y la población, que será del tipo,

$$\log(D/POB) = \alpha \log(POB)$$

donde $\alpha \neq 0$, en general. Esta relación puede escribirse también, como,

$$\log(D) = (1 + \alpha) \log(POB)$$

y que en ocasiones puede aproximarse como,

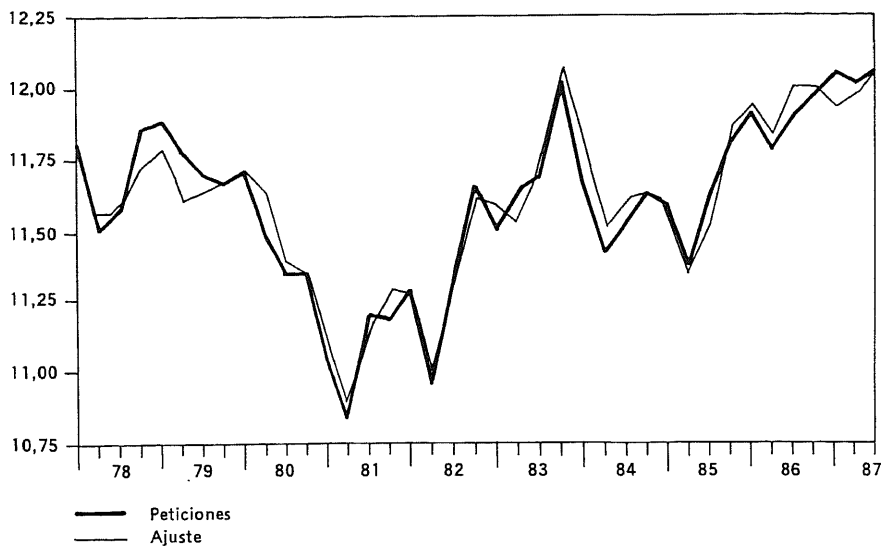
$$\begin{aligned}
 D &= (1 + \alpha) (POB^* / D^*) POB \\
 &= \beta POB
 \end{aligned}$$

siendo (POB^*, D^*) las medias de las respectivas variables, que se suponen constantes. Entonces,

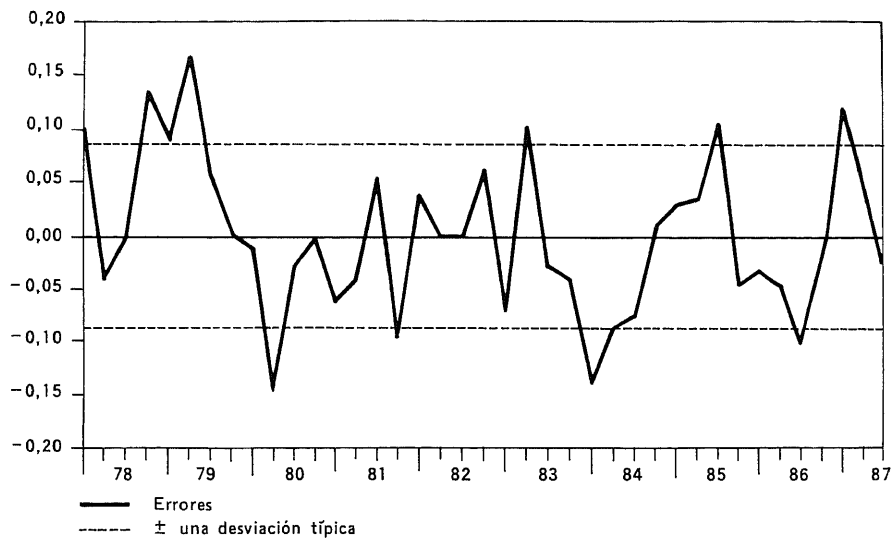
$$\Delta D = \beta \Delta POB$$

y por este motivo, las peticiones ($p = \Delta D = C - B$) no deben deflactarse por la población. En el caso de las peticiones no particulares es evidente que no deben deflactarse, en cualquier caso. De todas formas, este punto puede requerir mayor elaboración analítica.

