

LA DEMANDA DE SERVICIOS TURÍSTICOS EN ESPAÑA

Rafael PADILLA GIMENO

Universidad Complutense de Madrid

Este artículo estudia la demanda de servicios turísticos en España. Para ello, se utiliza la metodología del análisis de series temporales inspirada en la aportación de Box y Jenkins y la Teoría Económica del Comportamiento del Consumidor para orientar el análisis e interpretar sus resultados.

Tras seleccionar un indicador de la demanda turística, se analiza la influencia que los precios relativos y los indicadores de renta tienen en dicha demanda. Con los precios relativos se detectan efectos intensos, coherentes con la Teoría Económica, pero con los indicadores de renta sólo se aprecian efectos tenues.

1. Introducción

Este artículo está basado en la tesis doctoral que con este mismo título he realizado bajo la dirección del profesor Arthur B. Treadway, y aborda el estudio de la demanda del turismo extranjero en España.

Para ello, la Teoría Económica ha servido de orientación en el planteamiento de un modelo conceptual inicial que señala a los precios relativos y a la renta como argumentos en la función de demanda de un bien, en la selección de las variables, y en la interpretación de los resultados empíricos. Utilizando la metodología del análisis de series temporales inspirada en la aportación de Box y Jenkins (1970) que pone gran énfasis en el estudio de las propiedades estadísticas de los datos y que permite captar las estructuras dinámicas y estocásticas más destacadas de las variables económicas observadas, se ha construido un conjunto de modelos empíricos de demanda que constituyen el instrumento fundamental de este estudio.

El período muestral básico es el comprendido entre 1969 a 1982 con el trimestre como intervalo muestral, si bien hay un módulo de la investigación, realizado en datos mensuales, que abarca el período 1977 a 1983.

La importancia económica del turismo en la economía española es bien conocida. Desde su explosión y posterior desarrollo a principios de los años sesenta, el superávit de la balanza de servicios debido a la entrada de divisas por este concepto ha servido para paliar en parte el déficit sistemático de la balanza de mercancías, contribuyendo así a financiar la importación de maquinaria, tecnología y materias primas necesarias para impulsar el desarrollo económico. Actualmente, en que con la integración de España en el Mercado Común se

plantea la necesidad de especialización en sectores competitivos, el sector turístico aparece como uno de los puntales de la economía española y susceptible de un desarrollo mucho más amplio y equilibrado.

En relación a esta importancia del turismo en la economía española, la investigación sobre este sector es escasa y muy fragmentada, véase Almagro (1979, 1982) y Figuerola (1985). En el 2.º apartado del Capítulo I de la tesis donde se revisa la literatura existente, se comentan una serie de modelos explicativos de la demanda de turismo en España: en general, adolecen de una deficiente especificación teórica al no introducir variables de precio relativo o de escala adecuadas para explicar dicha demanda. Además, en muchos casos se pretenden establecer relaciones entre series temporales sin atender a las propiedades estadísticas de las mismas.

El 2.º apartado de este artículo está dedicado a comentar las características de los datos estadísticos utilizados y de las variables construidas en esta investigación, reservándose el 3.º apartado para exponer los resultados básicos obtenidos en este trabajo. Aunque algunos de estos resultados se ilustran presentando una serie de modelos, es preciso indicar que el lector interesado en un conocimiento más amplio y detallado del tema tendrá que consultar la mencionada tesis doctoral. Nótese que el mínimo de información necesaria para exponer los numerosos modelos contenidos en la tesis supone presentar una cantidad de material tal que desbordaría la extensión tolerable de un artículo.

2. Datos estadísticos y construcción de variables

Las variables utilizadas se pueden clasificar en dos grandes apartados: Variables *output*, indicadores que reflejan la demanda de servicios turísticos y variables *input* explicativas de dicha demanda, que o bien son descriptivas de los precios relativos, o bien son variables de escala, y en este último caso, la mayoría son aproximaciones al concepto de renta disponible.

2.1. Variables Output

El objetivo de este trabajo consiste en explicar la demanda real de servicios turísticos en España y el primer problema que se plantea es la inexistencia de un indicador que mida aquí esa demanda real turística con suficiente claridad.

En algunos países desarrollados como EE. UU., Canadá, Inglaterra y Suiza, se realizan encuestas bastante detalladas que proporcionan información sobre los gastos de los turistas durante su estancia: alojamiento, comida, transportes locales, diversiones, compras personales, etc., lo que proporciona un buen indicador de la demanda real de servicios turísticos.

En España esta información por encuestas no existe. Sin embargo, hay varios indicadores que reflejan la demanda de servicios turísticos y que son:

a) LOS INGRESOS POR TURISMO EN PESETAS CORRIENTES (ITP_t)

Es un indicador de la demanda nominal de servicios turísticos; los datos están publicados en el Boletín Estadístico del Banco de España y tienen carácter mensual.

La estadística española de entrada de divisas por «turismo y viajes» tiene como base única los registros de las operaciones bancarias que reflejan las compras de moneda extranjera a no residentes por este concepto.

Un problema básico de la serie ITP_t , radica en que contabiliza como compras turísticas conceptos que no lo son. Los cambios de divisas efectuados por viajeros no residentes se aplican de manera general al concepto de turismo, salvo que el interesado declare expresamente que está destinado a otro fin, y puede ocurrir que el viajero no residente pague por concepto distinto del turismo: compras de inmuebles, ayudas familiares, inversiones bursátiles por ejemplo. Además, el concepto de turismo se usa a modo de «cajón de sastre» en el que se depositan todos los cobros y pagos exteriores cuya calificación estadística resulta problemática.

Pero también ocurre el fenómeno contrario de excluir transacciones que son claramente turísticas: entrada de turistas con pesetas-billetes cuya salida puede haber sido clandestina, viajes organizados por «operadores turísticos» extranjeros cuyos cobros se producen fuera de nuestro país, etc.

Adicionalmente, la serie de ingresos está afectada por adelantos y atrasos —con respecto al momento en que se ejerce la demanda real turística— de carácter especulativo en relación al tipo de cambio.

Para medir la demanda real de servicios turísticos, se han considerado distintos deflatores de la serie anterior:

— IPC_t : Índice de Precios al Consumo en España, con base 1976 = 100

La fuente es el Instituto Nacional de Estadística (INE) y tiene carácter mensual. La utilización de esta serie, en este caso, presenta el problema a priori de que la cesta de la compra de los consumidores españoles no tiene porqué coincidir con la de los turistas.

— IPT_t : Índice de Precios Turísticos

Es una serie de carácter mensual elaborada desde enero de 1971 por el Instituto de Estudios Turísticos (IET). La publicación del índice de precios de servicios de hostelería a partir de 1976 como un componente específico del IPC_t , animó al IET a elaborar este índice, en donde además de este componente de hostelería se recogen otros gastos turísticos. Los datos del período de 1971 a 1976 se han construido utilizando la información sobre precios de los hoteles publicados en

las guías hoteleras que tienen carácter anual. Las ponderaciones se han realizado mediante la información de las tablas *Input-Output* del turismo en España.

A pesar de las limitaciones señaladas de la serie IPC_t , se ha elegido como deflactor en vez de la serie IPT_t , ya que, tras haber efectuado una modelización conjunta de estas dos series se comprobó la dificultad práctica de discriminar entre ellas, y se optó por la serie IPC_t al ser ésta una serie publicada, bien conocida y estudiada y que, además, no presenta los problemas de elaboración de IPT_t .

b) $ITD_t \equiv ITP_t/IPC_t$. SERIE DE INGRESOS POR TURISMO EN TÉRMINOS REALES

Es la serie elegida en este trabajo como indicador de la demanda real de servicios turísticos, aún siendo conscientes de las limitaciones ya indicadas de la serie numerador y denominador para reflejar adecuadamente la demanda real turística.

Otros indicadores considerados de la demanda real turística son:

c) EE_t : SERIE DE EXTRANJEROS ENTRADOS EN ESPAÑA EN NÚMERO DE PERSONAS

La fuente es el INE y tiene carácter mensual. La serie tiene escasa fiabilidad estadística ya que en los puestos fronterizos se atiende más al tema de la seguridad ciudadana que al registro sistemático de la entrada y salida de viajeros.

Pero además, esta serie es conceptualmente poco adecuada para reflejar la demanda real de servicios turísticos, ya que no proporciona información sobre la duración de la estancia de los turistas, ni de la demanda realizada durante la misma.

d) PER_t : PERNOCTACIONES DE EXTRANJEROS EN HOTELES Y CAMPAMENTOS EN NÚMERO DE PERSONAS

La fuente es el INE y tiene carácter mensual. Está elaborada a partir de una encuesta que el INE envía a los establecimientos hoteleros homologados y a los campings autorizados, y proporciona información sobre el número de noches en que los extranjeros han ocupado estas plazas hoteleras. En la medida en que se ponderara por la categoría del hotel, se podría tener una idea de la capacidad de gasto de los diferentes turistas, aunque esta información dista mucho de la necesaria para medir la demanda real de servicios turísticos.

Pero existen diversos problemas que le quitan fiabilidad estadística a esta información:

— Queda fuera una buena parte del colectivo que debería incluir.

— Es conocida la infravaloración que los hoteles hacen de su grado de ocupación al responder la encuesta y, además, no se sabe si esta distorsión es estable porcentualmente en el tiempo.

De los tres indicadores mencionados de la demanda real turística, ITD_t , EE_t y PER_t , ITD_t es el que parece más adecuado desde un punto de vista económico y de elaboración estadística y, en consecuencia, el que se elige como variable *output* en los modelos de relación.

