

Estudios de Economía Aplicada  
Nº 5, 1996. Págs. 105 a 120.

# Principales determinantes del flujo de pasajeros extranjeros desembarcados en el aeropuerto de Málaga<sup>1</sup>

JOSÉ MARÍA OTERO  
*Universidad de Málaga*

Esta nueva versión incluye todas las correcciones sugeridas por el censor, las cuales me han parecido oportunas y por las que le quedo muy agradecidos.

## 1. Introducción

En este artículo se formula y estima un modelo econométrico para explicar los principales determinantes del flujo de pasajeros extranjeros desembarcados en el Aeropuerto de Málaga. Los modelos de series temporales que suelen usarse para predecir el número de pasajeros son modelos autoproyectivos por lo que no permiten predecir, por ejemplo, los efectos de una devaluación. El modelo que aquí se analiza permite, en cambio, realizar este tipo de ejercicios relacionados con las variables explicativas típicas de una función de demanda.

El número de pasajeros extranjeros desembarcados en el Aeropuerto de Málaga puede considerarse como un indicador del flujo de turistas extranjeros en la Costa del Sol ya que el motivo principal por el que los pasajeros extranjeros vienen a Málaga es el turismo<sup>2</sup> y, debido a la localización geográfica periférica y a las deficiencias de las infraestructuras de transporte, la mayor parte de los visitantes llegan a Málaga por aire. De acuerdo con estos hechos, las variables explicativas usadas en el presente trabajo son aquellas relacionadas con la demanda de turismo: renta y precios. La primera se mide mediante un índice ponderado de la renta real de los países de origen de los visitantes, teniendo en cuenta la correspon-

---

<sup>1</sup> Esta investigación se ha hecho con el patrocinio de la DGICYT, proyectos PB93-0998 y PS94-0114.

<sup>2</sup> Otero, Martín y García (1995).

diente tasa de cambio. En cuanto a los precios consideramos dos variables: un índice ponderado de precios relativos del consumo en España frente a los precios de los países de procedencia de los turistas y un índice ponderado de precios relativos de los países competidores de España en el turismo frente a los precios relativos de los países de procedencia de los turistas, ambos índices corregidos por los tipos de cambio.

De acuerdo con lo que precede, el interés de este trabajo rebasa los límites de la gestión del Aeropuerto de Málaga, ya que lo que se está modelizando en el fondo son los principales determinantes del turismo extranjero en la Costa del Sol.

Como conclusión fundamental hay que destacar que todas las variables explicativas son significativas, habiéndose podido estimar sus correspondientes elasticidades. Estos resultados, aparte de su evidente interés como instrumento de predicción y de simulación, constituyen un estímulo para continuar la investigación con nuevos modelos desagregados por nacionalidades, a fin de obtener resultados más precisos y de mayor interés práctico.

El plan del artículo es como sigue. Primero, en la sección 2, se muestran las fuentes de datos y sus características y se formula el modelo de demanda básico. En la sección 3 se describe el proceso de modelización. Por último se muestran los resultados y las conclusiones en la sección 4.

## 2. Los datos y el modelo

Los datos de los pasajeros desembarcados en el Aeropuerto de Málaga (TUR) proceden del departamento de estadística del Aeropuerto. Las series originalmente mensuales han sido agregadas por trimestres, de acuerdo con las observaciones disponibles de las variables explicativas. La figura 1 representa esta serie, cuya característica dominante es su fuerte componente estacional.

Los datos correspondientes a las variables explicativas son los publicados por Espasa, Gómez y Morales (1993), consistentes en los siguientes índices trimestrales de precios y de rentas para explicar el turismo en España desde 1978, primer trimestre, a 1990, cuarto trimestre (tercer trimestre para la renta)<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Ésta es una versión actualizada de estudios anteriores llevados a cabo por Padilla (1987), Espasa *et al.* (1990) y Espasa y Sheepens (1992). Para consultar detalles sobre los datos véase: "Apéndice. Variables empleadas en los modelos econométricos", Espasa *et al.* 1993, pp. 649-646.

1. *Precios españoles en relación a los de los países de procedencia de los turistas (PET)*. Se trata de un índice de precios ponderado compuesto de dos factores: el índice de precios relativos de consumo de España frente al de cada país de procedencia de los visitantes y la correspondiente tasa de cambio. Las ponderaciones son proporcionales al flujo de turistas del país. Esta serie temporal está representada en la figura 2.

2. *Precios españoles en relación a los de los países competidores (PEC)*. Este es un índice de precios ponderado compuesto de dos factores: el índice de precios de consumo español en relación al de cada país competidor en el área mediterránea, y la correspondiente tasa de cambio. Las ponderaciones son proporcionales a los ingresos por turismo de cada país. La serie aparece representada en la figura 3.