Gráfico 9

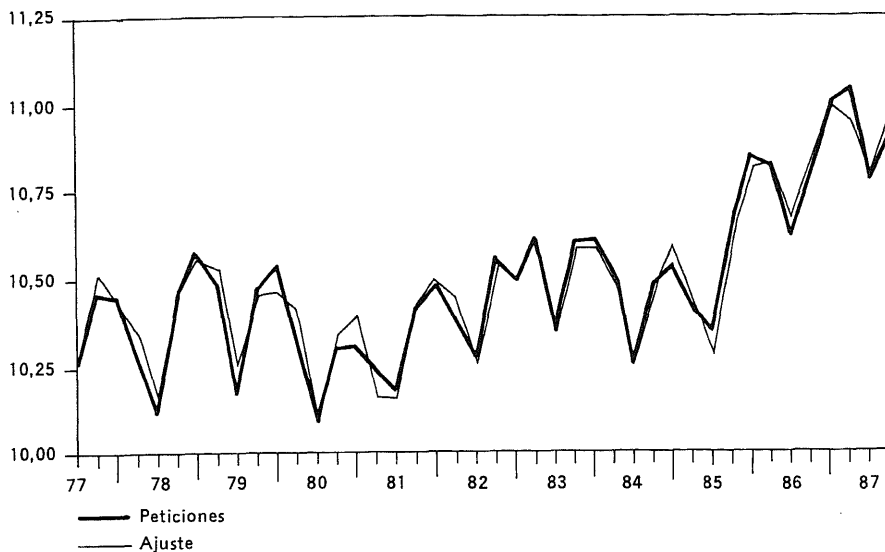


Peticiones netas de particulares y ajuste

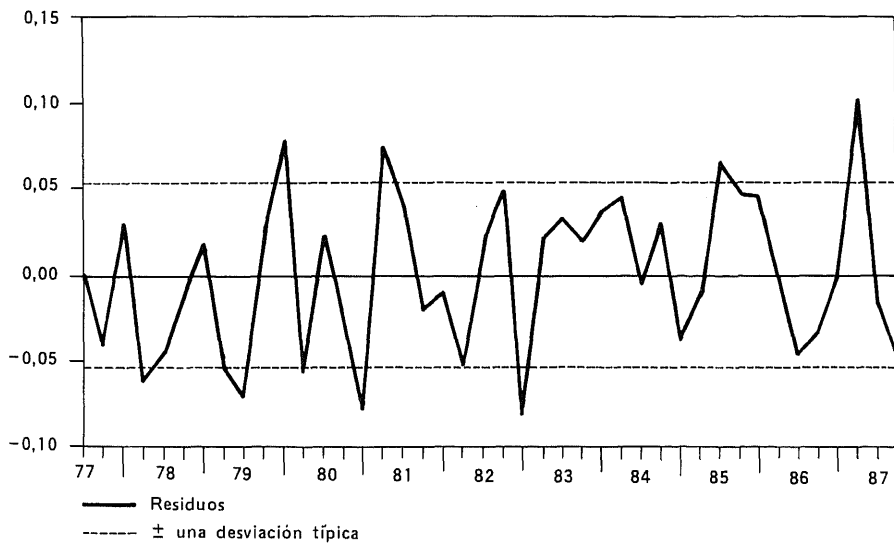


Peticiones netas de particulares: errores del ajuste

Gráfico 10



Peticiónes netas de no particulares y ajuste



Peticiónes netas de no particulares: errores del ajuste

no es únicamente la actividad en el sector servicios la variable de escala relevante para la demanda no particular.

5. Perspectivas para la investigación futura

Probablemente sería prematuro plantear una serie de conclusiones definitivas, más allá de los resultados presentados en la sección anterior. Más bien, esta última sección se dedica a la presentación de una lista, de ningún modo cerrada, de problemas pendientes y áreas de posibles investigaciones futuras. Entre las cuestiones que deben ser abordadas por métodos estadísticos, antes de dar respuestas más concluyentes a los problemas planteados están los siguientes:

1. Desarrollo de modelos desagregados de peticiones brutas, canceladas, y bajas, para los sectores residencial y de negocios. Estos modelos permitirán efectuar un análisis más rico de la demanda y, presumiblemente, obtener predicciones más precisas.
2. Desarrollo y estimación de modelos independientes para las provincias de Madrid y Barcelona. En la medida de lo posible, sería aconsejable desarrollar modelos, tanto de demanda total como de peticiones.
3. Desarrollo de un modelo provincial; las ideas maestras para abordar este problema se presentan en el Anexo 1. El objetivo de esta estimación, sería optimizar la distribución territorial de las inversiones telefónicas. Cuando la lista de espera es significativamente no nula, como en la actualidad, un modelo de este tipo correctamente estimado puede contribuir significativamente a reducir los desequilibrios, al detectar los puntos de mayor racionamiento.
4. Comparaciones internacionales de demanda, que pueden implicar la estimación de modelos de corte transversal y de panel, en la medida en que se disponga de datos. Un análisis de este tipo puede contribuir, indudablemente, a mejorar las predicciones domésticas.
5. Análisis histórico de series largas (desde principios de siglo). Estos análisis pueden contribuir de modo definitivo a despejar las posibles dudas que puedan existir, acerca de los enfoques de saturación y de equilibrio discutidos en las Secciones 3 y 4 (existen series históricas de PIB para este período, de modo que el análisis puede llevarse a cabo).
6. Desarrollo de los modelos de tráfico telefónico. Este aspecto es especialmente relevante en el actual contexto de inversiones planeado por la CTNE, ya que permitiría obtener estimaciones para las elasticidades precio de la demanda de tráfico. Dado que el mayor volumen de ingresos de la CTNE se deriva de este concepto, la estimación de elasticidades-precio permitiría contribuir a optimizar la política de financiación.
7. Realización de simulaciones: de hecho éste es uno de los objetivos más

importantes de todo el ejercicio de estimación, especialmente en lo que se refiere a los modelos de demanda de líneas.

Finalmente, existen otra serie de temas pendientes de estudio que pueden tener un impacto formidable sobre la demanda de líneas, y en general de servicios telefónicos, como son la aparición de nuevas tecnologías, la desregulación, juntamente con la posible ruptura del monopolio de la CTNE, y la entrada en la CEE. Aunque es difícil analizar estos hechos estadísticamente, es evidente que debe intentarse, al menos, una evaluación cuantitativa de su posible incidencia. Un estudio completo de demanda requerirá, inevitablemente, abordarlos.

Anexo 1. Notas para el análisis de la demanda telefónica provincial

El modelo de comportamiento que en este trabajo se propone para analizar la demanda provincial, es el presentado en la Sección 4. Como, por otra parte, se ha comprobado que empíricamente es un modelo adecuado de acuerdo a los resultados presentados, la proposición anterior parece plenamente justificada.