2.2. Variables input descriptivas de los precios relativos

En esta investigación se utilizan tres índices de precio relativo, variable que aparece como argumento en la función de demanda de un bien. Veamos con cierto detalle las características de los dos primeros índices, ya que aparecen en los Cuadros de estimación de los modelos presentados en la siguiente sección.

a) TCE_t : EL TIPO DE CAMBIO EFECTIVO REAL FRENTE A LOS PAÍSES DESARROLLADOS MEDIDO POR LOS PRECIOS AL CONSUMO

Los datos, obtenidos del Banco de España, se publican en su Boletín Estadístico y tienen carácter mensual.

TCE_t refleja la relación entre el coste en pesetas de la cesta de la compra en España y el coste en pesetas de la cesta de la compra en los países desarrollados. Veamos con más detalle cómo está elaborado este índice:

Supongamos que hay, además de España, $n(1, \dots, i, \dots, n)$ países desarrollados. IPC_E es el Índice de Precios al Consumo en España, IPC_i el Índice de Precios al Consumo en el país i , E_{ti} el tipo de cambio i o el número de pesetas por unidad monetaria del país i en el período t , y E_{0i} el número de pesetas por unidad monetaria del país i en el período base 0.

α_i es una ponderación *fija* que expresa la participación de la suma de exportaciones e importaciones del país i a España ($X_i + M_i$), en el total de exportaciones más importaciones de los países desarrollados con España $\sum_{i=1}^n (X_i + M_i)$ en un período dado. Esto es:

$$\alpha_i = \frac{(X_i + M_i)}{\sum_{i=1}^n (X_i + M_i)} \quad ; \quad \alpha_i > 0 \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$$

Se define TCE_t como:

$$TCE_t = \prod_{i=1}^n \left[\frac{\frac{1}{E_{ti}} \left(\frac{IPC_E}{IPC_i} \right)_t}{\frac{1}{E_{0i}} \left(\frac{IPC_E}{IPC_i} \right)_0} \right]^{\alpha_i}$$

La expresión entre corchetes representa la relación entre el coste relativo de la cesta de la compra en España y el país i , en el período t , y dicho coste en el período base 0.

Nótese que tal y como está elaborado TCE_t , una depreciación de la peseta frente a las monedas extranjeras (aumento de E_{it}) supone una disminución del índice, y un aumento del diferencial de los niveles generales de precios al consumo entre España y los países desarrollados se refleja en un aumento del índice.

Las propiedades estadísticas destacadas de TCE_t son:

- a) Promedia con *medias geométricas*, que tienen ventajas computacionales.
- b) Utiliza *ponderaciones fijas* ya que está construido para seguir el día a día del tipo de cambio de la peseta y para ello parece conveniente evitar los saltos que provocarían las ponderaciones variables. Las ponderaciones fijas tienen, sin embargo, el inconveniente de no recoger posibles cambios destacados en el tiempo de la magnitud ponderada pero tienen la ventaja de que en su construcción no se requiere información puntual sobre la evolución de dicha magnitud.

a) y b) implican que TCE_t es tanto un índice *binario* como un índice en *cadena*. En los índices binarios se comparan los precios en cada período con los de un período base inicial dado; mientras que en los índices en cadena se comparan los precios en cada período con los del período anterior y multiplicando estos fragmentos temporales se obtiene la distancia que hay entre un período dado y el período actual.

Para esta investigación, la utilización de TCE_t tiene el inconveniente obvio de que no es un agregado diseñado específicamente para explicar el fenómeno turístico, como queda patente en la forma de ponderar.

b) TCT_t : EL TIPO DE CAMBIO TURÍSTICO

Para mejorar la deficiencia señalada del índice anterior, se ha construido la variable TCT_t que refleja la relación entre el coste en pesetas de la cesta de la compra en España y el coste en pesetas de la cesta de la compra de los diez principales países fuentes de turismo hacia España.

Frente a lo que sucede con TCE_t , las ponderaciones aplicadas a TCT_t reflejan específicamente el fenómeno turístico. Estas ponderaciones se han elaborado utilizando el número de extranjeros entrados de los diez principales países fuentes de turismo a España. Para homogeneizarlos, desde el punto de vista de su capacidad de compra, se ha reponderado multiplicando al número de turistas de cada país por un indicador de su renta per-cápita nacional, con lo que se obtiene un número de *turistas normalizados* provenientes de esos diez países con aproximadamente la misma capacidad de compra.

Veamos ahora con detalle el modo en que está construido TCT_t :

- Hay diez países que son los principales emisores de turismo a España ($i = 1, \dots, 10$), e IPC_E , IPC_i , E_{it} y $E_{t-1,i}$ son variables con la misma definición que la adoptada por TCE_t en el punto anterior.
- N_{ti} es el número de *turistas normalizados* del país i entrados en los doce últimos meses a España, N_t el número total de turistas normalizados de los diez países entrados en los doce últimos meses a España, y definimos $\alpha_{t,i} \equiv N_{ti}/N_t$.
- TCT_t es un índice mensual de precios en cadena con ponderaciones anuales arrastradas, denominado índice de Törnqvist (1936), que se puede expresar de la siguiente forma:

$$TCT_t = \frac{I_1}{I_0} \frac{I_2}{I_1} \dots \frac{I_t}{I_{t-1}}$$

en donde:

$$\frac{I_t}{I_{t-1}} = \prod_{i=1}^{10} \left[\frac{\frac{1}{E_{ti}} \left(\frac{IPC_E}{IPC_i} \right)_t}{\frac{1}{E_{t-1,i}} \left(\frac{IPC_E}{IPC_i} \right)_{t-1}} \right]^{(\alpha_{t,i} + \alpha_{t-1,i})/2}$$

Las propiedades estadísticas destacadas de TCT_t son:

- Promedia mediante *medias geométricas*.
- Utiliza *ponderaciones variables*, pero, para evitar grandes saltos, son ponderaciones «anuales arrastradas» en un índice mensual.
- Es un índice *en cadena*.

c) $PREL_t$: PRECIO RELATIVO ENTRE ESPAÑA Y LOS PAÍSES MEDITERRÁNEOS

Mientras que los dos índices anteriores — TCE_t y TCT_t — expresan la relación de precios al consumo entre España y los países fuente de turismo, $PREL_t$ es un índice que se ha construido para reflejar la relación de los precios al consumo entre España y los países mediterráneos que, en principio, ofrecen servicios sustitutivos a los turistas de todo el mundo.

Desde un punto de vista estadístico, $PREL_t$ es un índice similar a TCE_t :

- a) Promedia con *medias geométricas*.
- b) Utiliza *ponderaciones fijas*. En concreto, expresan el porcentaje de los ingresos en pesetas de divisas por turismo extranjero de cada país mediterráneo considerado, en relación al total de ingresos en pesetas por este concepto obtenidos en el conjunto de dichos países del área mediterránea durante los meses de 1978.

a) y b) implican que $PREL_t$ es tanto un índice *binario* como un índice *en cadena*.

Nótese que para elaborar las ponderaciones de este índice se requieren datos mensuales de ingresos por turismo de los países del área mediterránea, datos que ni están todos publicados de forma centralizada, ni son de fácil acceso. Tras diversas gestiones sólo se pudo obtener de la OCDE datos mensuales de ingresos por turismo de Portugal, Italia, Grecia y Yugoslavia —Francia sólo publica estos datos trimestralmente— disponibles, en ese momento, a partir de enero de 1977. Es por la falta de estos datos por lo que no se ha incluido en la construcción de dicha variable a varios países mediterráneos como Francia, Marruecos, Túnez, Egipto y Turquía, y por lo que el período muestral de este bloque de la investigación 1/77-12/83 con 84 observaciones, no es muy extenso.

2.3. *Variables input de escala*

Una de las características de esta investigación es la gran cantidad de pruebas realizadas con distintas variables de escala, en su mayoría aproximaciones al concepto de renta real disponible con el trimestre como intervalo muestral.

Hay que señalar que las variables de escala con intervalo trimestral indicativas del concepto de renta real tienen el problema de que es difícil medir el flujo trimestral representativo de la actividad económica. El ciclo productivo anual está muy arraigado en el sistema económico y el tratar de cortar la actividad económica en trimestres presenta serios inconvenientes. Estos problemas se agravan cuando a dichos datos trimestrales se les aplican procedimientos de desestacionalización que oscurecen todavía más este proceso de medición trimestral. Adicionalmente, habría que indicar que estos datos de renta tan agregados quizás no reflejen en todo momento fielmente la evolución de la renta de los turistas potenciales a España.

Las series con las que se han obtenido relaciones estadística y económicamente significativas son básicamente indicadores sin desestacionalizar de países individuales. En concreto:

- 1) *CAL_t*: Consumo Privado Real de Alemania. Las fuentes son las Quarterly National Accounts (Q.N.A.) de la OCDE. Datos sin desestacionalizar.
- 2) *PAL_t*: Producto Interior Bruto de Alemania en términos reales. Las fuentes son las Q.N.A. de la OCDE. Datos sin desestacionalizar.
- 3) *IFR_t*: Índice de Producción Industrial (IPI) de Francia. La fuente es Main Economic Indicators de la OCDE y los datos están sin desestacionalizar.

Se ha tanteado con otras variables de escala sin obtener relación significativa, o exenta de problemas, con los ingresos por turismo. Por ejemplo:

— El consumo privado y el PIB, en términos reales, de los países europeos de la OCDE, datos desestacionalizados publicados en las Q.N.A. de la OCDE.

