

APLICACIÓN DE LA TEORÍA DE LA COINTEGRACIÓN AL ANÁLISIS DE LA DEMANDA TURÍSTICA

Grande Torraleja, F.A.
Hernández Ortiz, M.J.
Muñoz Vázquez, A.
Universidad de Jaén

RESUMEN

En este trabajo se construyen una serie de modelos econométricos para modelizar la demanda turística, con el objeto de conocer como inciden las variables económicas en la misma. Así, si se conocen los diferentes efectos directos o netos y el signo de los mismos, de inmediato las empresas turísticas podrán actuar provocando, mediante la adecuada acción estratégica, una mejora de su posición competitiva en el mercado turístico en el que compiten o desean competir. Para la estimación de la relación a largo plazo se ha utilizado la metodología de Johansen y, una vez obtenida la relación de cointegración, hemos procedido a la estimación del modelo de corrección del error. En concreto, los datos que se han utilizado han sido los correspondientes a la demanda turística de la provincia de Jaén procedente de Alemania. Los resultados ponen de manifiesto la alta sensibilidad que los turistas alemanes presentan a las variables de tipo económico, lo que nos podría indicar que se trata de un turismo de bajo poder adquisitivo.

PALABRAS CLAVE: Estrategia competitiva, Turismo, Cointegración, Mecanismo de corrección del error.

1. INTRODUCCIÓN

En este trabajo pretendemos utilizar los planteamientos de la Teoría de la Cointegración para construir una serie de modelos que nos permitan conocer como inciden en la demanda turística de una zona o región las variables económicas que la configuran.

Para conseguir este objetivo nos basaremos en los desarrollos, tanto teóricos como empíricos, aportados por diversos autores en el ámbito de la modelización de la demanda turística (Esteban Talaya, 1987, 1993; Espasa et al., 1990; Witt, 1980, 1990; Witt y Martin, 1987a, 1987b; Smeral y Witt, 1996; etc.), dándonos, en particular, una idea bastante aproximada de las variables que debemos utilizar para nuestro estudio analítico.

La metodología analítica que aplicaremos será la econométrica por las siguientes razones:

1ª.- Porque los modelos econométricos presentan la ventaja de que tienen en cuenta explícitamente el impacto que sobre la demanda turística tienen los cambios en las variables explicativas.

2ª.- Porque los modelos econométricos proporcionan varias medidas estadísticas sobre la significación y precisión de las ecuaciones de predicción.

3ª.- Porque el análisis econométrico es el más utilizado por los investigadores para la modelización en el contexto turístico.

En concreto, utilizaremos los recientes avances producidos en el contexto econométrico referentes a la Teoría de la Cointegración.

El motivo de la elección de las técnicas de cointegración para la modelización de la demanda turística, se encuentra en que los modelos econométricos tradicionales ignoran que la mayoría de las series económicas no son estacionarias, lo cual invalida los resultados correspondientes a la distribución de los estimadores y crea problemas tales como el de las regresiones espurias¹. El análisis de cointegración permite detectar si existe la posibilidad de obtener estimaciones correctas, es decir, libres de resultados espurios, de los parámetros que definen las relaciones entre dos o más variables, tanto a corto como a largo plazo.

Una de las características importantes de los sistemas formados por variables cointegradas es que admiten la formulación en términos de un Modelo de Mecanismo de Corrección del Error, cuya expresión general es la siguiente:

$$\Delta Y_t = \alpha * (L) \Delta Y_{t-1} + \beta (L) \Delta X_t - \alpha [Y_{t-1} - gX_{t-1}] + a_t.$$

Como se observa, este modelo es una formulación estacionaria de variables no estacionarias que hace uso de la restricción a largo plazo que liga a esas variables por el hecho de estar cointegradas, poniendo de manifiesto que cuando hay más de una variable y existe cointegración, la transformación estacionaria no se logra diferenciando, sino que requiere la inclusión del término de corrección del error junto con términos en diferencias (Espasa y Cancelo, 1993, p. 232). El mecanismo de corrección del error sirve para poner de manifiesto que en la evolución de la variable Y existe una trayectoria a largo plazo y una dinámica transitoria sin efecto a largo plazo (recogida en ΔY_t , ΔX_t y el mecanismo de corrección del error).

Por tanto, los modelos de mecanismo de corrección del error permiten modelizar tanto las relaciones de largo plazo como la dinámica a corto de las variables. La denominación de modelo de corrección del error se debe a la especificación del modelo, en donde las desviaciones de la relación a largo plazo entre los niveles de las variables funcionan como un mecanismo que impulsa a los cambios de las variables a acercarse a su nivel de equilibrio cuando se han alejado de éste, es decir, corrigen los errores de desequilibrio de periodos anteriores de forma gradual.

Para estimar los modelos econométricos deseados, utilizaremos la *metodología de Johansen* (1988, 1995), junto con la *metodología "general to specific" de Hendry* (1986) sobre un modelo VAR con mecanismo de corrección del error.

El primer paso para desarrollar nuestro análisis es la identificación de las variables que configuran la demanda turística. De la revisión de la literatura existente sobre el tema y de la experiencia acumulada por la Secretaría de Estado de Turismo, parece aceptarse, con carácter general, que son las variables representativas de la renta y de los precios las que configuran el comportamiento de esta demanda^{2,3,4,5,6}. En nuestro caso hemos utilizado datos correspondientes a la demanda turística de la provincia de Jaén procedente de Alemania.

Hemos de decir que la metodología que utilizaremos constituye una de las primeras aproximaciones al estudio de la modelización de la demanda turística a nivel provincial mediante técnicas de cointegración.

La pauta a seguir para modelizar la demanda turística de la provincia de Jaén procedente de Alemania será la siguiente (Aznar y Trivez, 1993) :

1º.- Caracterización individual de las series: se tratará de identificar las pautas de comportamiento seguidas por cada una de las series utilizadas. En concreto, analizaremos la presencia de componentes tendenciales y estacionales (test de Daniel y de Kruskal-Wallis) y efectuaremos un análisis de la estacionariedad de las series (test de Dickey-Fuller) para evitar aceptar como válidas relaciones de tipo espurio.

2º.- Elaboración de modelos econométricos: la estrategia de modelización que vamos a seguir se inicia con la utilización del enfoque de máxima verosimilitud de Johansen (1995) para localizar las posibles combinaciones lineales estacionarias existentes entre las variables (relaciones de cointegración). El paso siguiente consiste en la estimación del proceso dinámico de ajuste a esa relación de equilibrio a largo plazo, en forma de un modelo de mecanismo de corrección del error.

Una vez determinado el modelo, procederemos a efectuar una serie de contrastes de hipótesis sobre los parámetros del mismo y, con posterioridad, comprobaremos si se cumplen las propiedades deseables de los residuos del modelo. Por último, analizaremos la estabilidad de la especificación dinámica calculada.

La variable dependiente utilizada, a pesar de los problemas que su construcción plantea, ha sido el número de visitantes entrados en la provincia de Jaén procedentes de Alemania, pues se considera que esta variable es la que mejor recoge la demanda turística (Espasa et. al., 1990, p. 8). Para esta variable se especificarán los modelos finales estimados, omitiéndose pues todo el proceso por el que se han ido rechazando algunas variables. El motivo de estos cambios se debe, principalmente, a que algunos modelos han resultado inadecuados al no alcanzar valores o significados aceptables en términos estadísticos o económicos.

Destacamos el hecho de que sólo hemos utilizado desfases temporales para el número de visitantes, pues la experiencia empírica demuestra que este tipo de modelo es el más representativo^{7,8,9}.