3. *Renta real agregada de los países de procedencia de los turistas (REN)*. Este es un índice ponderado de la renta real de cada país de procedencia de los turistas, tomando como ponderaciones los correspondientes flujos de turistas que vienen a España. Esta serie está representada en la figura 4.

Estos datos fueron elaborados para analizar el turismo en España, de forma que las ponderaciones de las series PET y REN son las correspondientes a la totalidad del turismo español y no al caso específico de la Costa del Sol. Aunque la composición del turismo que llega a la Costa del Sol no coincide con la correspondiente a todo el territorio español, hemos utilizado estas series de forma experimental antes de embarcarnos en la ardua tarea de elaborar series de datos especialmente referidas a la zona objeto de interés.

Como puede observarse las dos series de precios, PET Y PEC, evolucionan de forma similar para todo el período muestral en su conjunto, excepto la parte final<sup>4</sup>. En consecuencia, aparece un problema de colinealidad que impide estimar adecuadamente los correspondientes coeficientes. Para evitar este problema, Espasa et al (1993) consideran dos modelos separados, cada uno de los cuales contiene un conjunto diferente de variables (REN y PET frente a REN PEC). Esta solución nos lleva, evidentemente, a formular dos modelos con errores de especificación, que producen estimadores sesgados de las elasticidades. Alternativamente, es posible agregar ambos índices de precios en uno solo, pero esto sería equivalente a restringir que sus coeficientes sean iguales. Otra posibilidad que no entraña

---

<sup>4</sup> Las componentes homólogas de cada serie evolucionan de manera diferente, son los productos de los índices de precios y de las tasas de cambio los que muestran una alta correlación. Es interesante también poner de manifiesto que por lo que a la inflación se refiere, España ha ganado en competencia, pero es el factor correspondiente a la tasa de cambio el que ha equilibrado la posición competitiva global.

ninguno de estos problemas, que es la adoptada aquí, es definir un nuevo índice de precios relativos mediante la razón:

$$PCT = PET/PEC.$$

De acuerdo con las definiciones de PET y PEC, referidas anteriormente, PCT representa un índice ponderado de precios de los servicios turísticos (sustitutivos de los españoles) que prestan los países de la competencia, en relación al índice de precios de los países de procedencia del turismo. Esta variable está representada en la figura 5.

El modelo de demanda básico que hemos adoptado explica, pues, el flujo de pasajeros extranjeros desembarcados en el Aeropuerto de Málaga, TUR, en función de la renta, REN, de un índice ponderado de precios de consumo en España en relación a los de los países de origen, PET, y de un índice ponderado de precios de consumo de los países competidores en relación a los de los países de origen, PCT.

Junto a estas variables explicativas, se ha utilizado también una variable artificial, PASC, que recoge el "efecto calendario" de las vacaciones de la Semana Santa, es decir, el hecho de que estas caigan en el primer o en el segundo trimestre. Se ha considerado que el "efecto Pascua" tiene lugar durante los diez días comprendidos entre el Viernes anterior a la Semana Santa y el Domingo de Pascua. La variable PASC toma el valor cero para los terceros y cuartos trimestres cada año y sendos números comprendidos entre cero y uno para el primer y el segundo trimestre, de acuerdo con la proporción de días del efecto Pascua pertenecientes a cada uno de estos trimestres, de manera que la suma de ambos sea igual a la unidad.

### 3. El proceso de modelización

A fin de verificar la cointegración de las variables del modelo, se ha comenzado por aplicar el test HEGY<sup>5</sup> que permite decidir el orden de integración de cada variable en el modelo. Los resultados de este test para la variable TUR se pueden sintetizar como sigue:

- a) existe una componente estacional determinista significativa;
- b) hay evidencia de una raíz unitaria a frecuencia cero<sup>6</sup>;

---

<sup>5</sup> Hylleberg, Engle, Granger y Yoo (1990). Para una descripción en castellano de este test puede consultarse Otero (1993).

<sup>6</sup> Para eliminar esta raíz se debe utilizar el operador  $D=(1-L)$ .

- c) no hay evidencia de raíces unitarias a 2 ciclos/año;
- d) no hay evidencia de raíces unitarias a 1 ciclo/año.

Para cada una de las variables explicativas (REN, PET, PCT), las conclusiones de aplicar el mismo test son similares a las anteriores con excepción de la primera, ya que no se ha encontrado ninguna componente estacional determinista significativa.

Siendo todas las variables integradas de orden 1, se ha aplicado un test de cointegración, utilizando el programa MicroTSP, con el resultado de que la hipótesis de cointegración no se rechazaría al operar con el nivel de significación del 5%, pero sí se haría al 1%.