— EL IPI de Alemania, Francia e Inglaterra agregados mediante una media aritmética simple, datos sin desestacionalizar extraídos de los Main Economic Indicators de la OCDE.

— Una variable que expresa el gasto real de todos los turistas del mundo en el área mediterránea considerada. Construida con los mismos ingredientes que *PREL*, adolece, también, de la falta de datos mensuales de ingresos por turismo de algunos países del área mediterránea, lo que parece originar los problemas que surgen al relacionar esta variable con los ingresos reales por turismo en España representados por *ITD_t*.

La inexistencia de datos trimestrales sin desestacionalizar de indicadores de la variable renta para buena parte de los principales países fuente de turismo a España, junto con los escasos resultados obtenidos con otras variables de escala agregadas, han desaconsejado el construir una variable de escala siguiendo las pautas aplicadas en el caso de *TCT_t*. Esto es: utilizar como ponderaciones el número de turistas de estos países normalizados por su renta per-cápita.

Se concluye esta sección señalando que inicialmente el trabajo se planteó utilizando datos mensuales y, más adelante —en el momento de establecer relaciones entre series—, se vio la conveniencia de trabajar también con datos agregados trimestralmente. En el caso de series temporales que son números índice —*IPC_t*, *IPT_t*, *TCE_t*, *TCT_t*—, la agregación a datos trimestrales se ha realizado tomando medias geométricas simples. Para las demás variables cuya fuente es mensual —*ITP_t*, *ITD_t*, *PER_t*, *EE_t*—, la agregación a datos trimestrales es la simple suma de los datos mensuales de cada trimestre.

3. Los resultados

En esta sección se sintetizan en primer lugar los resultados básicos obtenidos en esta investigación y a continuación se presentan tres modelos de función de transferencia representativos de algunos de estos resultados básicos.

Como se ha señalado en la sección anterior el primer problema planteado en la investigación ha consistido en *seleccionar un indicador*, de entre los varios disponibles, que mida la demanda real de servicios turísticos en España. La variable finalmente elegida ha sido *ITD_t*, es decir, los Ingresos por Turismo en pesetas corrientes (*ITP_t*), deflactados por el Índice de Precios al Consumo en España (*IPC_t*) a pesar de las limitaciones mencionadas que para reflejar adecuadamente el concepto de dicha demanda real tienen las series numerador y denominador.

Se han modelizado, también, otros dos indicadores disponibles de la demanda real de servicios turísticos: el número de Entradas (*EE_t*) y el de Pernoctaciones de Extranjeros (*PER_t*), pero se han considerado inferiores por razones económicas y de elaboración estadística a la variable elegida.

A pesar de esta consideración, se ha realizado un análisis de la relación conjunta entre los tres indicadores mencionados, que, para datos agregados trimestrales, ha puesto de manifiesto la existencia de una estrecha relación contemporánea y la ausencia de relación adicional entre las tres series, confirmando la idea *a priori* de que están reflejando el mismo fenómeno: la demanda turística real.

Por ello, aunque por supuesto que es muy aconsejable profundizar en el estudio de la relación entre estas series para tener una información más completa sobre el fenómeno que reflejan, parece poco adecuado tratar de explicar el comportamiento de uno de estos indicadores (ITD_t) a través de alguno de los restantes, como sucede con frecuencia en los escasos modelos econométricos construidos en España para estudiar la demanda turística. Tampoco parece posible mejorar la previsión de una de estas series por el empleo de su relación con otra.

Una vez seleccionada y modelizada la variable indicativa de la demanda real de servicios turísticos — ITD_t —, se ha pasado a *estudiar la influencia que el precio relativo ejerce sobre dicha variable output*, y, para ello, se han introducido alternativamente las tres variables descriptivas del precio relativo comentadas en la sección anterior: TCE_t , TCT_t y $PREL_t$.

A partir de la modelización de estas variables descriptivas del precio relativo, se ha realizado Análisis de Descomposición de las mismas para permitir así distinguir los efectos que sobre los ingresos reales por turismo ejercen los cambios bruscos en estas variables —básicamente, las devaluaciones acusadas de la peseta—, de los efectos de las series residuales una vez extraídos dichos cambios destacados.

Examinando los modelos de función de transferencia que relacionan dichas variables descriptivas del precio relativo con los Ingresos Reales por Turismo se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- En 1.º lugar, que el precio relativo, en sus distintas versiones y no sólo en una prueba aislada, tiene a largo plazo un efecto negativo y significativo sobre los ingresos por Turismo (ITD_t).
- En 2.º lugar, parece que la elasticidad demanda-precio a largo plazo es mayor que la unidad en valor absoluto. Pero, sin embargo, esto que es patente en la respuesta de los *inputs* deterministas correspondientes a las devaluaciones destacadas, es menos concluyente en el caso de la respuesta de los *inputs* aleatorios residuales, debido a la gran imprecisión de las elasticidades estimadas, aunque, en general, el valor absoluto estimado de éstas es mayor que la unidad.
- Por último, aunque a largo plazo los efectos de las devaluaciones destacadas no son muy diferentes de los efectos provocados por los *inputs* residuales, la dinámica de la respuesta es distinta. Así, las devaluaciones destacadas tienen una respuesta rápida, agotándose toda su influencia ya sea en dos trimestres, en el caso del Tipo de Cambio Efectivo Real (TCE_t) y del Tipo de Cambio Turístico (TCT_t), o en dos meses en el caso del Precio Relativo de los países mediterráneos ($PREL_t$) —variable que tiene intervalo temporal mensual en vez de trimestral como las dos anteriores— y además, en todos estos casos hay un efecto de sobre-reacción en el 1.º período. En cambio, los *inputs* residuales tienen en general una respuesta bastante lenta y calibrada con muy poca precisión.

Además de la influencia del precio relativo, en estos modelos aparecen otros *inputs deterministas que reflejan los adelantos y atrasos especulativos* que sufren los ingresos por turismo ante las expectativas de variación en el tipo de cambio.

El paso siguiente ha consistido en *introducir en el estudio las variables de escala*, en su mayoría indicadores de la renta real disponible con el trimestre como intervalo muestral, y que aparecen descritas en la sección anterior. Tras numerosas pruebas realizadas con distintas variables de escala, sólo se han encontrado efectos estadística y económicamente significativos al trabajar con un conjunto de indicadores, sin desestacionalizar, de países individuales como son: el Consumo Privado Real de Alemania, el Producto Interior Bruto de Alemania o el Índice de Producción Industrial de Francia.

Tras la estimación de los modelos de función de transferencia que, además del precio relativo, incluyen alternativamente estas variables de escala puede apreciarse en 1.º lugar cómo los efectos sobre los Ingresos Reales por Turismo (ITD_t) se mantienen al introducir estas variables de escala. Este es un resultado importante que refleja la robustez de los modelos con sólo el precio relativo como variable *input*, e indica, también, la ya comentada conclusión de que a largo plazo la demanda de servicios turísticos es bastante elástica respecto al precio relativo.

También puede observarse en estos modelos que la elasticidad estimada demanda-renta a largo plazo es positiva y mayor que la unidad, resultado satisfactorio y esperado.

En otros experimentos adicionales realizados en este estudio con variables de escala agregadas de varios países fuente de turismo a España, no se detectan en la gran mayoría de los casos efectos significativos de estas variables sobre los Ingresos Reales por Turismo. Se trata de variables agregadas que están construidas utilizando datos desestacionalizados, con los problemas que esto puede ocasionar y que se mencionan en la sección anterior.

La sospecha de que el usar indicadores de escala desestacionalizados puede originar la ausencia de relación con los Ingresos por Turismo, ha llevado a construir un modelo con datos anuales para el período muestral 1960 a 1984, en donde la variable de precio relativo es TCE_t y la variable de escala es el Consumo Privado Real de los países europeos de la OCDE. Los resultados de la estimación de este nuevo modelo de datos anuales son compatibles con los que se obtienen con los modelos en datos trimestrales: el precio relativo tiene una influencia negativa y significativa sobre ITD_t , con una elasticidad demanda-precio a largo plazo mayor que la unidad en valor absoluto, esta vez calibrada con mayor precisión, y con una respuesta relativamente lenta que se distribuye a lo largo de dos años. Sin embargo, no se detecta influencia de la variable de escala sobre ITD_t .

Para interpretar estos resultados sólo parcialmente satisfactorios obtenidos con las variables de escala hay que mencionar en primer lugar la posible inadecuación de los datos: se han señalado en la sección anterior las limitaciones de ITD_t para reflejar la demanda real de servicios turísticos, y, también, las deficiencias

de las variables de escala utilizadas para representar la renta real disponible de los turistas.

Pero, además, en todo modelo de función de transferencia es básico comprender que, si la influencia de las series *input* de renta real ya está reflejada en la historia pasada de la serie *output* (ITD_t) recogida en su modelo univariante, no habrá, al establecer las relaciones *información adicional* en estas series de renta. Parece ser, además, que el que exista información adicional relevante está relacionado con el grado de variabilidad de las series *input*. A este respecto hay que señalar que en esta investigación se han detectado efectos significativos sobre ITD_t con indicadores del precio relativo, que tienen mucha mayor variabilidad que las variables de escala, y también se han encontrado efectos significativos con indicadores de escala sin desestacionalizar presumiblemente, en parte, porque tienen mayor variabilidad que las series de escala agregadas construidas con datos desestacionalizados.