Una vez que los modelos se han aceptado como representativos al cumplir un conjunto de hipótesis, tests y coeficientes de garantía que aseguren su bondad, podremos utilizarlos con fines informativos y como base para la aplicación de medidas de diversa índole: precios (justificación o no de las políticas de promoción y publicidad), adaptaciones a los movimientos de la oferta, políticas de mejoramiento de las instalaciones (aprovechando variaciones en los comportamientos de la demanda), etc., de manera que sea posible alcanzar un modelo de desarrollo turístico sostenido a largo plazo.

2. CARACTERIZACIÓN INDIVIDUAL DE LAS SERIES

Para explicar la demanda turística, las variables que consideraremos son series temporales de carácter mensual, que abarcan el período comprendido entre enero de 1990 y diciembre de 1997.

Como variable dependiente y representativa de la demanda turística procedente de Alemania, utilizaremos el número de viajeros en establecimientos hoteleros de la provincia de Jaén procedentes de dicho país (VISALE).

Como posibles variables explicativas de la demanda consideraremos las siguientes:

- IMALE: Tipo de Cambio del marco expresado en pesetas.
- PIBALE: Producto Interior Bruto de Alemania.
- IPCALE: Índice de Precios al Consumo alemán.
- IPCESP: Índice de Precios al Consumo español.
- PREL: Índice de Precios Relativos de los países desarrollados.
- TCE: Tipo de Cambio Efectivo Real de los países desarrollados.
- TOTMEALE: Totalidad de turistas entrados en la provincia de Jaén, con excepción de los alemanes.

cuya caracterización resumimos en la siguiente tabla:

Tabla 1. Caracterización Individual de las series

	Presencia de componente estacional ¹⁰	Presencia de componente tendencial ¹¹	Orden de integración ¹²
VISALE	Sí	No	Cero
IMALE	No	Sí	Uno
PIBALE	No	Sí	Uno
IPCALE	No	Sí	Uno
PREL	No	Sí	Uno
TCE	No	Sí	Uno
TOTMEALE	Sí	No	Cero

3. CONJUNTO DE MODELOS PLAUSIBLES

Tras la caracterización de las series temporales utilizadas, pasamos a la estimación de la función de demanda turística.

Para la estimación de la relación a largo plazo (relación de cointegración) utilizaremos, como se ha adelantado, la metodología de Johansen, mientras que para construir el modelo dinámico utilizaremos el procedimiento “*general-to-specific*” de Hendry¹³ sobre un modelo VAR con mecanismo de corrección del error. Es decir, estudiaremos los casos para los que exista una relación de cointegración entre las variables consideradas, construyendo a continuación el modelo dinámico de corrección del error para la demanda turística procedente de Alemania. En último lugar, realizaremos un análisis de la estabilidad de la especificación dinámica encontrada.

Los modelos plausibles estimados son los tres siguientes:

MODELO I

El test de cointegración de Johansen refleja la existencia de una relación de cointegración entre las variables VISALE, IPCALE, PREL y TCE y, como variables exógenas¹⁴, VISALE(-12), TOTMEALE(-12) y D(IPCESP)¹⁵. Los resultados obtenidos se reflejan en el siguiente cuadro:

Tabla 2. Test de Cointegración de Johansen

Asumimos la no existencia de tendencia determinista en los datos.				
Variables endógenas: VISALE, IPCALE, PREL, TCE				
Variables exógenas: VISALE(-12), TOTMEALE(-12), D(IPCESP)				
Retardos: 3				
Valores propios	Ratio de verosimilitud	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%	Hipótesis sobre el n° de relaciones de cointegración
0.571455	90.73496	39.89	45.58	Ninguna **
0.144358	19.55672	24.31	29.75	Como máximo 1
0.060386	6.460878	12.53	16.31	Como máximo 2
0.014523	1.228884	3.84	6.51	Como máximo 3
(*) y (**) denota rechazo de la hipótesis al nivel de significación del 5% y 1% respectivamente.				
El test L.R. indica una relación de cointegración al nivel de significación del 5%				
Coeficientes de cointegración normalizados ¹⁶				
VISALE 1.000000	IPCALE -22.82396 (16.3798)	PREL 19.63057 (20.8840)	TCE 2.990915 (5.07804)	

de manera que hemos obtenido la relación de cointegración siguiente:

$$\text{VISALE} = 22.82 \cdot \text{IPCALE} - 19.63 \cdot \text{PREL} - 2.99 \cdot \text{TCE}$$

A partir de esta relación a largo plazo, se deduce que un aumento del IPC alemán provoca un incremento del número de turistas alemanes que llegan a la provincia de Jaén. Por otro lado, y como era de esperar, un aumento en las variables PREL y TCE origina una disminución en el número de turistas de esta nacionalidad que eligen Jaén como destino turístico.

Una vez encontrada la ecuación de demanda turística a largo plazo, pasamos a construir el modelo dinámico para dicha demanda en el corto plazo. Comenzamos estimando un modelo dinámico de corrección del error bastante general, partiendo de polinomios de retardos de orden tres en las variables endógenas. Siguiendo la metodología de lo general a lo específico, se fueron eliminando aquellos regresores que no resultaron significativos, llegando al siguiente modelo:

Tabla 3

D(VISALE)=C(1) + C(2)*D(VISALE(-1)) + C(3)*D(VISALE(-2))+ + C(4)*D(VISALE(-3)) + C(5)*D(IPCALE(-2)) + C(6)*[VISALE (-1) - 22.82*IPCALE(-1) + 19.6*PREL(-1) + 2.99*TCE(-1)] + +C(7)*VISALE(-12) + C(8)*TOTMEALE(-12)				
	Coeficiente	Error Std.	Estadístico t	Prob.
C(1)	21.59393	82.40600	0.262043	0.7940
C(2)	0.516045	0.120553	4.280656	0.0001
C(3)	0.265459	0.108386	2.449204	0.0166
C(4)	0.185561	0.090830	2.042949	0.0445
C(5)	169.4248	89.89422	1.884713	0.0633
C(6)	-1.336128	0.152763	-8.746422	0.0000
C(7)	0.339546	0.091392	3.715284	0.0004
C(8)	0.109100	0.029281	3.725937	0.0004
R ²	0.702838		Estadístico F	25.67896
R ² ajustado	0.675468		Prob. Estadístico F	0.00000
Durbin-Watson	2.064190			

- Contraste de Autocorrelación: para comprobar la ausencia de autocorrelación en los residuos de este modelo utilizaremos el test de Breusch-Godfrey. Preferimos este test frente al habitual "h de Durbin", utilizado cuando en el modelo se incluye la variable dependiente retardada, ya que éste está limitado al caso de autocorrelación de primer orden. El test de Breusch-Godfrey puede utilizarse en un contexto en donde las perturbaciones sigan un proceso ARMA general, y es una de las aplicaciones más conocidas del criterio general de los multiplicadores de Lagrange.

El estadístico utilizado en el contraste ($LM = T \cdot R_0^2$) se distribuye bajo la hipótesis nula como una χ_r^2 , en donde r representa el número de retardos considerados. Como es habitual, la regla de decisión será: rechazar la hipótesis nula (H_0 : ausencia de correlación de orden r en los residuos) cuando el valor del estadístico sea superior al valor crítico correspondiente a una χ_r^2 .

En nuestro caso hemos realizados cálculos para retardos desde orden uno hasta cuatro, incluyendo también un retardo de orden doce. Los resultados obtenidos son los siguientes:

Tabla 4. Test de Breusch-Godfrey

LM	Valores críticos al 5%
LM1=0.245949	3.84
LM2=0.250084	5.99
LM3=2.128405	7.81
LM4=2.205474	9.49
LM12=18.51851	21.03

Por lo tanto, podemos concluir afirmando la *ausencia de autocorrelación* a un nivel de significación del 5%.