De acuerdo con estos tests, y dado el carácter no concluyente de los resultados del test de cointegración, se han estimado y verificado las cuatro especificaciones siguientes, todas con las variables expresadas en logaritmos naturales:

- 1) un modelo con todas las variables expresadas en niveles, incluyendo valores retardados de las variables explicativas y componentes estacionales deterministas;
- 2) un modelo de corrección por el error con componente estacional determinista;
- 3) un modelo con todas las variables expresadas en primeras diferencias con términos retardados en las variables explicativas y componentes estacionales deterministas;

- 4) un modelo con todas las variables transformadas mediante el operador  $D_4 = (1-L^4)$  con términos retardados en las variables explicativas.

Las especificaciones 1 y 2 corresponden a la hipótesis de que todas las variables de regresión son  $C(1,1)$ , en tanto que las especificaciones 3 y 4 son las adecuadas cuando se rechaza esta hipótesis y es necesario operar con variables estacionarias. De acuerdo con los resultados proporcionados por el test HEGY, es suficiente tomar las primeras diferencias para que las variables se transformen en estacionarias. La especificación 3 sería, entonces, correcta. Pero si, a pesar de estos resultados, estuviera presente alguna raíz a las frecuencias estacionales, se debería usar la especificación 4. Por último, si existiera una componente estacional estocástica sin raíces unitarias, se podría usar un modelo estructural de series temporales.

Como se observa en el Apéndice, el problema común de las especificaciones 1, 2 y 3 son las derivadas de la multicolinealidad, que oscurece la significación de algunos coeficientes. Se han estimado también sin éxito los modelos estructurales de series temporales correspondientes a estas opciones utilizando el programa STAMP (los resultados no se han incluido en el Apéndice).

La mejor opción es la que corresponde a la especificación 4. Esta conclusión está de acuerdo con los resultados obtenidos por Espasa *et al* (1993) relativos a un modelo en el que la variable explicada es el turismo español en su conjunto.

De acuerdo con los comentarios precedentes, el cuadro 1 recoge una síntesis de los resultados de la estimación del modelo con las variables expresadas en logaritmos naturales, en la forma que los presenta el programa MicroTSP.

### Cuadro 1. Modelo de los pasajeros extranjeros desembarcados

LS // Dependent Variable is D<sub>t</sub>TUR(\*)

SMPL range: 1980.1 - 1990.4

Number of observations: 44

Convergence achieved after 17 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D <sub>t</sub> REN(-1)	1.2818535	0.3637287	3.5242021	0.0012
D <sub>t</sub> PET(-4)	-1.3727955	0.1337403	-10.264633	0.0000
D <sub>t</sub> PCT(-4)	0.9776094	0.4318416	2.2638145	0.0295
D4PASC	0.0569644	0.0192890	2.9532075	0.0054
MA(1)(**)	1.0232862	0.1457412	7.0212573	0.0000
MA(2)(**)	0.9746893	0.1549409	6.2907154	0.0000
MA(3)(**)	0.4930791	0.1343000	3.6714753	0.0008
R-squared	0.863399	Mean of dependent var	0.032231	
Adjusted R-squared	0.841247	S.D. of dependent var	0.140741	
S.E. of regression	0.056076	Sum of squared resid	0.116349	
Log likelihood	68.14441	F-statistic	38.97695	
Durbin-Watson stat	1.849545	Prob(F-statistic)	0.000000	
Box-Pierce Q-Stat	5.02	Prob	0.9572	SE of Correlations 0.152
Ljung-Box Q-Stat	6.43	Prob	0.8929	
ARCH Test: 2 lags				
F-statistic	1.82611	Probability	0.1749	
Obs*R-Squared	3.59503	Probability	0.1657	
Heteroskedasticity Test: Regressors & Squares				
F-statistic	0.24516	Probability	0.9788	
Obs*R-Squared	2.34518	Probability	0.9686	
RESET(2)				
F-statistic	0.09814	Probability	0.9068	
Likelihood ratio	0.23381	Probability	0.8897	

NOTAS:

(\*) Todas las variables se expresan en logaritmos naturales.

(\*\*) Proceso de medias móviles de tercer orden para el término de error.

El estadístico de Ljung-Box no rechaza la hipótesis de que los residuos sean ruido blanco. Se han aplicado algunos tests adicionales para los residuos (ARCH, White) y para la especificación (RESET) con el resultado de que no se rechaza este modelo. En la figura 6 aparecen representados los residuos y la serie real. Un análisis de los errores atípicos (*outliers*) revela que siete casos de diez tienen lugar en el segundo trimestre, siendo cuatro positivos y tres negativos. Este hecho podría ser la consecuencia de elasticidades diferenciales en el segundo trimestre a causa de la existencia de dos demandas diferentes, una para el invierno y otra para el verano<sup>7</sup>. Por otra parte, el error de 1985 puede obedecer a la amplia cobertura en los medios internacionales de comunicación que tuvieron los atentados de ETA.