En este sentido, el que se hayan detectado efectos significativos de las variables de escala alemanas sobre ITD_t puede deberse a que, además de ser indicadores sin desestacionalizar, la alemana parece una economía más variable —se ajusta más rápidamente a las perturbaciones— que otras economías europeas. Las variables de escala alemanas podrían considerarse como variables-estado que reflejan la evolución de la economía internacional. Pero esta interpretación no debe ocultar la limitación importante que supone captar relaciones entre ITD_t e indicadores de escala de países individuales.

Tras la construcción y diagnosis de los modelos que se han realizado en este estudio puede afirmarse:

- que el precio relativo en sus distintas versiones tiene un efecto negativo y significativo sobre los ingresos reales por turismo, con resultados que sugieren una elasticidad demanda-precio a largo plazo mayor que la unidad en valor absoluto, especialmente cuando se producen alteraciones destacadas —devaluaciones— en dicho precio.
- y que, sin embargo, para las variables de escala, por las razones aducidas, no se detectan en buen número de casos efectos significativos sobre la demanda real de servicios turísticos, si bien en los casos en los que se detectan, éstos son significativos estadística y económicamente y sugieren una elasticidad demanda-renta a largo plazo mayor que la unidad.

Hay que señalar que estos resultados son los opuestos a los que se obtenían en la estimación de las funciones de demanda con los modelos econométricos predominantes en los años 50 y 60, que apoyaban la idea de que era la variable renta la importante para explicar la demanda de un bien relegando a un segundo plano a los precios relativos, resultando que era originado por el fenómeno de correlación espúrea en el que se puede incurrir si se relacionan las series sin atender al análisis de sus propiedades estadísticas. Dicho fenómeno podría darse aquí al relacionar en niveles la serie ITD_t con cualquier serie mencionada de renta, ya que ambas son claramente no estacionarias.

Se exponen a continuación tres modelos de función de transferencia representativos de algunos de los resultados mencionados. Se presentan para cada modelo un conjunto de instrumentos básicos en la metodología del análisis de series temporales y que son:

1. Las *hojas resumen* (cuadros) de los modelos, que concentran la información numérica. Contienen una cabecera donde aparece el nombre del modelo, seguido por el número de observaciones totales utilizadas (N), y por el período muestral. A continuación figura el modelo numérico con los valores estimados de los parámetros y las desviaciones típicas de los mismos se indican entre paréntesis debajo del parámetro correspondiente. La estimación se ha realizado siguiendo el criterio de Máxima Verosimilitud Exacta.

Para valorar la precisión de los modelos se presenta el valor de la desviación típica de los residuos ($\hat{\sigma}_a$) en términos porcentuales, ya que las variables modelizadas requieren la transformación logarítmica. También figura el estadístico $Q(K)$ de Box-Pierce aplicado sobre K retardos del acf.

El mensaje «Situación de la estimación bien definida» indica que las correlaciones entre los parámetros estimados son menores que 0,75. Cuando dicha correlación es mayor que 0,7 en valor absoluto, se indica en el modelo mediante una flecha que une esos parámetros y en donde figura el valor de la correlación.

A continuación, se presenta la media de los residuos (\bar{a}) junto con su desviación típica ($\hat{\sigma}_{\bar{a}}$) para comprobar si la media es significativa.

Finalmente, se presenta un registro de los residuos anómalos del modelo indicando la fecha de su anomalía y su valor en unidades de $\hat{\sigma}_a$ y, en donde al ser los modelos en datos trimestrales, los números I, II, III y IV se refieren al 1.º, 2.º, 3.º y 4.º trimestres respectivamente.

2. Los *gráficos de residuos* (\hat{a}_t), que en este trabajo están estandarizados restando de cada dato la media muestral y dividiendo por la desviación típica, de forma que el eje vertical tiene valor cero en el lugar correspondiente a la media y la unidad de medida es la desviación típica.
3. Los gráficos de los *coeficientes de correlación simple* (acf), de los *coeficientes de correlación parcial* (pacf), y de los *coeficientes de correlación cruzada* (ccf).

Estos gráficos tienen el eje vertical estandarizado con rango $(-1, +1)$ y las líneas horizontales de trazo discontinuo están situadas a distancia $\pm 2/\sqrt{N}$ del eje, siendo N el número de observaciones con que se calcularon los coeficientes.

El primer modelo —Modelo L2— se presenta en el cuadro 1. En él se relacionan los Ingresos Reales por Turismo (ITD_t) con el Tipo de Cambio Efectivo Real (TCE_t).

El primer término a la derecha de la ecuación es un *input* determinista de compensación, cuyo operador estimado de 7600 expresa los millones de pesetas que se retuvieron en el 2.º trimestre del 77 ante las expectativas de devaluación de la peseta y que se realizaron en el 3.º trimestre al producirse el 12 de julio una devaluación próxima al 25 por 100 de la peseta frente a las demás monedas.

Cuadro 1

Modelo L2	N = 56(1/69-IV/82)
$\ln ITD_t = \underbrace{7600 \xi_t^{C, II-III/77}}_{(3,200)} + \underbrace{(-2,34 + 0,94B) \xi_t^{S^*, III/77}}_{(1,66) \quad (0,44)} + \frac{(0,14) \quad (0,14)}{1 - 0,89B} \ln TCE_t^* + N_t$	$\frac{-0,25}{1 - 0,89B} \ln TCE_t^* + N_t$
$\hat{g}_1 = -1,4$ <p>(0,65)</p>	$\hat{g}_2 = -2,3$ <p>(2,6)</p>

$$\nabla \nabla_4 N_t = (1 - 0,20B)(1 - 0,67B^4) a_t$$

(0,14) (0,11)

Situación de la estimación: bien definida

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 6,8 \quad \bar{a} = -0,0016 \quad E(\hat{a}_t) = 0$$

$$Q_{acf}(15) = 8,7 \quad \hat{\sigma}_{\bar{a}} = 0,0096$$

Residuos anómalos:

Fecha	Valor en unidades de $\hat{\sigma}_a$
IV/76	+2,1

Los dos términos siguientes representan la influencia de los componentes determinista y aleatorio de TCE_t sobre ITD_t . A partir de la modelización univariante de TCE_t , se puede descomponer la serie temporal $\ln TCE_t$ de forma que:

$$\ln TCE_t = \xi_t^{S^*, III/77} + \ln TCE_t^*$$

en donde:

— $\xi_t^{S^*, III/77} = \begin{cases} 0,0 & t < III/77 \\ -0,15 & t \geq III/77 \end{cases}$ es el componente determinista medido en unidades de $\ln TCE_t$, y que recoge la brusca variación en dicha variable producida por la devaluación de julio del 77.

— $\ln TCE_t^*$: componente aleatorio, que refleja los residuos que quedan al sustraer de $\ln TCE_t$ el componente determinista, y que, además de elementos estocásticos que reflejan el comportamiento en el mercado de cambios, contiene elementos no estocásticos debidos tanto a intervenciones gubernamentales significativas en dicho mercado, como a intervenciones oficiales sobre los precios nacionales y extranjeros incluidos en esta variable TCE_t . En este sentido, la descomposición se podría incluso haber llevado más lejos para extraer otros fenómenos bruscos y deterministas incluidos en este término residual.

La ganancia a largo plazo de la función de transferencia del *input* determinista es de $-1,4(0,65)$, que al estar el *input* expresado en unidades de $\ln TCE_t$, representa la elasticidad a largo plazo de los ingresos reales por turismo a la devaluación del 77. Este es un valor aceptable en términos económicos ya que sugiere una elasticidad a largo plazo mayor que la unidad en valor absoluto, resultado acorde con la evidencia empírica reciente una vez superada la fase de «pesimismo de las elasticidades» predominante en los años 40 y 50.

El operador de la función de transferencia de dicho *input* ($-2,34 + 0,94B$), en donde B es el operador de retardo regular tal que $BZ_t = Z_{t-1}$, representa una dinámica de respuesta sobre ITD_t muy rápida, agotándose todo el efecto de la devaluación en dos trimestres. El cambio de signo de los parámetros de dicho operador significa que el efecto total se puede separar en un efecto permanente y uno transitorio. El efecto permanente viene señalado por la ganancia a largo plazo, aunque hay un efecto de sobre-reacción en el 1.º período.

La función de transferencia de la variable $\ln TCE_t^*$ es de la forma $\omega_0/(1 - \delta_1 B)$, y tiene una ganancia a largo plazo de $-2,3(2,6)$ que representa la elasticidad a largo plazo de los ingresos por turismo ante variaciones en $\ln TCE_t^*$. A pesar de la elevada imprecisión con que se estima esta elasticidad, el resultado sugiere que la demanda real de servicios turísticos es elástica al precio relativo representado por $\ln TCE_t^*$.

Con respecto a la distribución temporal de la respuesta originada por este operador de la función de transferencia, el efecto acumulado en el 1.º año es de un 37,5 por 100, en el 2.º año es de un 61 por 100 y en el tercer año es de un 76 por 100 del efecto total.

En este punto hay que señalar que la estimación del parámetro δ_1 es poco precisa, hecho que provoca el que la distribución temporal de la respuesta considerada sea también imprecisa. Así, a partir del valor estimado $\delta_1 = 0,9$ basta restarle 1σ para tener $\delta_1 = 0,75$. Con una u otra estimación ($\delta_1 = 0,9$ ó $\delta_1 = 0,75$) se observa que el retardo medio —media de la función de respuesta a impulsos— es de 10 ó 4 trimestres respectivamente. Se pone de manifiesto, en ambos casos, la lenta respuesta de $\ln ITD_t$ respecto a las variaciones de $\ln TCE_t^*$, lo que contrasta con la respuesta rápida originada por la devaluación del 77.