- Contraste de Heteroscedasticidad: utilizaremos los contrastes ARCH y de White. El estadístico ARCH se distribuye bajo la hipótesis nula H_0 de ausencia de heteroscedasticidad como una χ_1^2 , ya que para nuestro modelo resulta ser ARCH=0.194 y el valor crítico 3.84, no podríamos rechazar H_0 , de manera que el modelo es *homoscedástico*.

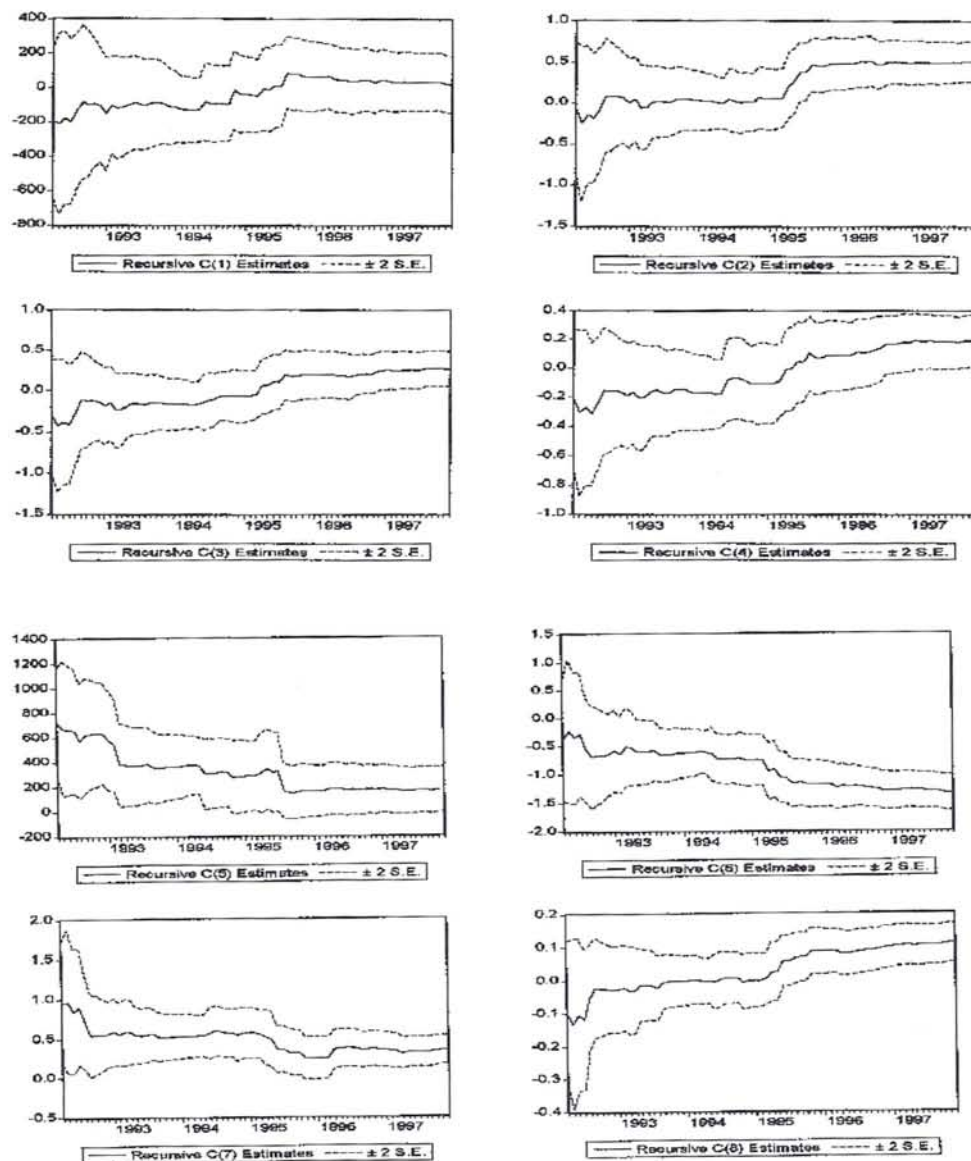
Esta afirmación la corroboraremos utilizando el test de heteroscedasticidad de White. En éste, el estadístico se distribuye según una χ^2 cuyo número de grados de libertad viene determinado por el número de regresores incluidos en la regresión (en nuestro caso 69, pues utilizamos el test de White en su versión con términos cruzados). El valor del estadístico resulta ser 68.2, mientras que el valor crítico al 5% es 90.53, por lo tanto, no rechazamos la hipótesis nula de ausencia de heteroscedasticidad.

- Contraste de Estabilidad Estructural: los contrastes habitualmente utilizados para resolver esta cuestión son el Test de Estabilidad de Chow y los Tests de Estimación Recursiva y de Estabilidad Estructural.

Nosotros nos limitaremos a aplicar el Test de Estimación Recursiva pues, a priori, no tenemos sospecha de la existencia de cambio estructural en un momento concreto del tiempo, sino que más bien tratamos de comprobar que no existe una modificación gradual de los valores de los parámetros.

Si analizamos los gráficos correspondientes a las estimaciones recursivas de los coeficientes del modelo, deducimos la existencia de estabilidad estructural en los mismos.

Gráfico 1. Coeficientes Recursivos



En los gráficos 2 y 3 se representan las series CUSUM y CUSUMQ, respectivamente; observándose que, para una banda de significación del 5%, tampoco presentan signos de inestabilidad.

Gráfico 2. CUSUM

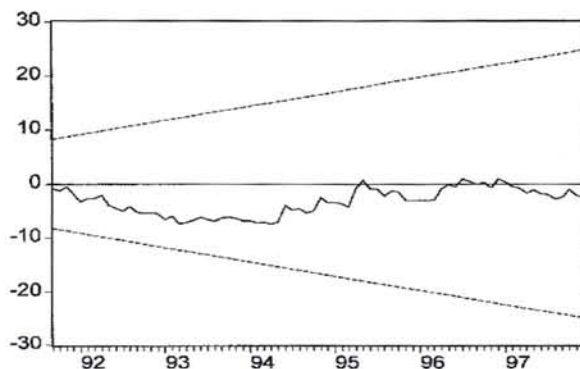
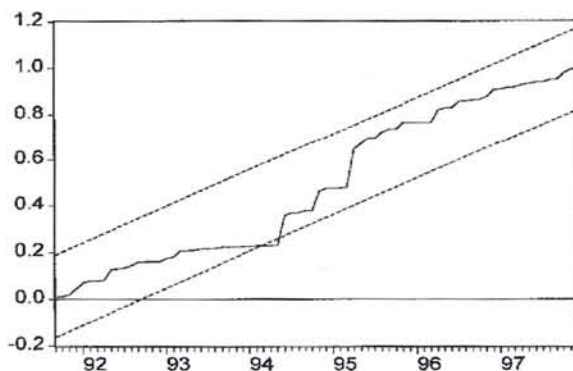
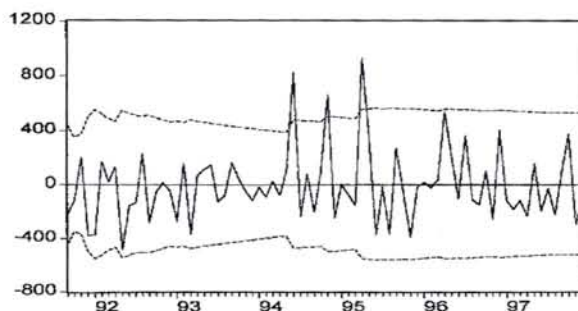


Gráfico 3. CUSUMQ



En el gráfico 4 se representan los residuos recursivos. También en este caso se observa estabilidad estructural en los mismos, a pesar de que existen tres desviaciones significativas de cero; pero, como podemos comprobar, no es la tónica general y ocurren de forma esporádica y asistemática.