El análisis de la demanda provincial plantea varias cuestiones interrelacionadas, algunas de las cuales se discuten en este anexo. Los temas principalmente analizados serán los siguientes: a) modelos en niveles o proporciones, b) métodos estadísticos, c) compatibilización de previsiones nacionales y provinciales, d) interpolación de datos, y, e) fuentes estadísticas disponibles.

Respecto a los métodos estadísticos, la propuesta básica es desarrollar un modelo de «panel» para las demandas provinciales. La esencia de este enfoque puede ser convenientemente descrita de acuerdo al siguiente modelo,

$$Y_{it} = \delta_i + \gamma_t + x_{it}' B + \varepsilon_{it} \quad [A1]$$

Es decir, se postula un modelo común para todas las provincias (coeficientes «B» comunes), y se permite diversidad individual y temporal mediante la introducción de efectos temporales e individuales, « δ_i », « γ_t », que pueden ser aleatorios o fijos. De esta manera, se aprovecha la existencia de un gran número de datos desagregados transversalmente, a la vez que se permite cierta diversidad mediante los efectos « δ_i » y « γ_t ». Las variables a considerar en «B» son las analizadas en la Sección 4 del texto principal.

El modelo anterior puede desagregarse progresivamente en la medida en que se juzgue necesario y se disponga de recursos para ello. No obstante, puede ser aconsejable desarrollar modelos individuales para algunas provincias concretas (Madrid y Barcelona, especialmente), simultáneamente a la estimación del «panel».

Otro problema que se plantea en este contexto es el tipo de modelo a utilizar. Desde un punto de vista técnico existen, al menos, dos posibilidades. La primera correspondería a la analizada en [A.1] y la segunda consistiría en desa-

gregar la predicción nacional, provincialmente, mediante algún método sistemático. Nuevamente parece que el método más coherente consistiría en aplicar un modelo de «panel» a las variables definidas en proporciones. Es decir, definiríamos en primer lugar,

$$P_{ii} = (Y_{ii}/Y_i) \quad [\text{A.2}]$$

$$\pi_{ii} = (x_{ii}/Y_i)$$

donde « Y_{ii} » son las líneas demandadas en la provincia i , « Y_i » las líneas demandadas a nivel nacional, « x_{ii} » la renta provincial y, « x_i » la nacional. A continuación, podría aplicarse un modelo de panel como el descrito en [A.1]. Desde un punto de vista práctico, puede que sea más aconsejable definir las variables en la forma,

$$\log(P_{ii}/(1 - P_{ii})) \quad [\text{A.3}]$$

lo que asegura que su rango de variación es $\pm\infty$, y así, un modelo de regresión es más aplicable, ya que se cumplen mejor los supuestos en que descansa.

Si se adopta este último enfoque, podemos estimar un modelo de panel para $(n - 1)$ provincias y obtener la previsión para la enésima de forma residual, ya que la suma de todas las proporciones debe ser la unidad. Si se adopta el enfoque de [A.1] por el contrario, se planteará el problema de compatibilizar las previsiones provinciales y la nacional, puesto que la obtenida por agregación de las provinciales no coincidirá, en general, con la obtenida independientemente. A continuación se plantea un método para resolver este problema, basado en ponderar cada predicción inversamente a su varianza, método intuitivamente lógico y que goza, además, de propiedades teóricas deseables. Para analizarlo es conveniente comenzar por establecer la notación siguiente,

\hat{y}_i : previsión inicial para la provincia « i ».

\hat{Y} : $\sum \hat{y}_i$, $i = 1, \dots, n$; (n provincias).

\hat{Y} : previsión nacional inicial.

\hat{y}' : $(\hat{y}_1, \dots, \hat{y}_n)$, es decir, es el vector de previsiones provinciales iniciales.

\bar{Y} : previsión nacional combinada.

\bar{y}_i : previsión combinada para la provincia « i ».

\bar{y}' : $(\bar{y}_1, \dots, \bar{y}_n)$.

$\tilde{\sigma}$: error standard de la previsión \hat{Y} .

σ : error standard de la previsión \bar{Y} .

[A.4]

La previsión agregada que aquí se recomienda es la siguiente,

$$\bar{Y} = \omega_1 \hat{Y} + \omega_2 \bar{Y} \quad [\text{A.5}]$$

donde,

$$\begin{aligned}\omega_1 &= \tilde{\sigma}/(\tilde{\sigma} + \hat{\sigma}) \\ \omega_2 &= 1 - \omega_1\end{aligned}\quad [\text{A.6}]$$

es decir, una media de las predicciones iniciales, ponderadas inversamente a sus varianzas. Puede demostrarse con facilidad que ésta es la previsión insesgada de varianza mínima, siempre que las previsiones iniciales sean, también centradas.