Para el término de error o ruido de la relación, \mathcal{N}_t , que representa al conjunto de variables omitidas, se ha especificado inicialmente el modelo univariante de la variable *output* ITD_t , esto es, un *IMA* $(1, 1)_4$.

El gráfico de residuos de este modelo (gráfico 1), es compatible con un proceso de ruido blanco, a pesar de algunos tramos cortos que deambulan: III/73-II/74 y II/78-I/79. Hay un sólo residuo por encima de $\pm 2 \sigma_a$.

En el acf y pacf (gráficos 2 y 3) no se detecta estructura adicional indicativa de inadecuación en el modelo de función de transferencia o en el del ruido.

La función de correlación cruzada —ccf— entre los residuos \mathcal{N}_t y el *input* $\ln TCE_t^*$ preblanqueado (gráfico 4) es un instrumento diagnóstico importante al proporcionar evidencia sobre las posibles faltas de la función de transferen-

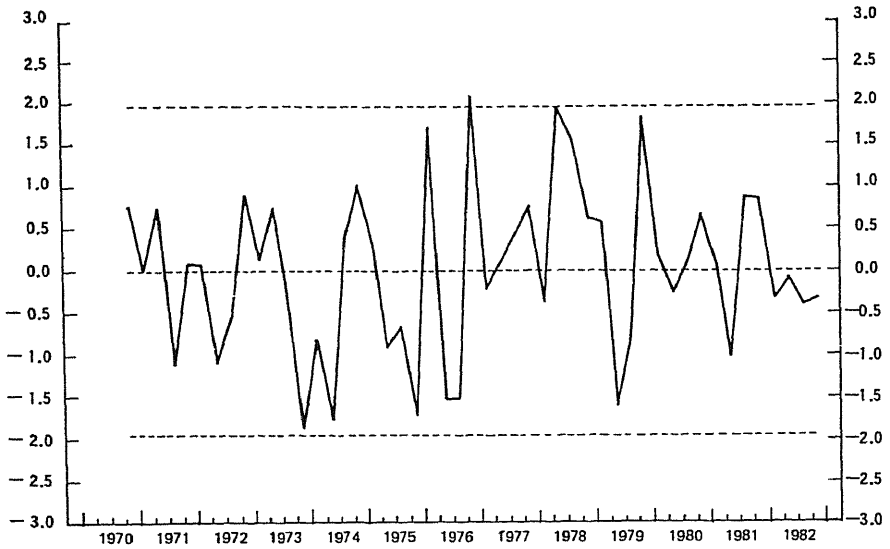


Gráfico 1. \hat{a}_t de L2.

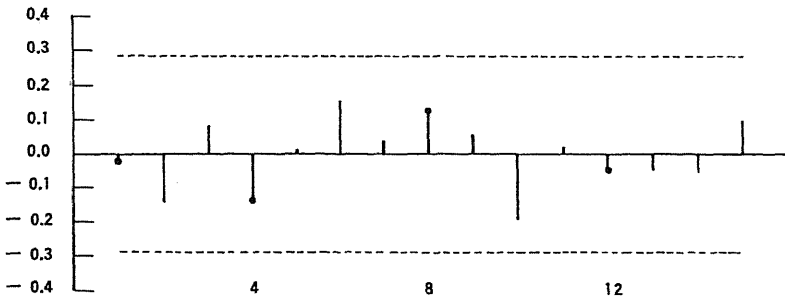


Gráfico 2. $\underline{acf} \hat{a}_t$ de L2.

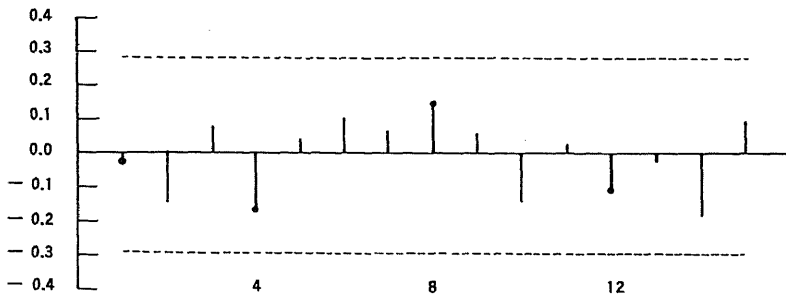
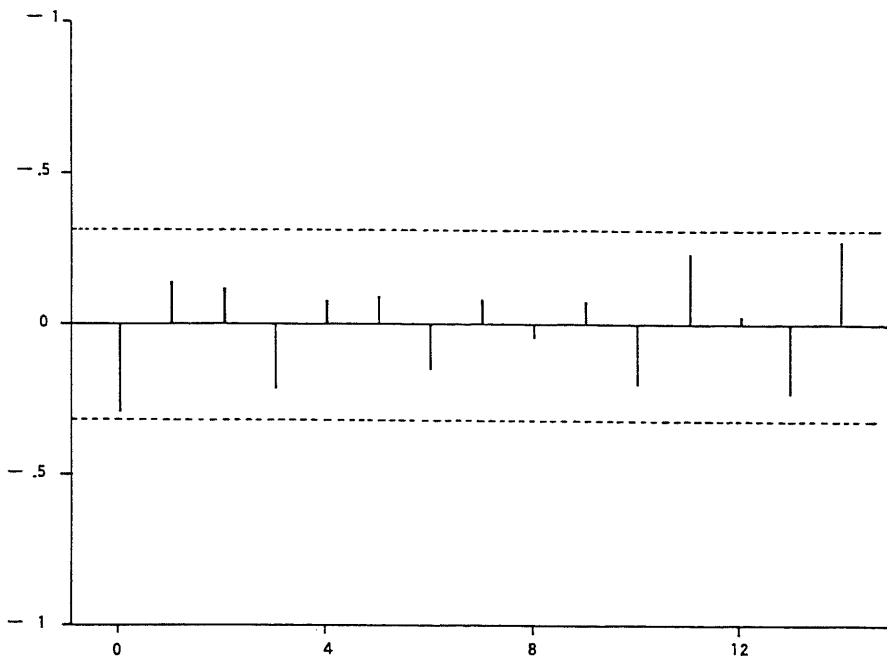


Gráfico 3. $\underline{pacf} \hat{a}_t$ de L2.

Gráfico 4. \underline{ccf}, N_t vs $\ln TCE_t^*$ de L2.

cia. En este caso es preocupante el elevado valor negativo del coeficiente en el retardo cero $-0,30(0,16)$, pero antes de pensar en una reformulación de la función de transferencia de $\ln TCE_t^*$, se observa que dos pares de valores de estas dos series residuales —en I/77 y III/79— contribuyen en $-0,19$ a este valor de $-0,30$ del coeficiente.

Se presenta ahora un modelo análogo al anterior —modelo T1 en el cuadro 2—, pero en donde la variable descriptiva del precio relativo es ahora el Tipo de Cambio Turístico (TCT_t). Es relevante la comparación de los resultados obtenidos con esta variable específicamente turística y los del caso anterior en el que TCE_t es una variable más genérica de todo el comercio exterior. Comparando los cuadros 1 y 2 puede apreciarse la gran semejanza de los efectos que sobre ITD_t ejercen las variables TCE_t y TCT_t a pesar de que algunos de los países incluidos y sobre todo las ponderaciones utilizadas en su construcción sean diferentes. Acaso habría que señalar que la respuesta de ITD_t a las variaciones del *input* residual $\ln TCT_t^*$ parece marginalmente más rápida que la correspondiente a $\ln TCE_t^*$.

El gráfico de residuos, \underline{acf} , \underline{pacf} y \underline{ccf} entre N_t y $\ln TCT_t^*$ (gráficos 5, 6, 7 y 8), no sugieren una reformulación de este Modelo T1.

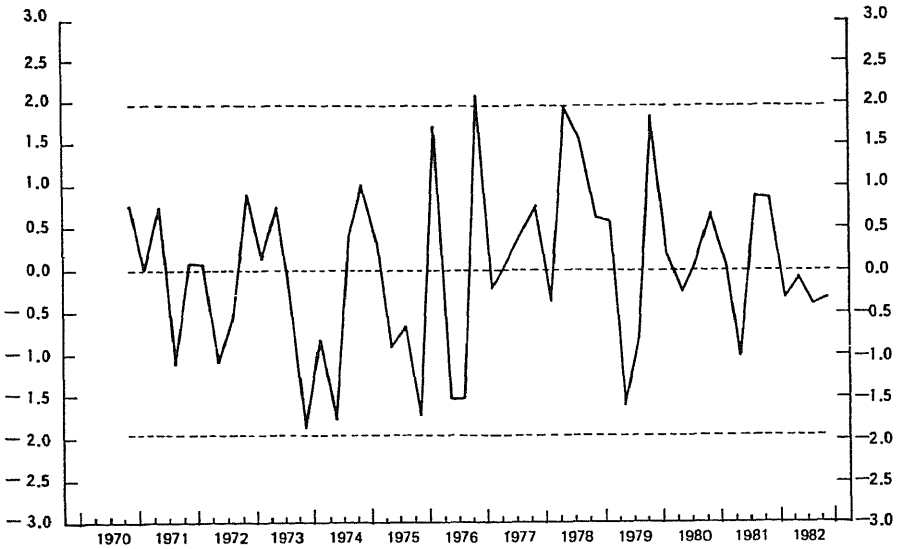


Gráfico 1. \hat{a}_t de L2.