Gráfico 4. Residuos Recursivos $\pm 2S.E.$ 

- Comentarios al modelo: una vez que hemos comprobado que todos los diagnósticos del modelo estimado resultan satisfactorios, procederemos a comentar los valores obtenidos en el mismo.

De la relación a largo plazo, observamos que el efecto directo o neto existente entre el número de turistas que llegan a la provincia de Jaén procedentes de Alemania y el IPC de este país es positivo, lo que podemos interpretar como que un incremento en el IPC alemán, hace que el turismo de este país busque otros destinos que perciben como de menor calidad. Es de destacar el valor alcanzado 22.82, de forma que la variación en una del IPC alemán tiene, por término medio, una gran repercusión sobre el número de turistas que eligen Jaén como destino turístico.

Por lo que respecta a las otras variables presentes en la relación a largo plazo, cabe poner de manifiesto la gran sensibilidad negativa existente entre el número de visitantes y los precios relativos (PREL). Por tanto, el incremento en una unidad de los precios relativos tiene una importante repercusión negativa sobre el número de turistas entrados ($\cong -20$), los cuales, en esta circunstancia, prefieren otros destinos turísticos con una oferta similar a la de la provincia de Jaén pero con unos precios inferiores.

Por lo que se refiere a la variable tipo de cambio relativo (TCE), su efecto directo o neto, al igual que la variable PREL, presenta signo negativo; aunque, sin embargo, y a pesar de ser mayor que la unidad, no alcanza valores tan elevados como en el caso de la variable anteriormente citada. Esto nos vuelve a indicar, una vez más, que el turista alemán, a la hora de elegir la provincia de Jaén como destino turístico, tiene muy en cuenta el poder adquisitivo de su moneda tanto en relación con Jaén como con el resto de zonas turísticas que tienen una oferta similar.

Por lo que respecta a la relación dinámica, podemos observar como sólo dos de las variables significativas en la relación a largo plazo tienen presencia en la relación a corto, concretamente el número de visitantes y el IPC alemán.

Se observa que, a corto plazo, lo que incide de manera fundamental y positiva en la elección de Jaén como destino turístico es el número de visitantes alemanes entrados con anterioridad y el número de visitantes extranjeros excluidos los alemanes entrados en el mismo mes del año anterior.

Con relación a la variable VISALE, formulada en términos de diferencias, digamos que presenta un efecto directo positivo y menor que la unidad, lo que indica, naturalmente, su influencia menos que proporcional.

Por otra parte, considerando la variable VISALE retardada doce períodos, observamos que se reproduce la situación comentada en el párrafo anterior, con efecto directo igual a 0.34.

Por su parte, la variable TOTMEALE retardada doce períodos que interpretábamos como una variable que reflejaba un “efecto arrastre”, presenta también un efecto positivo y menor que la unidad, siendo incluso inferior al estimado para los visitantes alemanes.

También podemos comprobar que en el corto plazo figura el IPC alemán, presentando un efecto positivo mayor que en la relación a largo plazo, lo cual nos indica que el turismo alemán es muy sensible a las variaciones de precios en su país.

El coeficiente del término de corrección del error, y como era de esperar, tiene signo negativo dado que su efecto debe ser contrario a la situación respecto del equilibrio a largo plazo en el período anterior. El valor obtenido (-1.33) puede interpretarse como el efecto de corrección, durante un período, de la separación en el período anterior de la relación de equilibrio.

MODELO II

El modelo que proponemos a continuación es muy parecido al anterior. Sin embargo, hemos eliminado de la relación a largo plazo la variable PREL y hemos introducido como variable explicativa de la renta el Producto Interior Bruto alemán, mientras que excluimos como exógena la variable D(IPCESP). Los resultados obtenidos con el test de cointegración de Johansen son los siguientes:

Tabla 5. Test de Cointegración de Johansen

Asumimos la existencia de tendencia determinista en los datos. Variables endógenas: VISALE, PIBALE, IPCALE, TCE Variables exógenas: VISALE(-12), TOTMEALE(-12) Retardos: 3				
Valores propios	Ratio de verosimilitud	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%	Hipótesis sobre el nº de relaciones de cointegración
0.510207	85.26608	47.21	54.46	Ninguna **
0.191439	25.30913	29.68	35.65	Como máximo 1
0.053857	7.459157	15.41	20.04	Como máximo 2
0.032885	2.808759	3.76	6.65	Como máximo 3
(*) y (**) denota rechazo de la hipótesis al nivel de significación del 5% y 1% respectivamente. El test L.R. indica una relación de cointegración al nivel de significación del 5% Coeficientes de cointegración normalizados				
VISALE 1.000000	PIBALE 7.609083 (7.50554)	IPCALE -42.40395 (27.4028)	TCE 1.777143 (5.39732)	C 1743.937

de manera que llegamos a la siguiente relación de cointegración:

$$\text{VISALE} = -7.61 \cdot \text{PIBALE} + 42.40 \cdot \text{IPCALE} - 1.78 \cdot \text{TCE} - 1743.93$$

Se observa inmediatamente que los coeficientes de las variables comunes a la relación de cointegración del modelo I presentan los mismos signos y valores muy parecidos. La novedad viene dada por el signo que toma el coeficiente de la variable PIBALE: negativo y superior a la unidad, de manera que un aumento de la renta de los alemanes hace que éstos prefieran otros destinos turísticos a la provincia de Jaén. Esto nos vuelve a confirmar lo indicado en el modelo anterior sobre que a Jaén no llega el mejor tipo de turismo, sino unos visitantes alemanes de bajo poder adquisitivo y muy condicionados por los precios.

El siguiente paso es la estimación del modelo de corrección del error en función de la relación de cointegración obtenida, que exponemos en el siguiente cuadro:

Tabla 6

D(VISALE)=C(1) + C(2)*D(VISALE(-1)) + C(3)*D(VISALE(-2)) + C(4)*D(VISALE(-3)) + C(5)*D(IPCALE(-2)) + C(6)*[VISALE (-1)+ + 7.60*PIBALE(-1) - 42.82*IPCALE(-1) + 1.77*TCE(-1)+ +1743)]+ C(7)*VISALE(-12) + C(8)*TOTMEALE(-12)				
	Coefficiente	Error Std.	Estadístico t	Prob.
C(1)	-515.8753	74.66369	-6.909320	0.0000
C(2)	0.500602	0.119496	4.189295	0.0001
C(3)	0.259021	0.108116	2.395765	0.0190
C(4)	0.183498	0.090893	2.018829	0.0470
C(5)	163.6645	90.10680	1.816339	0.0733
C(6)	-1.306320	0.149856	-8.718189	0.0000
C(7)	0.315624	0.092075	3.427906	0.0010
C(8)	0.110134	0.029384	3.748043	0.0003
R ²	0.701840	Estadístico F		25.55665
R ² ajustado	0.674378	Prob. Estadístico F		0.00000
Durbin-Watson	2.090393			

- Contraste de Autocorrelación: el test de Breusch-Godfrey nos lleva a los siguientes resultados:

Tabla 7. Test de Breusch-Godfrey

LM	Valores críticos al 5%
LM1=0.479179	3.84
LM2=0.490451	5.99
LM3=2.149705	7.81
LM4=2.150096	9.49
LM12=18.55875	21.03