A pesar de que \bar{Y} se obtiene teniendo en cuenta \check{Y} , es obvio que, en general, $\bar{Y} \neq Y$, por lo que es necesario distribuir los errores provinciales para que las previsiones finales sean compatibles. Si definimos la matriz de covarianzas de « \bar{y} », por la matriz « Ω », la distribución mencionada puede llevarse a cabo de la siguiente forma,

$$\min(\bar{y} - \check{y})' \Omega^{-1} (\bar{y} - \check{y}) + \lambda(i\bar{y} - \bar{Y}) \quad [\text{A.7}]$$

lo que conduce a las expresiones,

$$\begin{aligned}\bar{y} - \check{y} &= -(\lambda/2) \Omega_i \\ i'\bar{y} &= \bar{Y}\end{aligned}\quad [\text{A.8}]$$

Premultiplicando la primera por « i » y resolviendo obtenemos, finalmente, la solución para « \bar{y} », dada por,

$$\bar{y} = \check{y} + \Omega_i(\bar{Y} - \check{Y})/(i' \Omega_i) \quad [\text{A.9}]$$

En palabras, lo que este método propone es distribuir el error provincialmente, de modo que se corrija menos la predicción de una provincia cuya varianza es menor, e inversamente. El método asegura que la predicción nacional coincide con la obtenida agrupando las provinciales, como es deseable que ocurra. Por otra parte, los cálculos que exige su aplicación son muy fácilmente realizables.

La interpolación de series es el siguiente problema estadístico de importancia que plantea el intento de estimar modelos provinciales con datos trimestrales. Pero incluso para el caso de los modelos nacionales, es preciso interpolar algunas variables, como por ejemplo el PIB. El método de interpolación aconsejado, por su simplicidad y calidad de resultados frente a otros, es el de Denton, que se resume brevemente a continuación. Supongamos que se desea trimestralizar una variable flujo anual, cuyos valores « Y » están disponibles, mediante la ayuda de un indicador trimestral « x ». El método de Denton consiste en evaluar la siguiente expresión,

$$\hat{y} = x + A^{-1} R(R' A^{-1} R)^{-1} (Y - R' x) \quad [\text{A.10}]$$

donde, « y » es la serie trimestralizada y donde las matrices « R » y « A » están definidas como sigue,

$$R' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

$$A^{-1} = D^{-1} D^{-1}$$

$$D^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 1 & 1 & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \dots & \dots & \dots & \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \dots & \dots & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad [\text{A.11}]$$

Otros casos de interpolación son fácilmente derivables cambiando la definición de la matriz « R ».

Respecto al PIB nacional, el método seguido para la trimestralización ha consistido en aplicar un Denton en primeras diferencias a las series anuales, utilizando como indicador el IPI trimestral desestacionalizado por un procedimiento multiplicativo estándar. La serie resultante parece razonablemente fiable a juzgar por los resultados obtenidos en los análisis de regresión. La interpolación de los datos provinciales es bastante más complicada, ya que no existen series homogéneas, ni tan siquiera anuales, para la renta. Existen datos anuales para el período 80-84, proporcionados por la Contabilidad Nacional, y desde 1966 hasta 1967 datos bianuales del Banco de Bilbao. El método de trimestralización en este caso requiere dos etapas: en la primera se trataría de obtener series anuales para, en una segunda etapa, trimestralizarlas con un Denton en primeras diferencias utilizando como indicador el PIB trimestral total. Para obtener series nacionales homogéneas para cada provincia pueden estimarse los siguientes modelos,

$$(Y_{it}/Y_t) = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} t^{Bi} + \varepsilon_{it} \quad [\text{A.12}]$$

para cada provincia « i », con las observaciones temporales disponibles. Para los años en que no estén disponibles pueden ser estimados, a continuación, a partir del total nacional para ese año. Probablemente pueden diseñarse muchos otros métodos para resolver este problema, pero no parece oportuno dedicarles más esfuerzo, ya que si la información inicial es escasa, los métodos estadísticos solamente pueden mejorarla hasta cierto punto.

El uso de variables trimestralizadas en modelos de regresión es otro problema al que casi nunca se ha prestado atención, pero que puede ser conveniente discutir. Para ello, consideremos el modelo de regresión siguiente,

$$Y_t = x_t B + \varepsilon_t \quad [\text{A.13}]$$

y supongamos que « x_i » no es observable pero que, en su lugar, se dispone de una estimación de la misma « x_i^* » que, en realidad, sea una estimación de su media, es decir,

$$\begin{aligned}x_i &= E(x_i) + v_i \\x_i^* &\simeq E(x_i)\end{aligned}\quad [A.14]$$

Substituyendo en [A.13] obtenemos,

$$Y_i = x_i^*B + (\varepsilon_i + Bv_i) = x_i^*B + u_i \quad [A.15]$$

y ahora « x_i^* » estará incorrelado con « u_i ». El resultado de esta operación es aumentar la varianza residual, es decir, empeorar el ajuste del modelo, como era esperable. Si, por el contrario, « x_i^* » es un estimador sesgado de $E(x_i)$, entonces « x_i^* » no será independiente de « u_i » y el resultado de estimar [A.15] mediante un modelo de regresión conducirá a un estimador sesgado de « B ». Como la naturaleza de este sesgo no es determinable con claridad la estimación puede ser inestable, lo que repercutirá, en estas condiciones, en que las simulaciones efectuadas con este modelo puedan ser sesgadas.

El último punto a comentar en este anexo es la disponibilidad de datos regionales económicos (los datos telefónicos están disponibles, con mayor o menor grado de agregación, o en casi todos los casos). La serie más problemática de obtener es la renta, para la que existen las siguientes fuentes:

1. Contabilidad regional: disponible para el período 1980-1984 inclusive, desagregada en 54 provincias y tres sectores de actividad (Fuente, INE). También incorpora otros datos básicos por provincia.
2. Banco de Bilbao: estimaciones de renta provincial desde el año 1986 aproximadamente, con periodicidad bianual. El año 1987 ha sido elaborado por el F.I.E.S. Estas series presentan tradicionalmente algunas discrepancias con la Contabilidad Nacional del INE.