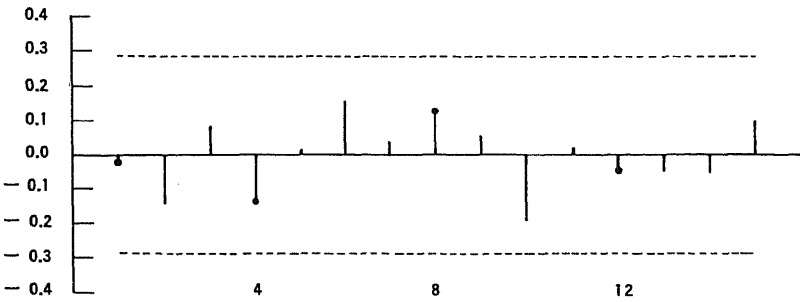


Gráfico 2. $\underline{acf} \hat{a}_t$ de L2.

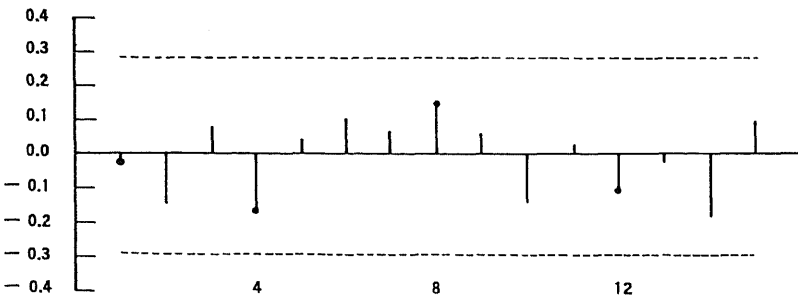
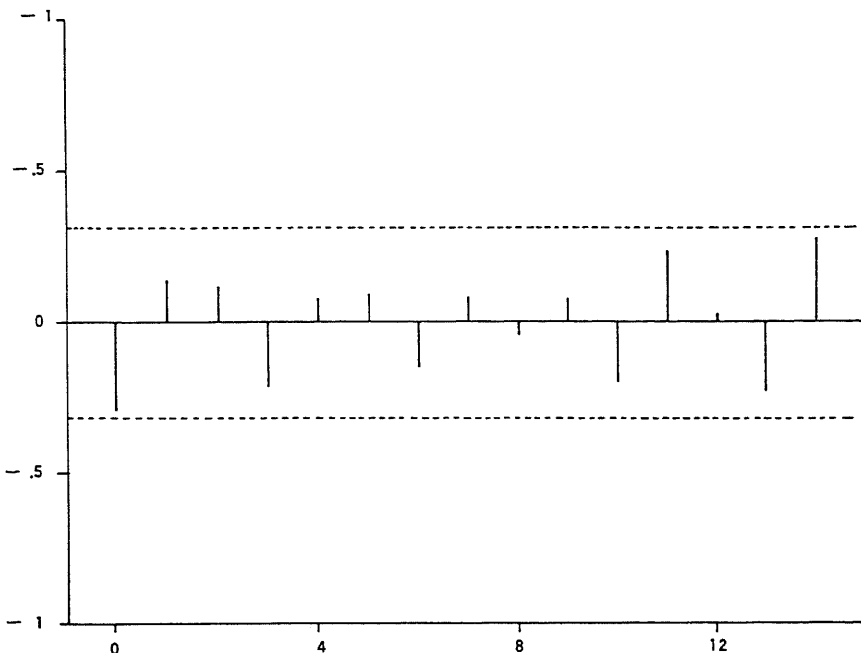


Gráfico 3. $\underline{pacf} \hat{a}_t$ de L2.

Gráfico 4. \underline{ccf}, N_t vs $\ln TCE_t^*$ de L2.

cia. En este caso es preocupante el elevado valor negativo del coeficiente en el retardo cero $-0,30(0,16)$, pero antes de pensar en una reformulación de la función de transferencia de $\ln TCE_t^*$, se observa que dos pares de valores de estas dos series residuales —en I/77 y III/79— contribuyen en $-0,19$ a este valor de $-0,30$ del coeficiente.

Se presenta ahora un modelo análogo al anterior — modelo T1 en el cuadro 2—, pero en donde la variable descriptiva del precio relativo es ahora el Tipo de Cambio Turístico (TCT_t). Es relevante la comparación de los resultados obtenidos con esta variable específicamente turística y los del caso anterior en el que TCE_t es una variable más genérica de todo el comercio exterior. Comparando los cuadros 1 y 2 puede apreciarse la gran semejanza de los efectos que sobre ITD_t ejercen las variables TCE_t y TCT_t , a pesar de que algunos de los países incluidos y sobre todo las ponderaciones utilizadas en su construcción sean diferentes. Acaso habría que señalar que la respuesta de ITD_t a las variaciones del *input* residual $\ln TCT_t^*$ parece marginalmente más rápida que la correspondiente a $\ln TCE_t^*$.

El gráfico de residuos, \underline{acf} , \underline{pacf} y \underline{ccf} entre N_t y $\ln TCT_t^*$ (gráficos 5, 6, 7 y 8), no sugieren una reformulación de este Modelo T1.

Cuadro 2

Modelo T1	$N = 52(I/70-IV/82)$
-----------	----------------------

$$\ln ITD_t = \overbrace{7200 \xi_t^{C, II-III/77}}^{0,76} + \underbrace{(-2,29 + 0,86B)}_{(1,62)} \xi_t^{S^*, III/77} + \frac{-0,29}{1 - 0,80B} \ln TCT_t^* + N_t$$

(3300) (0,41) (0,23) (0,26)

$$\hat{g}_1 = -1,43 \quad \hat{g}_2 = -1,45$$

(0,61) (1,58)

$$\nabla \nabla_4 N_t = (1 - 0,24B)(1 - 0,69B^4)a_t$$

(0,14) (0,14)

Situación de la estimación: bien definida

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 6,9 \quad \bar{a} = 0,0013$$

$$Q_{acf}(15) = 7,3 \quad \hat{\sigma}_{\bar{a}} = 0,0101 \quad E(\hat{a}_t) = 0$$

Residuos anómalos:

Fecha	Valor en unidades de $\hat{\sigma}_a$
IV/73	-2
IV/76	+2

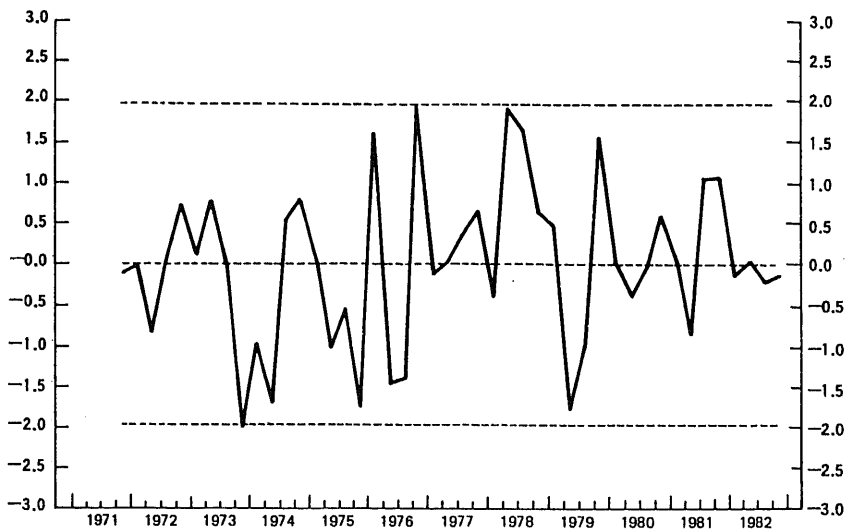


Gráfico 5. \hat{a}_t de T1.

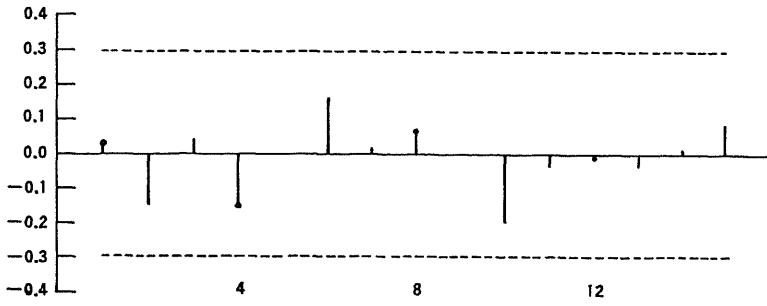


Gráfico 6. acf \hat{a}_t de T1.

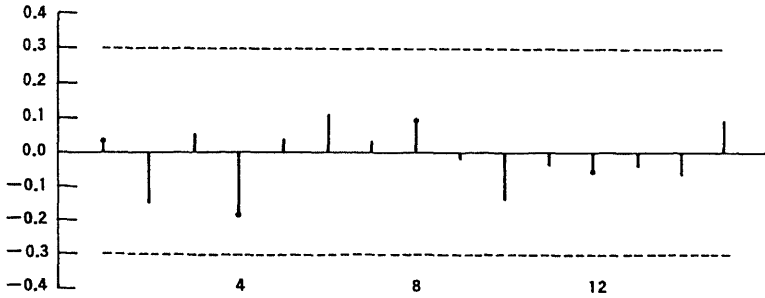


Gráfico 7. pacf \hat{a}_t de T1.