Para tener una primera aproximación de la capacidad predictiva del modelo, hemos realizado el siguiente ejercicio de predicción *ex post*. Primero se ha vuelto a ajustar el modelo con el período muestral finalizando en el cuarto trimestre de 1989. A continuación, se ha realizado una predicción para los cuatro trimestres del año 1990, utilizando la información muestral disponible sobre las variables explicativas, con sus correspondientes retardos. Los resultados correspondientes están recogidos en el cuadro 2 y en la figura 7. Para valorar adecuadamente las predicciones del modelo es preciso tener en cuenta que en 1990 se inició la denominada crisis del Golfo, que afectó de manera particular al sector turístico.

**Cuadro 2. Predicciones *ex post***

	Real	Predicho	Error relativo
1990.1	294422.0	303160.8	0,02968
1990.2	496368.0	557358.4	0,12287
1990.3	550148.0	534057.2	-0,02924
1990.4	305977.0	333149.5	0,08880

#### 4. Resumen y conclusiones

Los resultados anteriores muestran que una formulación de la demanda de turismo explica adecuadamente el flujo de pasajeros desembarcados en el Aeropuerto de Málaga, resultado que es consistente con el hecho de que esta

<sup>7</sup> El problema podría estar también provocado por el hecho de que el índice de precios ha sido construido usando un índice de precios de consumo en vez de un índice de precios de turismo (que tendría una componente estacional más elevada).

variable puede considerarse como un indicador del turismo extranjero en la Costa del Sol.

El proceso de modelización conduce a una especificación similar a la de Espasa *et al*(1993) relativa al turismo español. Una diferencia entre ambos modelos es la siguiente. En el referido estudio se utilizan como variables explicativas las siguientes: a) un indicador de la renta real ponderada de los países de origen de los turistas, b) un índice de precios relativos de España respecto a los países visitantes y c) un índice de precios relativos de España respecto a los países competidores; en cambio, en el presente estudio, para evitar los problemas derivados de la fuerte colinealidad entre los precios, hemos utilizado en vez del último índice referido, un índice de precios relativo de los competidores frente al de los países de origen, pudiéndose interpretar este último como el precio de los servicios sustitutivos, como corresponde a una formulación típica de un modelo de demanda.

Con esta especificación las dos variables de precios resultan ser significativas y sus signos son los esperados. La elasticidad del flujo de viajeros respecto a los precios relativos españoles es  $-1,37$ , cuyo valor absoluto es sensiblemente más elevado que el de la correspondiente a los precios relativos de los países competidores,  $0,978$ . La elasticidad del flujo de viajeros respecto a la renta es  $1,28$ , de orden algo inferior a la referida elasticidad respecto al los precios españoles. Así, por ejemplo, de acuerdo con estos resultados, si tiene lugar una eventual caída del 10%, en la renta ponderada de los países de origen del turismo, los precios relativos españoles deberían disminuir el 9,3% aproximadamente para compensar el efecto negativo sobre el flujo de turistas a la Costa del Sol. En el supuesto de que los países competidores reaccionaran de manera similar bajando sus precios relativos un 10% (modificando, por el ejemplo el tipo de cambio), los precios relativos españoles deberían descender en un 7,1% adicional a fin de mantener competitivo el sector del turismo extranjero en la Costa del Sol. Junto a esto, debe tenerse presente que los retardos en los precios son superiores a los de la renta. De acuerdo con este modelo una caída en los precios producirá sus efectos alrededor de un año después, en tanto que una caída en la renta de los países de origen causará su impacto con un trimestre de retraso. Estos resultados sugieren que las decisiones de viajar de los turistas extranjeros suelen tomarse con un año de antelación teniendo en cuenta los precios imperantes en ese momento y las expectativas de renta.

Estos resultados preliminares muestran las posibilidades de este enfoque para modelizar el flujo de pasajeros extranjeros desembarcados en el Aeropuerto de Málaga, que puede interpretarse, a falta de otra información, como un indicador del turismo extranjero en la Costa del Sol. La investigación debe proseguir analizando los datos de los pasajeros desagregados por nacionalidades.

Una limitación de este enfoque que conviene mencionar, es que ignora factores de oferta y estrategias de mercado que deben analizarse simultáneamente con la demanda. Además, el enfoque econométrico considera los gustos exógenos y fijos. Aunque esta es una hipótesis que permite obtener ciertos resultados nada triviales mediante el uso de los modelos, para conseguir una visión más completa del fenómeno turístico hace falta obviamente prestar atención a otras disciplinas.

## **Bibliografía**

Buisán, A. (1995). *Principales Determinantes de los Ingresos por Turismo*. Servicio de Estudios del Banco de España. Documento de Trabajo nº 9502.

Espasa, A., Gómez Churruga, R. y Morales E. (1993): "Un Análisis Econométrico del Turismo en España: Implicaciones para el Estudio Sectorial de las Exportaciones y Algunas Consideraciones de Política Económica". En: Espasa, A., y Cancelo J. R. *Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Económica*, Alianza Economía, Madrid.