Existen también estimaciones de Banesto, pero la metodología con que han sido realizadas no está explicada claramente, lo cual hace desaconsejable su utilización.

Anexo 2. Detalle de las estimaciones y contrastes

La estimación básica para la demanda de líneas agregadas se presenta en el Cuadro 1. Todas las variables están en tasas de crecimiento y corresponden a las siguientes definiciones:

CI = Cuota de instalación.

Y = PIB

POB = Población

PENS = Demanda total de líneas per cápita

A784 = Dummy para la observación 78.IV.

La respuesta dinámica del polinomio de la renta es muy razonable a primera vista. La dinámica de la población es algo más compleja y para interpretarla, consideremos las siguientes expansiones de polinomios de retardos,

$$1/(1 + \alpha L) = 1 - \alpha L + \alpha^2 L^2 - \alpha^3 L^3 + \dots \quad [\text{A.16}]$$

de modo que la expresión

$$(1 + \alpha L) Y = B x \quad [\text{A.17}]$$

puede escribirse también como

$$Y = \beta(x - \alpha x_{-1} + \alpha^2 x_{-2} - \alpha^3 x_{-3} + \dots) \quad [\text{A.18}]$$

que corresponde bastante bien al polinomio de la población. Nótese que [A.17] expresa una relación entre una media ponderada de «y» y «x»: es decir, «x» influye en una tendencia de «y». En este caso, y como la población tiene un carácter fuertemente tendencial, la interpretación anterior está plenamente justificada.

Los polinomios de Almon utilizados para la renta y la población, en la notación del Micro-TSP, son los siguientes,

$$\begin{aligned} PDL(Dy, 4, 2, 2,) \\ PDL(DLPOB, 4, 4) \end{aligned} \quad [\text{A.19}]$$

El polinomio de la renta está definido, por tanto, por dos parámetros. El polinomio de la población podría aproximarse, también, por dos parámetros de acuerdo al desarrollo de [A.1] y [A.3].

En todo este anexo se utilizará la siguiente nomenclatura para los contrastes de validación:

C_1 : contrastes de Lagrange, para correlación serial de hasta 4.º orden.

C_2 : contraste de estabilidad de Chow (últimas 4 observaciones).

En este caso los valores son,

$$\begin{aligned} C_1 &= 1.8 \sim X^2(4) \\ C_2 &= 4.1 \sim X^2(4) \end{aligned} \quad [\text{A.20}]$$

Por otra parte, la siguiente tabla puede ayudar a comprobar la estabilidad de los coeficientes:

	<i>Período de estimación</i>		
	77.III - 85.IV	77.III - 86.IV	77.III - 87.IV
<i>CI</i>	-0,039	-0,039	-0,038
<i>PIB</i>	1,28	1,1	0,94
<i>POB</i>	3,26	3,38	3,13

[A.21]

CUADRO 1
Demanda de líneas agregadas

Muestra 1977.3 - 1987.4

42 Observaciones

LS/ Variable dependiente *DDENS*

Variable	Coficiente	Error Estand.	Estad.-T	2-colas Sig.
<i>C</i>	-0,0009824	0,0020648	-0,4757962	0,638
<i>D1</i>	0,0046958	0,0011336	4,1425422	0,000
<i>DLCI</i> (-2)	-0,0381432	0,0088694	-4,3005208	0,000
<i>A784</i>	0,0184169	0,0033694	5,4659875	0,000
<i>PDL1</i>	0,0810209	0,0334613	2,4213337	0,022
<i>PDL2</i>	0,1589325	0,0333206	4,7697921	0,000
<i>PDL3</i>	3,9405387	1,2205842	3,2284039	0,003
<i>PDL4</i>	-32,865171	13,107997	-2,5072610	0,018
<i>PDL5</i>	37,085318	16,513608	2,2457429	0,032
<i>PDL6</i>	-13,855474	6,5614761	-2,1116398	0,043
<i>PDL7</i>	1,6527374	0,8124141	2,0343535	0,051
<i>R-cuadrado</i>	0,794607	Media variable dependiente		0,011593
<i>R-cuadrado ajustado</i>	0,728351	S. D. variable dependiente		0,005748
<i>S. E. de la regresión</i>	0,002996	Suma de los residuos al cuadrado		0,000278
<i>Estad. Durbin-Watson</i>	1,821514	<i>F</i> -estadístico		11,99299
<i>Log. Func. verosimilitud</i>	190,8210			

Distribución de retrasos de <i>DY</i>		Retraso	Coef.	S. E.	Estad.-T
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 0	0,08102	0,03346	2,42133
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 1	0,20493	0,03427	5,98008
\tilde{n} :	*	* \tilde{n} 2	0,25878	0,04054	6,38396
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 3	0,24257	0,03859	6,28576
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 4	0,15631	0,02535	6,16621
0		Suma	0,94361	0,15062	6,26467

Distribución de retrasos de <i>DLPOB</i>		Retraso	Coef.	S. E.	Estad.T
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 0	3,94054	1,22058	3,22840
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 1	-4,04205	1,74447	-2,31707
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 2	2,15147	1,63992	1,31194
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 3	-1,11319	1,56806	-0,70992
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 4	2,19536	1,18753	1,84868
0		Suma	3,13214	0,77963	4,01746

(los valores son los de equilibrio dinámico para las variables PIB y POB). Como puede comprobarse con facilidad, los coeficientes son razonablemente estables.