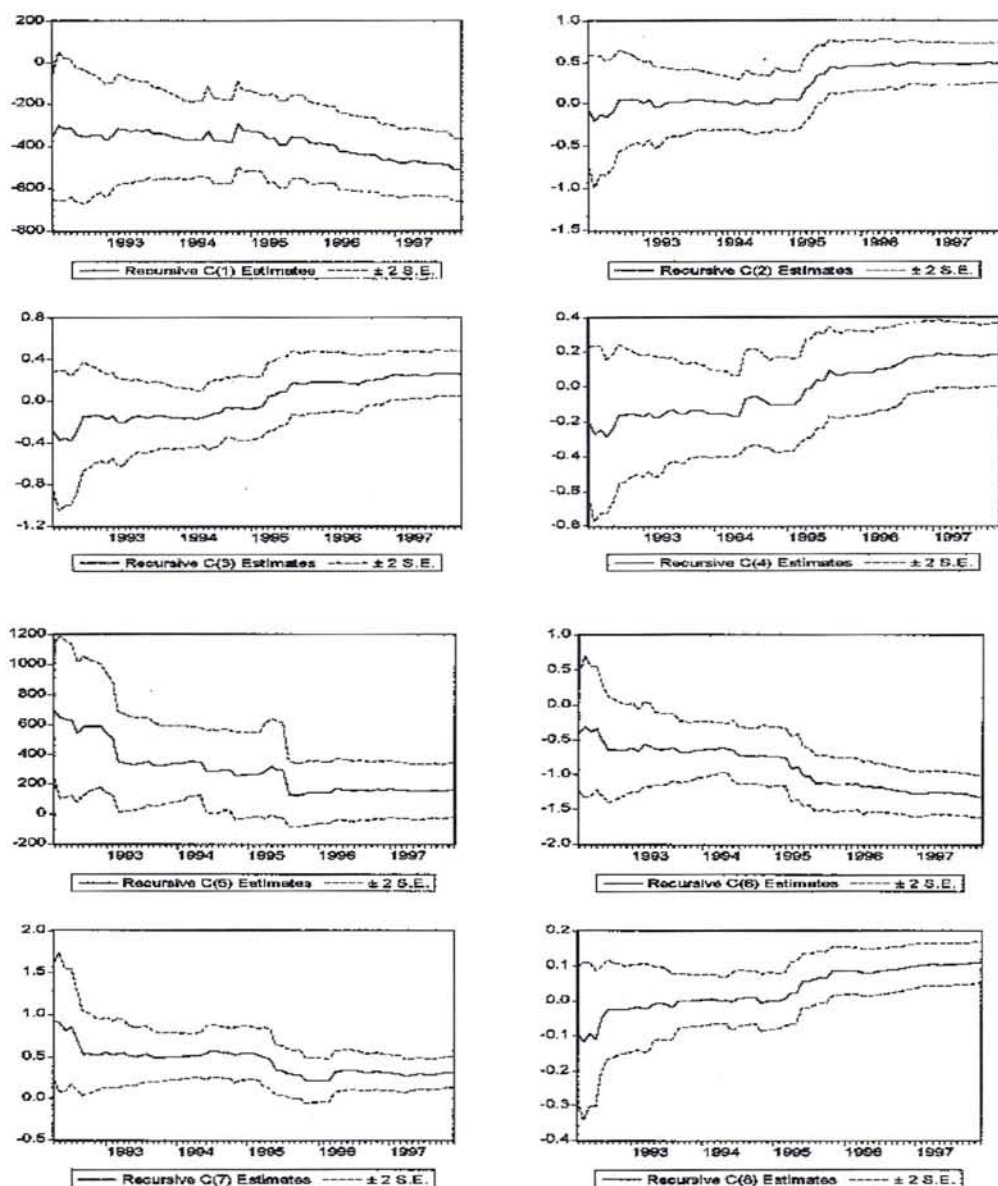
Por tanto, queda confirmada la *ausencia de autocorrelación* en los residuos a un nivel de significación del 5%.

- Contraste de Heteroscedasticidad: el estadístico ARCH para el modelo que estamos analizando toma el valor 0.25, mientras que el valor crítico es 3.84. Esto nos permite no rechazar la hipótesis nula de *ausencia de heteroscedasticidad*.

Por lo que se refiere al test de White, el número de regresores es 70, pues recordemos que trabajamos con la versión con términos cruzados. El valor del estadístico es 72.36, el valor crítico al 5% es 90.53 y, por lo tanto, no rechazamos la hipótesis nula de ausencia de heteroscedasticidad.

- **Contraste de Estabilidad Estructural:** en primer lugar recogeremos gráficamente las estimaciones recursivas de los coeficientes significativos del modelo. Como puede observarse (gráfico 5), ninguna de las variables parece haber experimentado cambios importantes en los últimos ocho años.

Gráfico 5. Coeficientes Recursivos



En los gráficos 6, 7 y 8 representamos la serie CUSUM, la serie CUSUMQ y los residuos recursivos, respectivamente. A la vista de los mismos, podemos concluir que no existen problemas de estabilidad estructural.

Gráfico 6. CUSUM

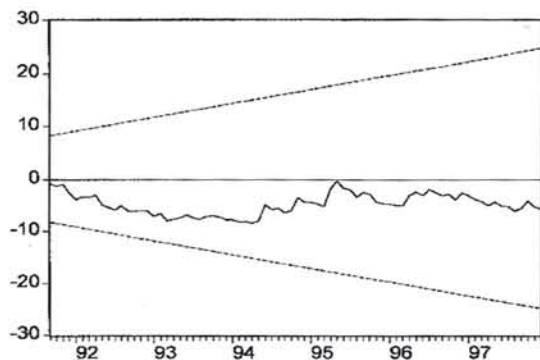


Gráfico 7. CUSUMQ

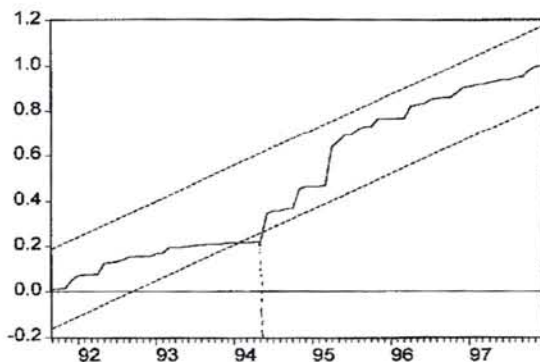
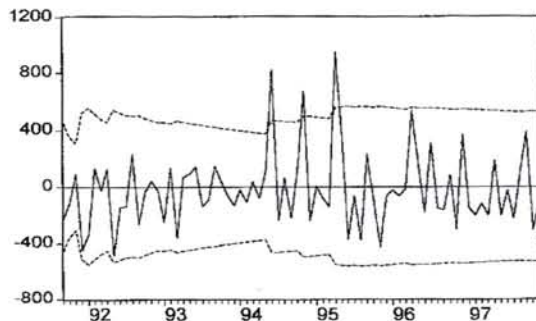


Gráfico 8. Residuos Recursivos $\pm 2S.E.$



- Comentarios al modelo: vuelve a ponerse de manifiesto que a largo plazo existe una gran sensibilidad por parte de los visitantes alemanes a variables tales como IPCALE (-42.4). El signo de este parámetro coincide con el obtenido en el modelo anterior; pero, en este último, el efecto directo es todavía más acusado, por lo que parece confirmarse la idea de que un aumento del IPC alemán incentiva a los turistas de esta nacionalidad a elegir Jaén como destino turístico.

También, en la relación a largo plazo aparece la variable TCE con signo negativo y mayor que la unidad (-1.77). Por lo tanto, un aumento del tipo de cambio relativo tiene una repercusión negativa sobre el turismo alemán hacia la provincia de Jaén.

Por lo que se refiere al Producto Interior Bruto, volver a incidir en el hecho de que a más renta los alemanes prefieren otros destinos turísticos.