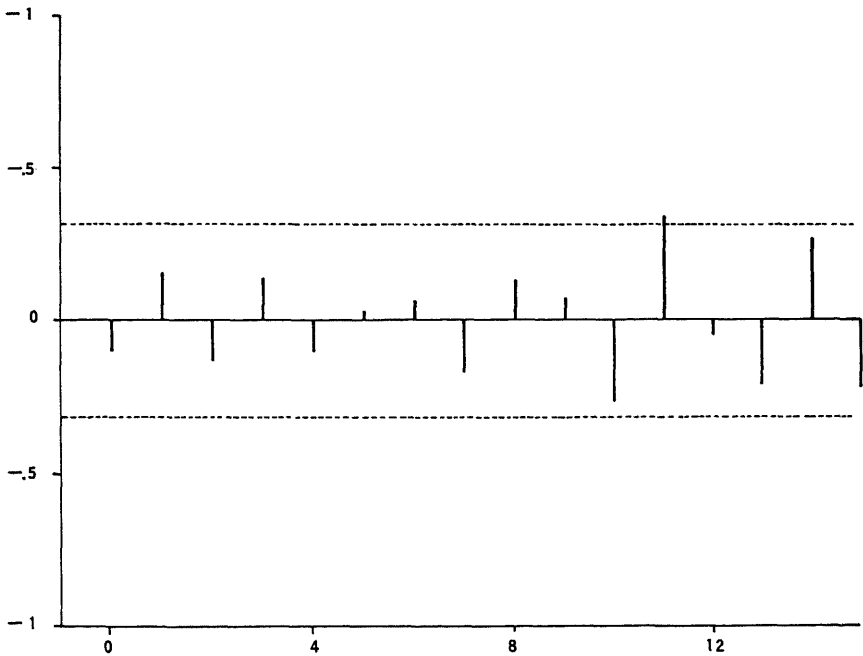


Gráfico 8. ccf N_t vs $\ln TCT_t^*$ de T1

Cuadro 3

Modelo FRCAL	$N = 56(I/69-IV/82)$
$\ln ITD_t = \overbrace{7500 \xi_t^{C.II-III/77}}^{0,76} + (-2,30) + 0,92B) \xi_t^{S*.III/77} + \frac{-0,29}{1 - 0,86B} \ln TCE_t^* +$	$(0,15)$ $(0,14)$
$\hat{g}_1 = -1,38$	$\hat{g}_2 = -2,07$
$(0,65)$	$(1,78)$
$+ 1,29B^3 \ln CAL_t + N_t$	
$(0,63)$	
$\hat{g}_3 = 1,29$	
$(0,63)$	
$\nabla \nabla_4 N_t = (1 - 0,23B)(1 - 0,73B^4)a_t$	
$(0,14)$	$(0,11)$

Situación de la estimación: bien definida

Sin variable CAL_t :

$\hat{\sigma}_a \times 100 = 6,5$	$\hat{\sigma}_a \times 100 = 6,8$	$\bar{a} = 0,0008$	$E(\hat{a}_t) = 0$
$Q_{acf}(15) = 7,6$		$\hat{\sigma}_{\hat{a}} = 0,0093$	

Residuos anómalos:

Fecha	Valor en unidades de $\hat{\sigma}_a$
IV/73	-2,5
IV/75	-2,2

El modelo siguiente —modelo FRCAL en el cuadro 3— es el resultado de añadir al Modelo L2 del cuadro 1 un *input* indicativo de la renta real disponible y que en este caso es el Consumo Privado Real de Alemania (CAL_t).

Como puede apreciarse en el cuadro 3 la ganancia a largo plazo de CAL_t , representativa de la elasticidad demanda-renta de los servicios turísticos, es mayor que la unidad, resultado satisfactorio que refleja el carácter de bien de lujo relativo del turismo.

También hay que destacar que los dos *inputs* de TCE_t , el determinista y el residual, mantienen prácticamente inalterados sus efectos sobre ITD_t detectados en el modelo L2 del cuadro 1, lo que refleja la robustez de los resultados obtenidos con sólo el precio relativo como variable *input*. Se hace ahora un poco más precisa la ganancia a largo plazo del *input* residual $\ln TCE_t^*$ —en buena medida por la reducción de la varianza residual— y la respuesta que origina en ITD_t es un poco más rápida.

El gráfico de residuos (gráfico 9) es compatible con la hipótesis de ruido blanco. En el acf y pacf (gráficos 10 y 11) no hay evidencia de no aleatoriedad indicativa de inadecuación en el modelo de función transferencia o en el del ruido.

En las ccf preblanqueadas entre N_t y $\ln TCE_t^*$, y N_t y $\ln CAL_t$ (gráficos 12 y 13) no se detecta la necesidad de reformular la función de transferencia de $\ln TCE_t^*$ y de $\ln CAL_t$. El elevado valor negativo en el retardo 0 del gráfico 12 se explica, en buena medida, por la contribución de dos pares de valores de estas series residuales como ya ocurría en el modelo análogo sin variable de escala.

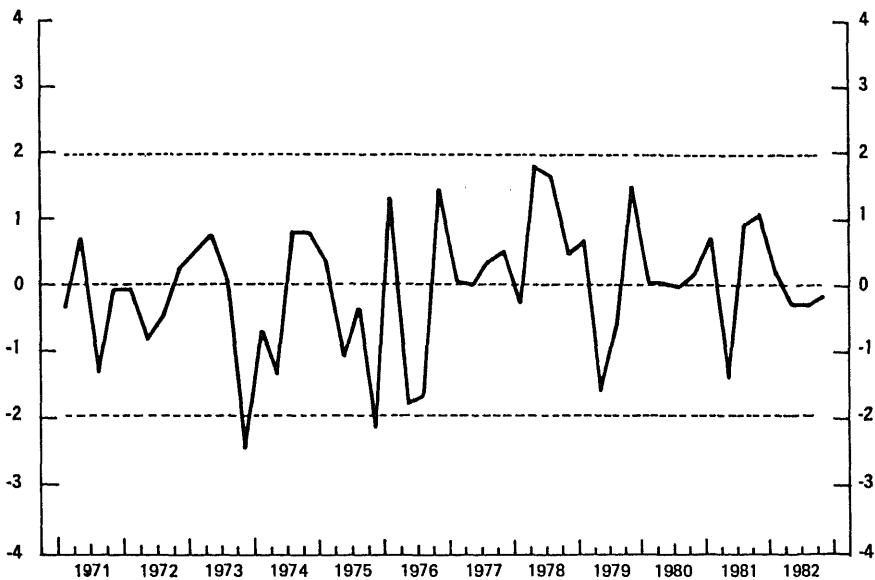


Gráfico 9. \hat{a}_t de FRCAL.

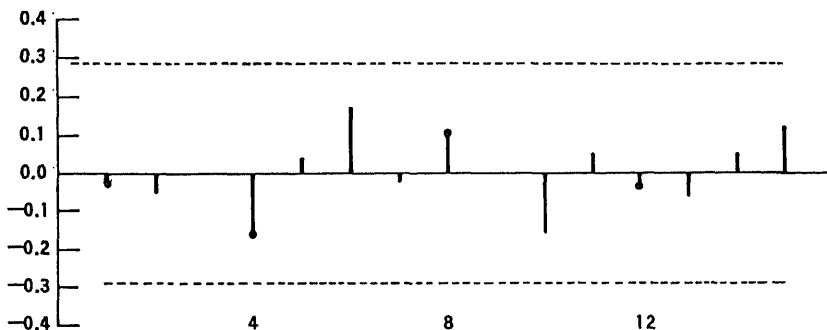
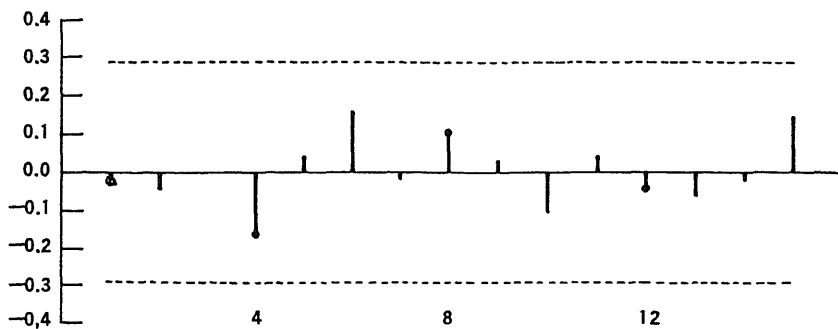
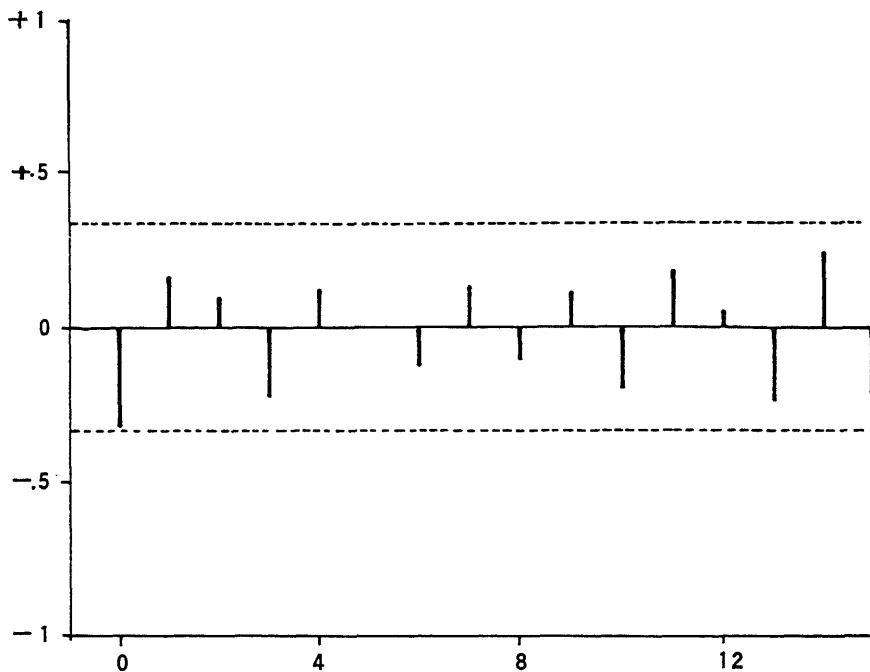
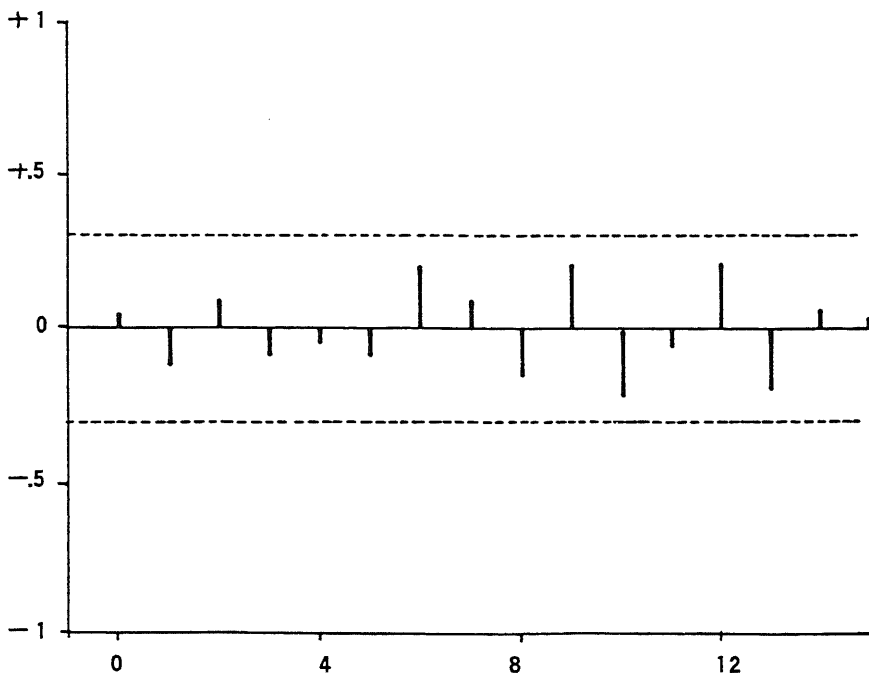