Los resultados básicos de la estimación para la demanda total particular se presentan en el Cuadro 2. Las variables están en tasas de crecimiento y corresponden a las siguientes definiciones.

CUADRO 2
Demanda total particular

Muestra 1977.3 - 1987.4

42 Observaciones

LS/ Variable dependiente *DLD1*

Variable	Coefficiente	Error Estand.	Estad.-T	2-colas Sig.
<i>C</i>	6,503D-05	0,0018607	0,0349496	0,972
<i>D1</i>	0,0039956	0,0012665	3,1548822	0,003
<i>A784</i>	0,0225470	0,0036713	6,1413708	0,000
<i>DLD1 (-2)</i>	0,3077339	0,0808292	3,8072107	0,001
<i>DLCI (-2)</i>	-0,0375687	0,0097473	-3,8542827	0,001
<i>DLPOB</i>	3,1346947	0,8547051	3,6675744	0,001
<i>PDL1</i>	0,0843585	0,0337307	2,5009434	0,018
<i>PDL2</i>	0,0881590	0,0381372	2,3116280	0,027
<i>PDL3</i>	-0,0208004	0,0088741	-2,3439512	0,025
<i>PDL4</i>	-0,0044619	0,0034342	-1,2992524	0,203

<i>R-cuadrado</i>	0,816112	Medía variable dependiente	0,014135
<i>R-cuadrado ajustado</i>	0,764394	S. D. variable dependiente	0,006960
S. E. de la regresión	0,003378	Suma de los residuos al cuadrado	0,000365
Estad. Durbin-Watson	1,749396	<i>F</i> -estadístico	15,77993
Log. Func. verosimilitud	185,1138		

Distribución de retrasos de <i>DY</i>	Retraso	Coef.	S. E.	Estad.-T
\tilde{n} :	\tilde{n} 0	0,08436	0,03373	2,50094
\tilde{n} :	\tilde{n} 1	0,15172	0,03592	4,22338
\tilde{n} :	\tilde{n} 2	0,17747	0,04154	4,27247
\tilde{n} :	\tilde{n} 3	0,16163	0,03785	4,26979
\tilde{n} :	\tilde{n} 4	0,10419	0,03596	2,89744
0	Suma	0,67937	0,14603	4,65213

Distribución de retrasos de <i>DLCA</i>	Retraso	Coef.	S. E.	Estad.T
\tilde{n} :	\tilde{n} 0	-0,00446	0,00343	-1,29925
\tilde{n} :	\tilde{n} 1	-0,00357	0,00275	-1,29925
\tilde{n} :	\tilde{n} 2	-0,00268	0,00206	-1,29925
\tilde{n} :	\tilde{n} 3	-0,00178	0,00137	-1,29925
\tilde{n} :	\tilde{n} 4	-0,00089	0,00069	-1,29925
	Suma	-0,01339	0,01030	-1,29925

DLD1: demanda total de líneas particulares per cápita (tasa de crecimiento).

DYC: PIB per cápita (tasa de crecimiento).

DLCA: cuota de abono (tasa de variación).

Las restantes variables han sido definidas al comentar el Cuadro 1. La variable demanda total de líneas particulares (*LD1*) ha sido construida mediante la recursión,

$$LD1_t = LD1_{t+1} - \rho p_{t+1} - B_{t+1} \quad [A.22]$$

CUÁDRO 3
La demanda no particular

Muestra 1977.3 - 1987.4
42 Observaciones
LS/ Variable dependiente *DLD2*

Variable	Coefficiente	Error Estand.	Estad.-T	2-colas Sig.	
<i>C</i>	0,0090587	0,0012310	7,3591080	0,000	
<i>D1</i>	0,0057741	0,0011663	4,9506949	0,000	
<i>D2</i>	0,0027401	0,0013291	2,0616858	0,047	
<i>D3</i>	-0,0009560	0,0012676	-0,7541603	0,456	
<i>A784</i>	0,0199283	0,0031242	6,3786580	0,000	
<i>DLD2</i> (-1)	-0,2161398	0,1013608	-2,1323803	0,041	
<i>DWCAN</i> (-2) ...	-0,0284823	0,0098007	-2,9061380	0,006	
<i>PDL1</i>	0,0446359	0,0251712	1,7732931	0,085	
<i>PDL2</i>	0,0790473	0,276280	2,8611285	0,007	
<i>R</i> -cuadrado	0,761312	Media variable dependiente		0,011010	
<i>R</i> -cuadrado ajustado	0,703448	S. D. variable dependiente		0,004637	
S. E. de la regresión	0,002525	Suma de los residuos al cuadrado		0,000210	
Estad. Durbin-Watson	1,770224	<i>F</i> -estadístico		13,15699	
Log. Func. verosimilitud	196,6943				
Distribución de retrasos de <i>DY</i>		Retraso	Coef.	S. E.	Estad.-T
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 0	0,04464	0,02517	1,77329
\tilde{n} :		\tilde{n} 1	0,10609	0,02440	4,34804
\tilde{n} :		* \tilde{n} 2	0,13235	0,03033	4,36346
\tilde{n} :		\tilde{n} 3	0,12342	0,02969	4,15692
\tilde{n} :	*	\tilde{n} 4	0,07931	0,01979	4,00707
0		Suma	0,48581	0,10917	4,44982

siendo «*pp*» las peticiones particulares y «*B*» las bajas estimadas de particulares (no existen datos exactos disponibles para esta variable).