Refiriéndonos ahora a la relación a corto plazo, se observa que las estimaciones de los coeficientes, son prácticamente iguales a las obtenidas en el modelo I. Por tanto, serán válidos para el modelo II los comentarios efectuados con anterioridad. Sin embargo, sí resulta destacable el hecho de que el Producto Interior Bruto alemán no resulte significativo en el corto plazo, lo que podría indicar que, a la hora de elegir su destino vacacional, el turista alemán tiene en cuenta la renta disponible en un período amplio de tiempo, y no la que dispone en las fechas cercanas al disfrute de sus vacaciones.

MODELO III

Cabe la posibilidad de estimar un modelo en el que incluyamos todas las variables utilizadas en los dos casos anteriores. El primer paso será comprobar la existencia de una relación de cointegración entre las variables: VISALE, PIBALE, IPCALE, PREL y TCE.

Los resultados obtenidos se recogen en el siguiente cuadro:

Tabla 8. Test de Cointegración de Johansen

Asumimos la no existencia de tendencia determinista en los datos. Variables endógenas: VISALE, PIBALE, IPCALE, PREL, TCE Variables exógenas: VISALE(-12), TOTMEALE(-12), D(IPCESP) Retardos: 3				
Valores propios	Ratio de verosimilitud	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 1%	Hipótesis sobre el nº de relaciones de cointegración
0.551644	100.1246	59.46	66.52	Ninguna **
0.203531	32.74249	39.89	45.58	Como máximo 1
0.077742	13.62683	24.31	29.75	Como máximo 2
0.051920	6.828733	12.53	16.31	Como máximo 3
0.027590	2.350138	3.84	6.51	Como máximo 4
(*) y (**) denota rechazo de la hipótesis al nivel de significación del 5% y 1% respectivamente. El test L.R. indica una relación de cointegración al nivel de significación del 5%				
Coeficientes de cointegración normalizados				
VISALE 1.000000	PIBALE 6.386874 (6.97899)	IPCALE -53.32265 (33.40683)	PREL 33.40683 (22.4902)	TCE 4.015961 (5.09136)

por lo que entre dichas variables existe una relación de cointegración, cuya expresión es la siguiente:

$$\text{VISALE} = -6.38 \cdot \text{PIBALE} + 53.32 \cdot \text{IPCALE} - 33.40 \cdot \text{PREL} - 4.015 \cdot \text{TCE}.$$

En ésta, se observa que todas las variables mantienen los mismos signos que en las relaciones de cointegración anteriores, mientras que los valores son similares a los obtenidos en los casos precedentes. Por tanto, en cuanto al comportamiento de estas variables mantenemos los mismos comentarios que ya hemos efectuado con anterioridad.

El modelo de corrección del error, al que hemos llegado una vez eliminadas las variables que no resultaron significativas, es el siguiente:

Tabla 9

$\begin{aligned} D(\text{VISALE}) = & C(1) + C(2) \cdot D(\text{VISALE}(-1)) + \\ & + C(3) \cdot D(\text{VISALE}(-2)) + C(4) \cdot D(\text{VISALE}(-3)) + \\ & + C(5) \cdot D(\text{IPCALE}(-2)) + C(6) \cdot [\text{VISALE}(-1) + 6.38 \cdot \text{PIBALE}(-1) - \\ & - 53.32 \cdot \text{IPCALE}(-1) + 33.40 \cdot \text{PREL}(-1) + 4.01 \cdot \text{TCE}(-1)] + \\ & + C(7) \cdot \text{VISALE}(-12) + C(8) \cdot \text{TOTMEALE}(-12) \end{aligned}$				
	Coefficiente	Error Std.	Estadístico t	Prob.
C(1)	43.67404	85.56472	0.510421	0.6112
C(2)	0.489151	0.121531	4.024896	0.0001
C(3)	0.239308	0.109086	2.193743	0.0313
C(4)	0.161902	0.091320	1.772898	0.0803
C(5)	157.8864	91.61476	1.723373	0.0889
C(6)	-1.282463	0.151888	-8.443476	0.0000
C(7)	0.332106	0.093208	3.563051	0.0006
C(8)	0.101822	0.029546	3.446230	0.0009
R ²	0.692332	Estadístico F		24.43131
R ² ajustado	0.663994	Prob. Estadístico F		0.00000
Durbin-Watson	2.051869			

- Contraste de Autocorrelación: el test de Breusch-Godfrey nos lleva a los siguientes resultados:

Tabla 10. Test de Breusch-Godfrey

LM	Valores críticos al 5%
LM1=0.179120	3.84
LM2=0.245771	5.99
LM3=2.732069	7.81
LM4=2.738917	9.49
LM12=18.15848	21.03

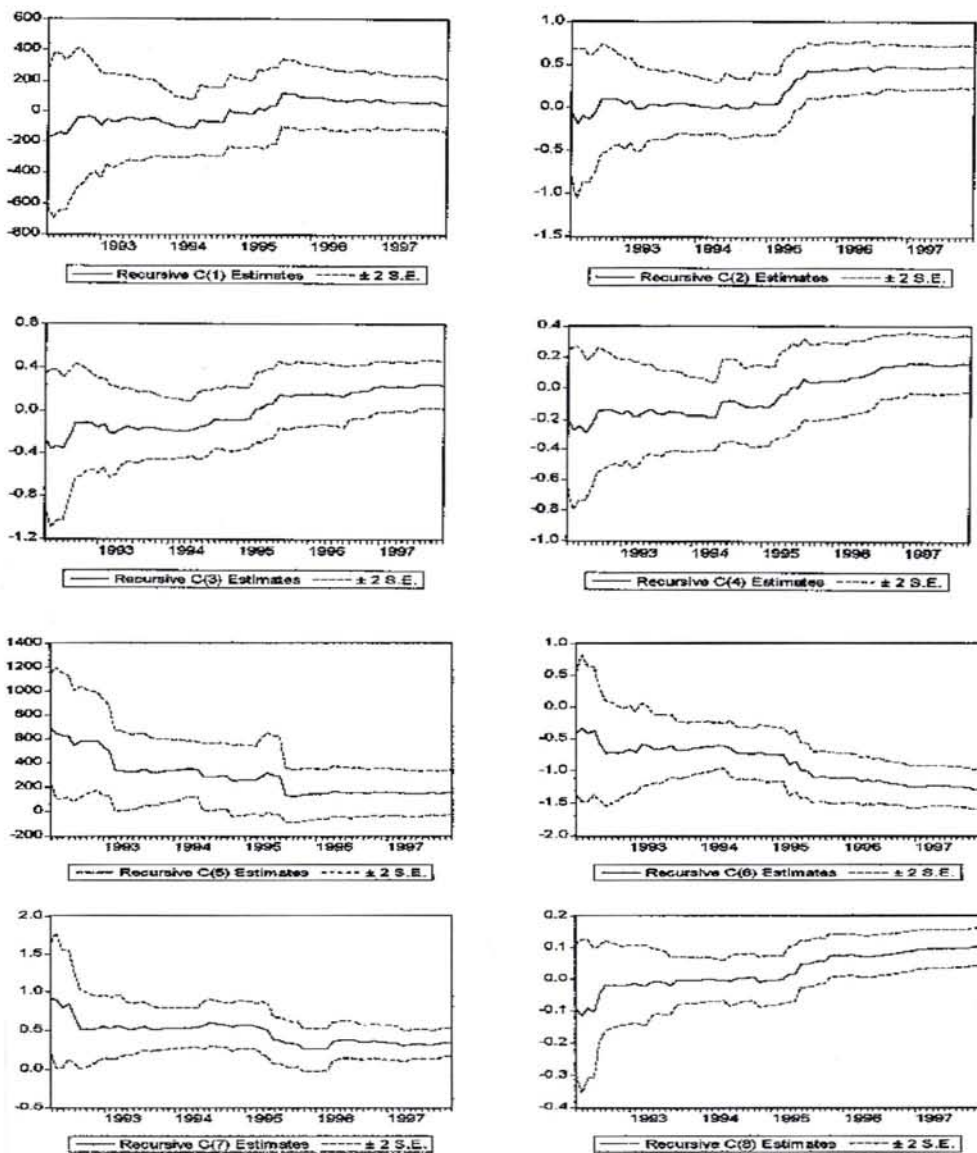
por lo que queda confirmada la *ausencia de autocorrelación* en los residuos a un nivel de significación del 5%.