Espasa, A, Gómez-Churruga, R. y Jareño, J., (1990): "Un Análisis Econométrico de los Ingresos por Turismo en la Economía Española", *Documenta de Trabajo 9003*, Servicio de Estudios del Banco de España.

Espasa, A. y Scheepens, J. (1992): "An Econometric Analysis of Foreign Tourism in Spain, 1978-89", *Working Paper*, Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid.

Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J y Yoo, B. S.(1990): "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*, 44.

Jhonson, P. y Thomas, B.(eds.)(1992): *Choice and Demand in Tourism*, Mansell. Londres.

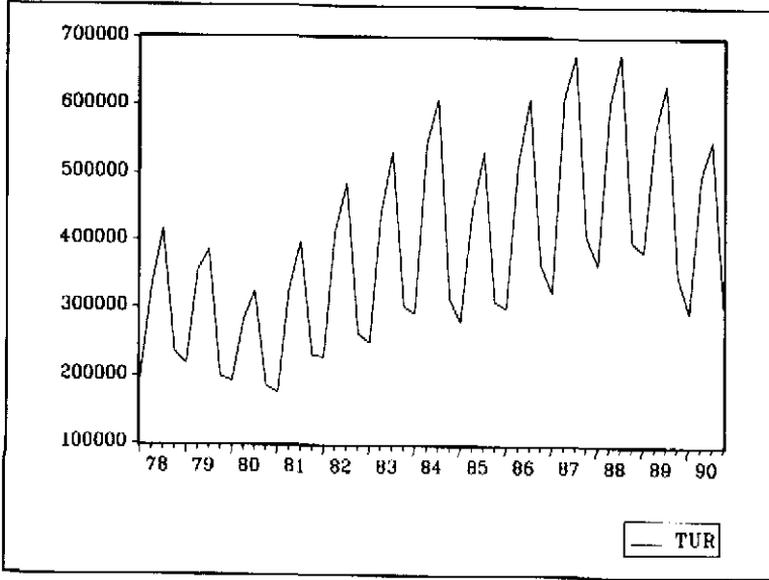
Otero, J. M. (1993). *Econometría. Series Temporales y Predicción*. Editorial AC. Madrid.

Otero, J. M., Martín, G. y García, A. (1995). "El Impacto Económico del Aeropuerto de Málaga". Estudio realizado para AENA (de próxima publicación).

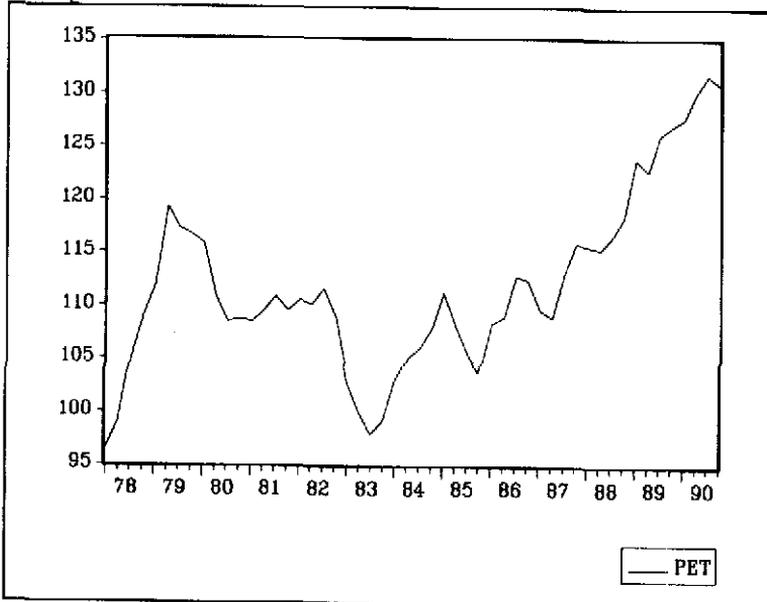
Padilla, R. (1987): *La Demanda de Servicios Turísticos en España*, tesis doctoral, Universidad Complutense, Madrid.

Witt, S. F. y Witt, Ch. A.(1992), *Modeling and Forecasting Demand in Tourism*, Academic Press. Londres.