Los polinomios de Almon utilizados para la renta per cápita y la cuota de abono, en la notación del Micro-TSP, son las siguientes,

$$\begin{aligned} PDL(DYC, 4, 2) \\ PDL(DLCA, 4, 1, 2) \end{aligned} \quad [A.23]$$

La forma de la respuesta dinámica en ambos casos es muy razonable. Es interesante subrayar, también, que el polinomio de la cuota de abono se estima con un sólo parámetro. Finalmente, los contrastes de validación arrojan el siguiente resultado,

$$\begin{aligned} C_1 &= 5,30 \sim \chi^2(4) \\ C_2 &= 0,95 \sim \chi^2(4) \end{aligned} \quad [A.24]$$

Los resultados econométricos detallados para la demanda no particular se

presentan en el Cuadro 3. Todas las variables están medidas en tasas de crecimiento y han sido definidas con anterioridad excepto la siguiente,

DWCAN: Cuota de abono no particular (media ponderada de la tasa de crecimiento en dos períodos adyacentes).

Las variables «*D1*», «*D2*» y «*D3*» son dummies estacionales para los trimestres respectivos y «*C*» es la constante de la ecuación. El polinomio de Almon para la renta está dado por,

$$PDL(DY, 4, 2, 2) \quad [A.25]$$

siempre en la notación del Micro-TSP. La forma de la respuesta dinámica es,

CUADRO 4
Peticiónes particulares netas

Muestra 1978.1 – 1987.3

39 Observaciones

LS/ Variable dependiente LA14

Variable	Coficiente	Error Estand.	Estad.-T	2-colas Sig.
<i>C</i>	5,4542118	0,7361949	7,4086515	0,000
<i>D2</i>	-0,1598065	0,0357538	-4,4696344	0,000
<i>D4</i>	0,0443492	0,0388721	1,1557663	0,258
<i>A822</i>	-0,3774007	0,0955054	-3,9516143	0,000
<i>LA14</i> (-1)	0,5206563	0,0652151	7,9836790	0,000
<i>DLCI2</i> (-2)	-1,2536409	0,2804029	-4,4708550	0,000
<i>DLCA</i> (-3)	-0,2199757	0,1412162	-1,5577232	0,131
<i>DLPOB</i>	104,58200	36,735513	2,8468910	0,008
<i>DLPOB</i> (-1)	-88,303063	36,829932	-2,3975897	0,023
<i>PDL1</i>	2,3604774	1,1049282	2,1363175	0,042
<i>PDL2</i>	6,6261044	1,0458296	6,3357399	0,000

<i>R</i> -cuadrado	0,936977	Media variable dependiente	11,59587
<i>R</i> -cuadrado ajustado	0,914469	S. D. variable dependiente	0,299685
S. E. de la regresión	0,087645	Suma de los residuos al cuadrado	0,215086
Estad. Durbin-Watson	1,448032	<i>F</i> -estadístico	41,62843
Log. Func. verosimilitud	46,06688		

Distribución de retrasos de <i>DY</i>	Retraso	Coef.	S. E.	Estad.-T	
\tilde{n} :	\tilde{n}	0	2,36048	1,10493	2,13632
\tilde{n} :	\tilde{n}	1	7,56694	1,23295	6,13727
\tilde{n} :	\tilde{n}	2	9,93413	1,42694	6,96184
\tilde{n} :	\tilde{n}	3	9,46203	1,33045	7,11192
\tilde{n} :	\tilde{n}	4	6,15066	0,86247	7,13142
0	Suma	35,4742	5,39381	6,13142	

Coef. (*DLPOB*) + Coef. (*DLPOB*₋₁) = 104,58 - 88,3 = 16,28

también, muy razonable. Los resultados de los contrastes de validación, finalmente, son los siguientes,

$$\begin{aligned} C_1 &= 4,95 \sim \chi^2(4) \\ C_2 &= 3,4 \sim \chi^2(4) \end{aligned} \quad [A.26]$$

Antes de continuar con los resultados de los modelos de peticiones, es interesante subrayar que la correlación contemporánea de los residuos de las dos últimas ecuaciones (demanda particular y no particular) es 0,46, de modo que parece muy aconsejable estimarlas conjuntamente por medio de la técnica SURE. Como se ha indicado anteriormente, es probable que este procedimiento ayude a detectar estructura dinámica en los residuos, y algunos resultados preliminares así parecen indicarlo.

CUADRO 5
Demanda de líneas no particulares (peticiones)

Muestra 1978.3 - 1987.4

42 Observaciones

LS/ Variable dependiente LB14

Variable	Coficiente	Error Estand.	Estad.-T	2-colas Sig.
<i>C</i>	4,6228210	0,9312180	4,9642737	0,000
<i>D2</i>	-0,1010465	0,0308019	-3,2805298	0,003
<i>D3</i>	-0,2660720	0,0303471	-8,7676305	0,000
<i>D4</i>	0,0554344	0,0327889	1,6906441	0,101
<i>LB14 (-1)</i>	0,5616577	0,0891789	6,2980985	0,000
<i>DLPOS1</i>	5,0855073	1,2438839	4,0884089	0,000
<i>DOC (-2)</i>	4,8097343	2,2378299	2,1492851	0,040
<i>DLCI</i>	-0,2711393	0,1572730	-1,7240036	0,095
<i>DCAN</i>	-0,3399690	0,1763287	-1,9280407	0,063
<i>A871</i>	0,2130139	0,0617767	3,4481236	0,002
<i>PDL1</i>	0,9964348	0,6456858	1,5432192	0,133
<i>PDL2</i>	-0,0813164	0,1262747	-0,6439641	0,524