Gráfico 10. acf \hat{a}_t de FRCAL.

Gráfico 11. $\text{pacf } \hat{a}_t$ de FRCAL.Gráfico 12. $\text{ccf } N_t \text{ vs } \ln TCE_t^*$ de FRCAL.

Informe a continuación brevemente de los resultados obtenidos con un modelo en datos anuales, para el período 1960 a 1984, en donde la variable *output* es los Ingresos Reales por Turismo (ITD_t), las variables *input* son el Tipo de Cambio Efectivo Real (TCE_t) y el Consumo Privado Real de los países europeos de la OCDE (CEU_t).

Tras realizar análisis univariantes (*US*) de estas tres series, se han construido modelos de transferencia (*UT*) entre ITD_t versus TCE_t e ITD_t versus CEU_t .

Gráfico 13. ccf N_t vs $\ln CAL_t$ de FRCAL.

Con la primera relación, que capta la influencia del precio relativo descrito por TCE_t sobre ITD_t se ha llegado al siguiente modelo:

$$\ln ITD_t = [-0,58 - 0,46B - 0,99B^2] \ln TCE_t + N_t$$

$$(0,33) \quad (0,34) \quad (0,37)$$

$$\hat{g}_1 = -2,0$$

$$(0,60)$$

$$\nabla^2 N_t = (1 - 0,64B)a_t$$

$$(0,10)$$

US de ITD_t :

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 9,4 \quad \hat{\sigma}_a \times 100 = 11,7$$

La situación de la estimación está bien definida. Sobre los resultados de la estimación es interesante observar que la ganancia a largo plazo representativa de la elasticidad demanda-precio, $\hat{g}_1 = -2,0(0,60)$ es mayor que la unidad en valor absoluto, esta vez calibrada con bastante precisión y con una respuesta relativamente lenta distribuida a lo largo de dos años. Este resultado, tanto el valor de la elasticidad a largo plazo como la duración de la respuesta, parece bastante compatible con el obtenido en el modelo análogo para datos trimestrales —véase el Modelo T1 en este artículo.

En el modelo UT entre ITD_t y CEU_t , no se detecta ningún efecto significativo de esta variable de escala sobre los ingresos por turismo, lo que ya ocurrió con el mismo modelo en datos trimestrales, si bien ahora la no existencia de relación no se puede imputar a la desestacionalización de los datos.

Una vez más, ahora con datos anuales, se encuentran efectos significativos y económicamente adecuados del precio relativo, pero no de la variable de escala, sobre los ingresos por turismo. Parece que este resultado se debe a que las series de precios relativos tienen mayor variación que las variables de escala: en este modelo anual, la desviación típica residual σ_a de los modelos US de TCE_t y CEU_t es respectivamente 5,5 por 100 y 0,9 por 100.

Tras esta investigación y en parte debido a las sugerencias y críticas que se han realizado a la misma, parece aconsejable desarrollar una serie de puntos para mejorar así la comprensión del fenómeno turístico:

- En primer lugar, habría que realizar ejercicios de previsión con estos modelos para ver como funcionan en la práctica.
- Para captar los adelantos y atrasos especulativos de los ingresos por turismo en relación a las variaciones esperadas del tipo de cambio, parece más adecuado considerar a esta variable corregida por el diferencial de los tipos de interés.
- Las variables de precio relativo son susceptibles de mejora y desarrollo en varias direcciones:
 - a) Separar la influencia de los tipos de cambio de los efectos de los precios en las variables de precio relativo consideradas.
 - b) Considerar un proceso bietápico en el tratamiento de los precios relativos: en primer lugar introducir la relación de precios entre los países importadores y los exportadores de servicios turísticos y luego el precio relativo entre España y el resto de los países exportadores.
 - c) Modelizar explícitamente los costes de transporte.
- Se podrían obtener efectos más detallados del precio relativo y de las variables de escala sobre los ingresos por turismo, mediante la desagregación por países de las relaciones estudiadas en esta investigación.
- Finalmente, parece de interés considerar otras variables de competencia distintas de los precios relativos e incluir en el análisis posibles limitaciones de la oferta.

Referencias

- Almagro, J. (1979): «Aplicaciones del enfoque Box-Jenkins a series del turismo español». *Cuadernos Económicos del ICE, núm. 11-12*, pág. 53 a 107.
- Almagro, J. (1982): «Ingresos por turismo: un análisis en un contexto multivariante». *Papeles de Economía Española, núm. 11*, pág. 69 a 100.
- Alvarez Marcos L. (1981): «Estadísticas de Turismo y Viajes», ponencia presentada en el Seminario sobre Estadísticas del Turismo celebrado en Madrid el 8 y 9 de octubre.

- Box, G. E. P. y Jenkins, G. M. (1970): *Time series analysis: Forecasting and control*. San Francisco, Holden-Day (ed. rev. 1976).
- Figuerola, M. (1981): «Valoración crítica de las estadísticas españolas de turismo», ponencia presentada en el Seminario sobre Estadísticas del Turismo celebrado en Madrid el 8 y 9 de octubre.
- Figuerola, M. (1985): *Teoría económica del turismo*. Alianza Universidad Textos, núm. 91.
- Jenkins, G. M. (1979): *Practical experiences with modelling and forecasting time series*. Gwilym Jenkins and Partners. Lancaster.
- Jenkins, G. M., y McLeod (Editores) (1982): *Case studies in time series analysis*, volumen 1. Gwilym Jenkins and Partners. Lancaster.
- Mata Gimeno, F. (1981) «Ponencia de la Comisaría General de Documentación sobre Estadísticas de Turismo», presentada en el Seminario sobre Estadísticas del Turismo celebrado en Madrid el 8 y 9 de octubre.
- Mederiz Montero, A. (1981): «Situación y perspectivas de la Encuesta para la Estadística mensual del Movimiento de Viajeros en Establecimientos Turísticos en España», ponencia presentada en el Seminario sobre Estadísticas del Turismo celebrado en Madrid el 8 y 9 de octubre.
- Törnqvist, L. (1936): «The Bank of Finland's consumption price index». *Bank of Finland Monthly Bulletin*, núm. 10. pág. 27 a 34.
- Treadway, A. B., García-Pardo, J., y Carbajo, A. (1978): *Efectos sobre la economía española de una devaluación de la peseta*. Fundación Ramón Areces, Madrid.

Abstract

This article studies the demand for Spanish tourist services. The Box-Jenkins time-series-analysis methodology is employed along with the Economic Theory of Consumer Behaviour, the latter to orient the analysis and interpret the results. After selecting an indicator of tourist demand, the influences of relative prices and income indicators are analyzed. Relative prices appear to involve strong effects coherent with Economic Theory, but income indicators seem to involve only small effects.

*Recepción del original, septiembre 1987
versión final, noviembre 1987*