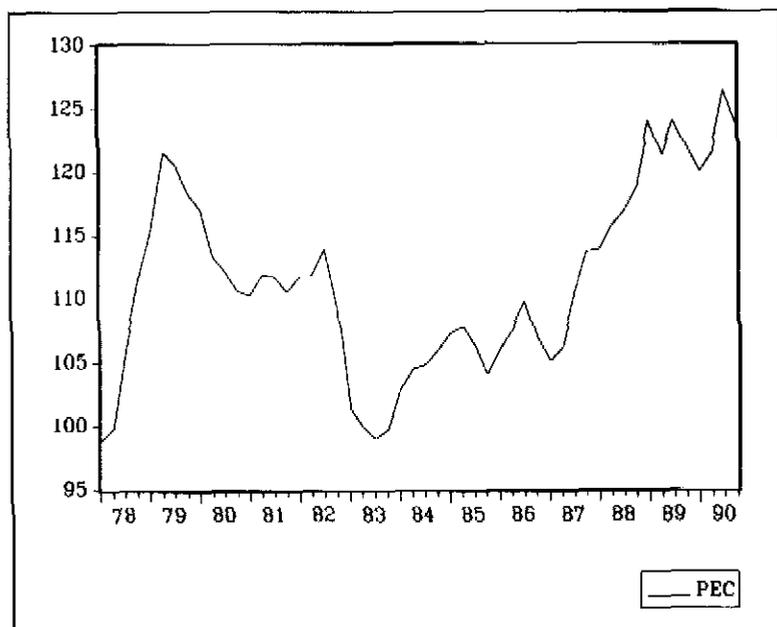
## FIGURAS



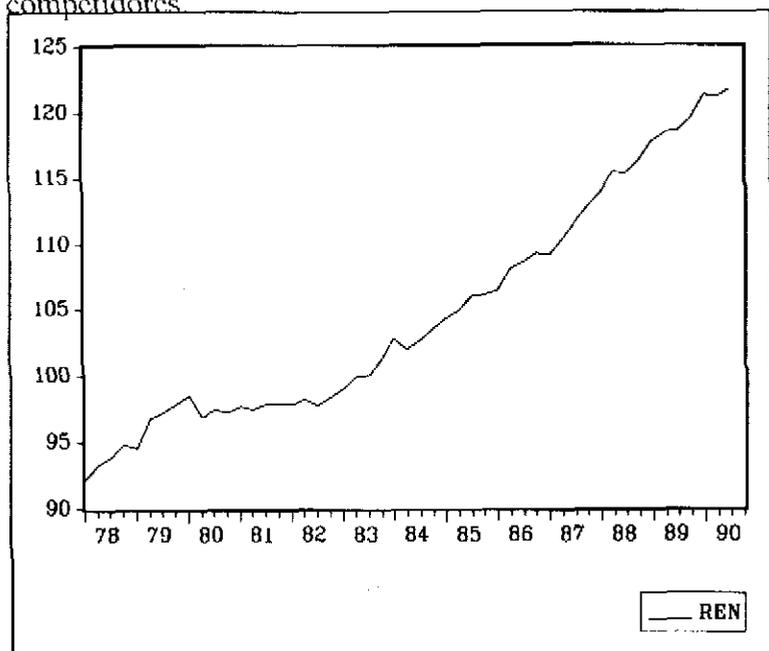
Ilustr. 1 Pasajeros extranjeros desembarcados en el Aeropuerto de Málaga.



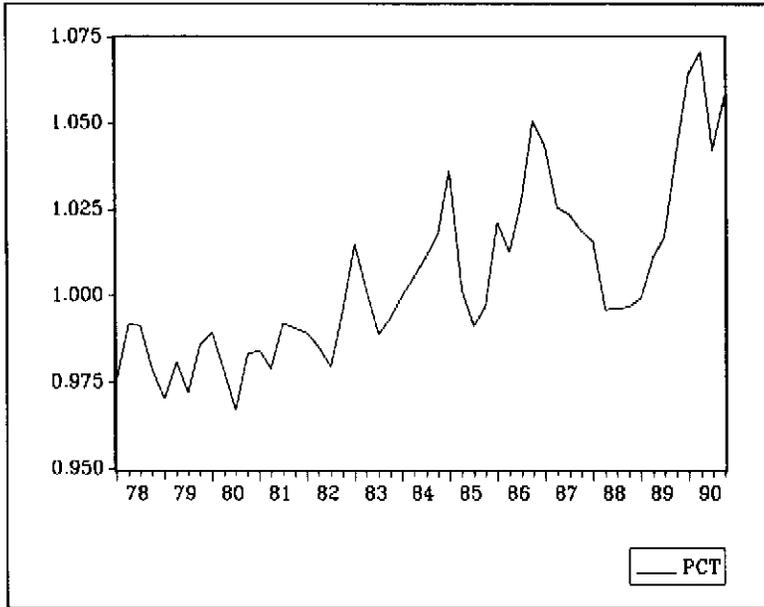
Ilustr. 2 Precios españoles en relación a los de los países visitantes.