R-cuadrado	0,960569	Media variable dependiente	10,49078
R-cuadrado ajustado	0,946110	S. D. variable dependiente	0,231822
S. E. de la regresión	0,053816	Suma de los residuos al cuadrado	0,086883
Estad. Durbin-Watson	2,021128	F-estadístico	66,43765
Log. Func. verosimilitud	70,20259		

Distribución de retrasos de <i>DY</i>	Retraso	Coef.	S. E.	Estad.-T
\tilde{n} : *	\tilde{n} 0	0,91512	0,25339	1,74844
\tilde{n} : *	\tilde{n} 1	1,66760	0,80711	2,06613
\tilde{n} : *	\tilde{n} 2	2,25746	0,86777	2,60146
\tilde{n} : *	\tilde{n} 3	2,68468	0,76283	3,51938
\tilde{n} : *	* \tilde{n} 4	2,94926	0,72389	4,07422
0	Suma	10,4741	3,30654	3,16769

El Cuadro 4 presenta un modelo provisional para las peticiones particulares netas (LA14). La variable dependiente está en logaritmos y las independientes en tasas de crecimiento. Todas las variables han sido definidas anteriormente excepto A822, que es una dummy para el segundo trimestre del año 1982 (las variables no están medidas en crecimientos porcentuales, sino en tanto por uno). Los contrastes de validación dan los siguientes resultados,

$$\begin{aligned} C_1 &= 6,7 \sim \chi^2(4) \\ C_2 &= 2,7 \sim \chi^2(4) \end{aligned} \quad [A.27]$$

Todos los comentarios relevantes se han presentado en el texto principal, y no es oportuno comentarlos con mayor detalle, ya que ésta es solamente una estimación provisional.

El Cuadro 5 presenta, por último, los resultados para la demanda de líneas no particulares. Las variables no definidas anteriormente son las siguientes,

LB14: Peticiones netas no particulares (logaritmos)

POS1: Población ocupada en servicios.

OC : Población ocupada, excluida la agricultura.

A871: Dummy para la observación 87.I.

[A.28]

El polinomio de Almon para la renta está dado, siempre en la notación del Micro-TSP, por,

$$PDL(DY, 4, 4, 1) \quad [A.29]$$

Los contrastes de validación toman los valores siguientes,

$$\begin{aligned} C_1 &= 4,4 \sim \chi^2(4) \\ C_2 &= 7,3 \sim \chi^2(4) \end{aligned} \quad [A.30]$$

Como en el caso anterior, no es oportuno insistir más en la interpretación de estos resultados puesto que son provisionales, y los comentarios relevantes han sido realizados ya en el texto principal de este trabajo.

Referencias*

- Curien, N. (1987): «L'accès et l'usage téléphoniques: modelisation conjointe et tarification optimale», *Revue économique*, vol. 38, núm. 2, mars.
- Hernández Navarro, F. (1987): *Modelización econométrica de la demanda de líneas telefónicas en el mercado no residencial*, CTNE, Departamento de estudios económicos.
- López García, A. (1987): *Modelo econométrico de la demanda telefónica del sector residencial*, CTNE, Departamento de Estudios Económicos.

* El «Bell Journal of Economics», editado por los laboratorios de la compañía Bell, publica regularmente numerosos estudios sobre todos los aspectos económicos de las telecomunicaciones.

- Martín Guzmán, P. (1985): *Modelos econométricos de demanda de líneas telefónicas*, CTNE, Departamento de Estudios Económicos.
- McFadden, J. D.; Train, K. y Sen, S. (1980): *A Probabilistic Choice Approach to Residential Demand for Long Distance Telephone Service*. Troisième Congrès International de Prévision et de Planification dans les Services Publics, vol. 2, Prévision de la Demande, INSEAD, Fontainebleau, France.
- Meyer, J.; Wilson, R.; Baughcum, A.; Burton, E. y Caouette, L. (1980): *The Economics of Competition in the Telecommunications Industry*.
- Polo, Y. (1984): *Análisis de la evolución de la demanda de teléfonos en España*, Dpto. de Economía de la Empresa, Universidad de Zaragoza.
- Rea, J. y Lage, G. M. (1978): «Estimates of Demand Elasticities for International Telecommunications services», *The Journal of Industrial Economics*, vol. 26.
- Taylor, L. D. (1980): *Telecommunications Demand: A Survey and Critique*, Ballinger Publishing Co, Cambridge.
- Treadway, A. (1974): *Previsión de la demanda telefónica*, CTNE.
- Tyler, M. van Beinum, H. (1980): «Modeling Demand of New Telecommunications Services: a Disaggregate Choice Model Approach Using the Multinomial Logit Technique», Troisième Congrès International de Prévision et de Planification dans les Services Publics, vol. 2, Prévision de la Demande, INSEAD, Fontainebleau, France.

Abstract

This work addresses the estimation of telephone demand in Spain. The study starts with a discussion of the main theoretical models proposed in the literature. Particular attention is paid to the logistiqué specification. A rigorous econometric methodology is applied in the estimation process. Several lines for further research are also outlined, specially a model for regional demand.

Recepción del original, junio de 1990
Versión final, noviembre de 1990