- Contraste de Heteroscedasticidad: el estadístico ARCH toma el valor 0.099, mientras que el valor crítico es 3.84. Esto nos hace no rechazar la hipótesis nula de *ausencia de heteroscedasticidad*.

Respecto al test de White, en este caso hemos tenido que utilizar la versión sin el producto cruzado de términos, pues el número de datos es insuficiente. El número de regresores es 24, el valor del estadístico es 25.37, mientras que el valor crítico de la χ^2_{24} al 5% es 36.42. Por lo tanto, no podemos rechazar la hipótesis nula de ausencia de heteroscedasticidad.

- **Contraste de Estabilidad Estructural:** el gráfico 9 recoge la representación de las estimaciones recursivas de los coeficientes significativos del modelo. Como puede observarse, ninguna de las variables parece haber experimentado cambios importantes en los últimos ocho años.

Gráfico 9. Coeficientes Recursivos



En los gráficos 10, 11 y 12 recogemos la serie CUSUM, la serie CUSUMQ y los residuos recursivos, respectivamente. Como se puede comprobar, estos gráficos son muy parecidos a los obtenidos en los modelos I y II, de manera que llegamos a las mismas conclusiones anteriores.

Gráfico 10. CUSUM

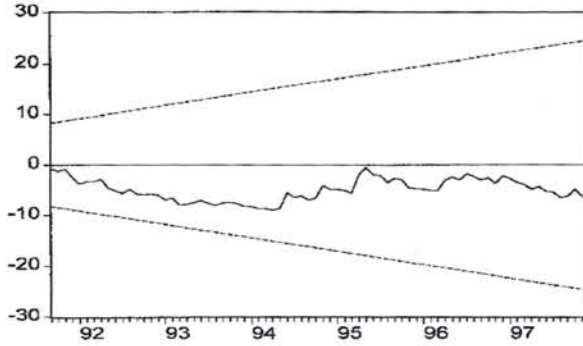


Gráfico 11. CUSUMQ

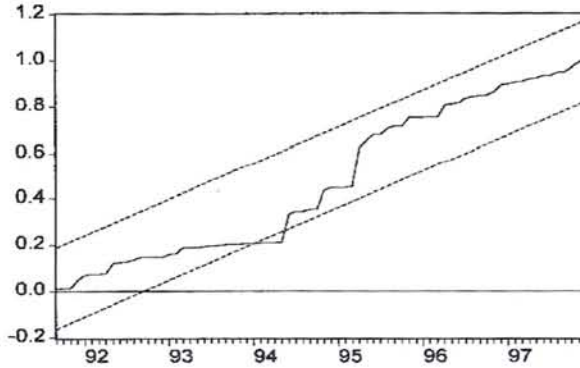
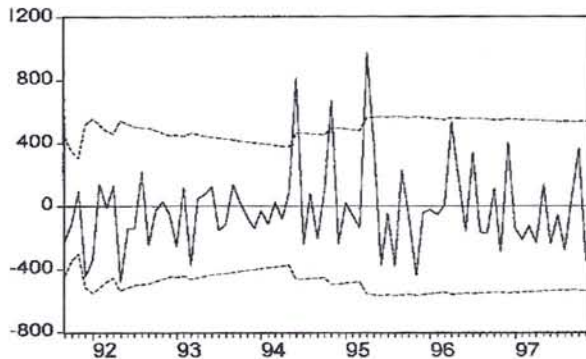


Gráfico 12. Residuos Recursivos $\pm 2S.E.$



-Comentarios al modelo: en lo referente al corto plazo, destacamos de nuevo el efecto positivo y menos que proporcional que tienen las series en diferencias correspondientes a los visitantes alemanes para diversos retardos. Podemos observar que los efectos directos de las mismas disminuyen conforme el retardo es mayor. También, es posible comprobar la influencia que tiene el número de visitantes alemanes en el mismo período del año anterior. A la hora de elegir Jaén como destino turístico, parece influir bien donde pasaron sus vacaciones el año anterior bien el conocimiento de la oferta turística de la provincia de Jaén a través de otros visitantes. Sin embargo, no debemos perder de vista que los efectos directos de esta variable son reducidos y que, por tanto, ha de producirse una gran variación en ellas para que incidan significativamente en la llegada de turistas alemanes a la provincia de Jaén.

Por el contrario, el efecto directo correspondiente al IPC alemán es muy elevado (157.88), de forma que una variación unitaria en esta variable tiene una enorme repercusión sobre el número de turistas alemanes que eligen Jaén como destino turístico.

4. CONCLUSIONES

Del análisis de los modelos estimados, deducimos la gran sensibilidad mostrada por los turistas alemanes respecto de las variables económicas, ya que éstas presentan un elevado efecto directo sobre la demanda turística procedente de dicho país, de manera que el turismo alemán que llega a la provincia de Jaén es muy sensible a la situación económica, tanto de su país de origen como de los países y zonas turísticas que ofrecen un turismo alternativo.

Ello nos puede llevar a considerar que el turismo alemán que elige Jaén para pasar sus vacaciones es de bajo poder adquisitivo, con lo que Jaén se convierte en un destino fácilmente sustituible por otros. Desde luego no es éste el mejor tipo de turismo, ya que se produce una utilización intensiva de los recursos pero la rentabilidad es reducida.

Por otra parte, también es de destacar el bajo efecto directo que presentan las variables representativas de la demanda en períodos anteriores, lo cual podría indicar una escasa fidelidad de los anteriores visitantes o que la promoción efectuada por éstos tiene poca influencia.

Lo dicho hasta ahora parece indicar que el turista alemán percibe a Jaén como una zona de mercancía caracterizada por ser fácilmente sustituible (bien cuando el nivel de precios es desfavorable, o bien cuando el nivel de renta les permite disfrutar sus vacaciones en lugares que él percibe como de mayor calidad), con baja conciencia de beneficio y muy influenciado por la situación económica. Todo lo contrario ocurriría si Jaén fuese considerada como una zona de status. El paso de una situación a otra se conseguiría explotando los atributos únicos que posee la provincia de Jaén, mediante la creación de productos turísticos atractivos, de manera que la actual demanda accidental se convierta en una demanda intencional.

Por lo tanto, en función de lo anterior y de los resultados obtenidos en otras investigaciones (Muñoz Vázquez y Grande Torraleja, 1999, 2001) podemos afirmar que si queremos que Jaén no sea un destino fácilmente sustituible cuando la situación económica es favorable, es preciso abandonar aquellas estrategias competitivas basadas en precios, para involucrarse en una estrategia empresarial que permita, por un lado, la diferenciación de las empresas turísticas jiennenses a través de una mejora continua de la calidad de la oferta y, por otro, la diversificación de los productos turísticos ofertados y los mercados en los que actualmente compete.

Consideramos que los resultados obtenidos, junto con el análisis de las características de la demanda (concentración temporal y espacial, tipo de alojamiento utilizado, medio de transporte utilizado, etc.) y de la oferta turística (categoría de los establecimientos, grado de ocupación, duración media de las estancias, etc.), nos van a proporcionar una información de primera magnitud a la hora de desarrollar **actuaciones estratégicas**¹⁷, por parte de las empresas turísticas de la provincia, que permitan mejorar su posición competitiva en el mercado en el que compiten o desean competir.