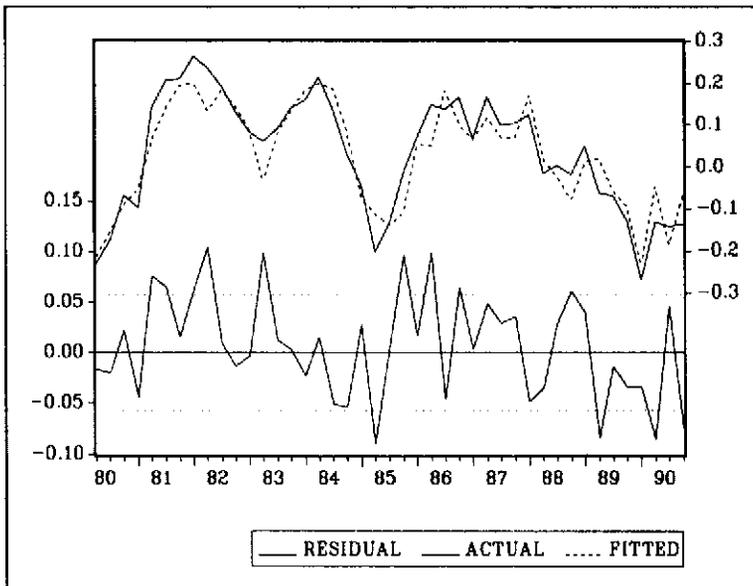
Ilustr. 3 Precios españoles en relación a los de los países competidores.



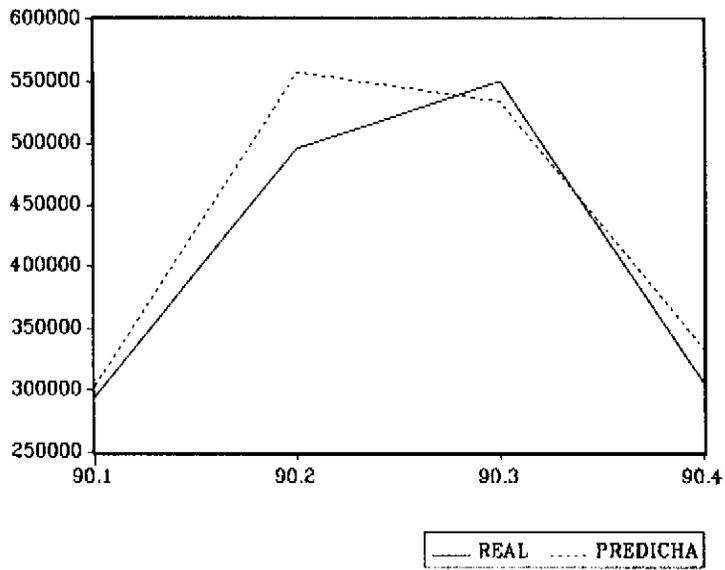
Ilustr. 4 Renta real agregada de los países visitantes.



Ilustr. 5 Precios de los países competidores en relación a los de los países visitantes.



Ilustr. 6 Residuos, serie real y serie ajustada.



Ilustr. 7 Series real y predicha.

## APÉNDICE

## NOTAS:

- 1) Todas las variables están expresadas en logaritmos naturales.
- 2) Todos los modelos son lineales

## Especificación 1

LS // Dependent Variable is TUR

SMPL range: 1979.3 - 1990.3

Number of observations: 45

Convergence achieved after 4 iterations

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	13.239558	6.3433052	2.0871703	0.0440
REN	1.0278921	1.2962182	0.7929931	0.4330
PET(-4)	-1.1532834	0.3051912	-3.7788883	0.0006
PCT(-4)	0.3683478	0.7759373	0.4747134	0.6379
PASC	0.0505111	0.0168617	2.9956178	0.0049
W2	0.5076744	0.0158351	32.060042	0.0000
W3	0.6797079	0.0189384	35.890546	0.0000
W4	0.0971119	0.0157361	6.1712860	0.0000
AR(1) (*)	0.9332582	0.0660373	14.132279	0.0000
R-squared	0.985549	Mean of dependent var	12.83791	
Adjusted R-squared	0.982337	S.D. of dependent var	0.373809	
S.E. of regression	0.049680	Sum of squared resid	0.088851	
Log likelihood	76.26560	F-statistic	306.8887	
Durbin-Watson stat	1.842830	Prob(F-statistic)	0.000000	
Box-Pierce Q-Stat	5.09	Prob	0.9548	SE of Correlations 0.147
Ljung-Box Q Stat	6.23	Prob	0.9040	

(\*) Proceso autorregresivo de primer orden para el término de error.