NOTAS

- (1) Otero, J.M. (1993): *Econometría: series temporales y predicción*. Editorial AC. p. 323.
- (2) Círculo de Estudios Económicos de las Islas Baleares (1990): *Modelos Multivariantes y Univariantes de comportamiento y previsión de la demanda turística para las Islas Baleares*. Círculo de Estudios Económicos de las Islas Baleares. p. 13.
- (3) Espasa, A. (1990): *Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española*. Documento de Trabajo 9002, Servicio de Estudios del Banco de España.
- (4) Esteban Talaya (1987): *Análisis de la Demanda. Aplicación a la actividad turística de las técnicas de predicción*. Tesis Doctoral. Universidad Complutense. Madrid.
- (5) Witt, S. (1980): An abstract mode – abstract (destination) node model of foreign holiday demand. *Applied Economics*, 12. pp. 123-131
- (6) Witt, S. y Martin, C. (1987): Econometric models for forecasting international tourism demand. *Journal of Travel Research*, Vol. 25, nº3, pp. 23-30.
- (7) Smith, A.B. y Toms, J.N. (1967): *Factors Affecting Demand for International Travel to and from Australia*. Occasional Papers 11, Bureau of Transport Economics, Canberra.
- (8) Witt, S. (1980): An abstract mode – abstract (destination) node model of foreign holiday demand. *Applied Economics*, 12. pp. 123-131.
- (9) Witt, S. (1990): Cash flow forecasting in the international tourism industry, en *Advances in Financial Planning and Forecasting*, Vol IV. pp. 229-244.
- (10) Llegamos a esta conclusión a partir del test de Kruskal-Wallis.
- (11) Llegamos a esta conclusión a partir del test de Daniel.
- (12) Llegamos a esta conclusión a partir del test de Dickey-Fuller.
- (13) Hendry, D. (1986): Empirical modelling in dynamic econometrics: the new-construction sector. *Applied Mathematics and Computation*, nº20, pp. 201-236.
- (14) Dentro de la modelización dinámica es posible introducir variables exógenas, siempre y cuando sean estacionarias.
- (15) Por VISALE(-12) denotamos a la variable VISALE retardada doce períodos. Lo mismo ocurre con la variable TOTMEALE. Por su parte D(IPCESP) denota la variable IPCESP diferenciada un período.
- (16) Entre paréntesis los errores estándar.
- (17) El estudio de estas actuaciones estratégicas se ha iniciado en la comunicación titulada "Estrategias competitivas para las empresas turísticas" presentada al III Congreso Andaluz de Turismo, celebrado en Torremolinos (Málaga) en Noviembre de 1999 y se pretende continuar con otros trabajos que están en curso de elaboración.

BIBLIOGRAFÍA

- AZNAR, A. y TRÍVEZ, F.J. (1993): Métodos de predicción en economía II: análisis de series temporales, Ariel Economía, Madrid.
- BANCO DE ESPAÑA: Boletín Económico del Banco de España. Banco de España. Madrid. Varios años.
- BANCO DE ESPAÑA: Boletín Estadístico del Banco de España. Banco de España. Madrid. Varios años.
- CÍRCULO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS DE LAS ISLAS BALEARES (1990): Modelos Multivariantes y Univariantes de comportamiento y previsión de la demanda turística para las Islas Baleares. Círculo de Estudios Económicos de las Islas Baleares.
- DAVIDSON, J., HENDRY, D.F., SBRA, F., y YEO, S. (1978): Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom. *Economic Journal*, Vol. 88, pp. 661-692.
- ENGLE, R. y GRANGER, C. (1987): Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol. 55, nº 2, pp. 251-276.
- ENGLE, R. y GRANGER, C. (1990): Cointegración y corrección de error: Representación, estimación y contraste. *Cuadernos Económicos. ICE*, nº 44, pp. 53-82.
- ESCRIBANO SAEZ, A. (1990): Introducc. al tema de cointegración y tendencias. *Cuadernos Económicos. ICE*, nº 44, pp. 7-42.
- ESPASA, A. y CANCELO, J.R.(Eds.) (1993): Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica. Alianza Economía.
- ESPASA, A.; GOMEZ-CHURRUCA, R. y JAREÑO, J. (1990): Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española. Documento de Trabajo 9002, Servicio de Estudios del Banco de España.
- ESTEBAN TALAYA, A.(1987): Análisis de la Demanda. Aplicación a la actividad turística de las técnicas de predicción. Tesis Doctoral. Universidad Complutense. Madrid.
- ESTEBAN TALAYA, A.(1993): Previsiones turísticas: metodología y resultados. *Estudios Turísticos*, nº 118, pp. 51-71.
- GRANGER, C. (1986): Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, nº 48, pp. 213-228.
- HANSEN, P. y JOHANSEN, S. (1998): *Worbook on cointegration*. Oxford University Press. Oxford.
- HENDRY, D. (1986): Empirical modelling in dynamic econometrics: the new-construction sector. *Applied Mathematics and Computation*, nº 20, pp. 201-236.
- HYLLEBERG, S.; ENGLE, R.; GRANGER, C. y YOO, B. (1990): Integración estacional y cointegración. *Cuadernos Económicos. ICE*, nº 44, pp. 83-108.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA: Índice de Precios al Consumo. Instituto Nacional de Estadística. Varios años.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA: Movimiento de viajeros en acampamentos. Instituto Nacional de Estadística. Varios años.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA: Movimiento de viajeros en apartamentos turísticos. Instituto Nacional de Estadística. Varios años.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA: Movimiento de viajeros en establecimientos hoteleros. Instituto Nacional de Estadística. Varios años.
- JOHANSEN, S. (1988): Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*, nº 12.
- JOHANSEN, S. (1992): Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, nº 3, pp. 383-398.
- JOHANSEN, S. (1995): Likelihood-Based inference in cointegrated vector autorregressive models. Oxford University Press. Oxford.
- JOHANSEN, S. y SCHAUMBURG, E. (1997): Likelihood Analysis of Seasonal Cointegration. *European University Institute Working Papers*. Italy.
- KULENDRAN, N. (1996): Modelling quarterly tourist flows to Australia using cointegration analysis. *Tourist Economics*, Vol. 2, nº 3, September, pp. 203-222.
- MUÑOZ VÁZQUEZ, A. y GRANDE TORRALEJA, F. (1999): Metodología para el estudio estadístico del turismo. Aplicación al caso Jaén. Instituto de Estadística de Andalucía.
- MUÑOZ VÁZQUEZ, A. y GRANDE TORRALEJA, F. (2001): Modelización de la demanda turística de la provincia de Jaén mediante técnicas de cointegración. Instituto de Estadística de Andalucía.
- OTERO, J.M.(1993): *Econometría: series temporales y predicción*. Editorial AC.
- SMERAL, E. y WITT, S. (1996): Econometric forecasts of tourism demand to 2005. *Annals of Tourism Research*, Vol. 23, nº 4, pp. 891-907.
- SMITH, A.B. y TOMS, J.N. (1967): Factors Affecting Demand for International Travel to and from Australia. *Occasional Papers 11*, Bureau of Transport Economics, Canberra.
- WITT, S. (1980): An abstract mode - abstract (destination) node model of foreign holiday demand. *Applied Economics*, 12, pp. 123-131.
- WITT, S. (1990): Cash flow forecasting in the international tourism industry, en *Advances in Financial Planning and Forecasting*, Vol. IV, pp. 229-244.
- WITT, S. y MARTIN, C. (1987a): Econometric models for forecasting international tourism demand. *Journal of Travel Research*, Vol. 25, nº3, pp. 23-30.
- WITT, S. y MARTIN, C. (1987b): Tourism demand forecasting models: Choice of appropriate variable to represent tourists' cost of living. *Tourism Management*, Vol. 8, nº 3, September, pp. 233-246.