## Especificación 2

## A) Regresión estática

LS // Dependent Variable is TUR  
 SMPL range: 1978.2 - 1990.3  
 Number of observations: 50

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	5.0193657	1.5346744	3.2706388	0.0021
REN	3.4828688	0.3885642	8.9634324	0.0000
PET	-1.8561429	0.3332861	-5.5692172	0.0000
PCT	0.0363654	1.0775018	0.0337498	0.9732
PASC	0.0971806	0.0588948	1.6500712	0.1064
W2	0.4746200	0.0503818	9.4204754	0.0000
W3	0.6834220	0.0523074	13.065505	0.0000
W4	0.1116944	0.0522237	2.1387678	0.0383
R-squared	0.913004	Mean of dependent var	12.81607	
Adjusted R-squared	0.898505	S.D. of dependent var	0.368948	
S.E. of regression	0.117541	Sum of squared resid	0.580263	
Log likelihood	40.46049	F-statistic	62.96893	
Durbin-Watson stat	0.428798	Prob(F-statistic)	0.000000	

## E) Modelo de corrección por el error 1

LS // Dependent Variable is D(TUR)  
 Date: 7-13-1993 / Time: 8:25  
 SMPL range: 1978.3 - 1990.3  
 Number of observations: 49

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	0.0012391	0.0101356	0.1222570	0.9033
D(REN)	0.9843019	1.2874382	0.7645431	0.4490
D(PET)	0.2684453	0.3541200	0.7580631	0.4529
D(PCT)	-0.6827354	0.6955925	-0.9815163	0.3322
D(PASC)	0.0500734	0.0173769	2.8816095	0.0063
D(W2)	0.5006708	0.0157977	31.692725	0.0000
D(W3)	0.6670551	0.0181719	36.708044	0.0000
D(W4)	0.0947282	0.0149195	6.3492995	0.0000
RESI( 1)(* )	0.1945103	0.0746318	2.6062675	0.0128
R-squared	0.984978	Mean of dependent var	0.010250	
Adjusted R-squared	0.981973	S.D. of dependent var	0.401879	
S.E. of regression	0.053958	Sum of squared resid	0.116459	
Log likelihood	78.50186	F-statistic	327.8346	
Durbin-Watson stat	1.526090	Prob(F-statistic)	0.000000	

Box-Pierce Q-Stat 25.30 Prob 0.0135 SE of Correlations 0.143  
 Ljung-Box Q-Stat 29.19 Prob 0.0037

(\*) Residuos en la regresión estática A)

## C) Modelo de corrección por el error 2.

LS // Dependent Variable is D(TUR)  
 SMPL range: 1979.2 1990.3  
 Number of observations: 46

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.0171640	0.0092832	-1.8489228	0.0734
D(TUR(-1))	0.2173994	0.1191702	1.8242756	0.0772
D(TUR( 2))	0.3915292	0.1155665	3.3879134	0.0018
D(TUR(-3))	0.3788080	0.1360044	2.7852639	0.0088
D(TUR( 4))	0.3936650	0.1421476	2.7694104	0.0091
D(REN)	2.1439947	1.1496022	1.8649883	0.0711
D(PET)	-0.1560400	0.3349495	-0.4658612	0.6444
D(PCT)	-0.4771612	0.6193710	-0.7703965	0.4465
D(PASC)	0.0707427	0.0154401	4.5817566	0.0001
D(W2)	0.4830217	0.1054535	4.5804229	0.0001
D(W3)	0.7498929	0.1447329	5.1812211	0.0000
D(W4)	0.2027710	0.1072539	1.8905698	0.0675
RESI(-1) (*)	-0.5045295	0.0877465	5.7498496	0.0000
R-squared	0.991767	Mean of dependent var	0.020107	
Adjusted R-squared	0.988773	S.D. of dependent var	0.404328	
S.E. of regression	0.042842	Sum of squared resid	0.060569	
Log likelihood	87.27878	F-statistic	331.2592	
Durbin Watson stat	2.353583	Prob(F-statistic)	0.000000	
Box-Pierce Q-Stat	8.53	Prob	0.7422	SE of Correlations 0.147
Ljung-Box Q-Stat	10.22	Prob	0.5966	

(\*) Residuals in the static regression A)

## Especificación 3

LS // Dependent Variable is D(TUR)  
 SMPL range: 1979.3 1990.3  
 Number of observations: 45

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
D(REN)	1.4000892	0.9861720	1.4197210	0.1638
D(PET(-4))	-1.0232102	0.2977004	-3.4370465	0.0014
D(PCT(-4))	0.2847596	0.7461942	0.3816159	0.7049
D(PASC)	0.0516430	0.0163594	3.1567871	0.0031
D(W2)	0.5075556	0.0154057	32.945957	0.0000
D(W3)	0.6808341	0.0181199	37.573863	0.0000
D(W4)	0.0987664	0.0151422	6.5225759	0.0000
R-squared	0.986421	Mean of dependent var	0.009734	
Adjusted R-squared	0.984277	S.D. of dependent var	0.402659	
S.E. of regression	0.050490	Sum of squared resid	0.096870	
Log likelihood	74.32130	F-statistic	460.0796	
Durbin-Watson stat	1.787062	Prob(F-statistic)	0.000000	
Box-Pierce Q-Stat	5.62	Prob	0.9340	SE of Correlations 0.149
Ljung-Box Q-Stat	7.04	Prob	0.8547	