

## EL TURISMO EN CASTILLA-LA MANCHA: UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Juan Antonio Mondéjar Jiménez\*, José Mondéjar Jiménez\*, Manuel Vargas Vargas\* y Juan Carlos Gázquez Abad\*\*

**Resumen:** La modelización de la demanda turística y su comportamiento a largo plazo puede realizarse a través de múltiples métodos, si bien el más utilizado en la literatura especializada es el procedimiento de regresión múltiple. Este método de estudio no tiene en cuenta la posible estacionariedad de los datos, por ello, si se realiza un tratamiento previo de desestacionalizado de las series y corrección de efecto calendario, podremos aplicar un análisis de cointegración, donde sí se trata el problema de estacionariedad de las series. Por tanto, el análisis de cointegración se presenta como una posible solución a este problema, bajo el supuesto de relaciones estables a largo plazo entre las variables. Por este motivo, en el presente trabajo se realiza un análisis de cointegración teniendo en cuenta las series provinciales de pernoctaciones de viajeros, sobre la base de la información estadística de la última década en la comunidad autónoma de Castilla-La Mancha.

**Palabras clave:** cointegración, modelización, turismo.

**Abstract:** The modelling of tourist demand and its long-term behavior can be carried out using a variety of methods, although the most commonly used in specialized literature is the so-called multiple regression method. This study method does not consider the possible stationary nature of the data. However, if we previously reverse the stationary nature of the series and correct the calendar effect, we can apply a cointegration analysis, therefore dealing with the problem of stationary data. This is why the cointegration analysis appears as a possible solution to the problem, supposing there are long-term stable relations between the variables. This project carries out a cointegration analysis considering the provincial series of travellers overnight stays, based on statistics for the Castilla-La Mancha region over the last decade.

**Keywords:** cointegration, modelling, tourism.

### I. INTRODUCCIÓN

El interés por investigar el sector turístico ha proliferado en los últimos años, fundamentalmente desde el ámbito universitario. En este sentido, encontramos numerosas investigaciones abordadas desde el punto de vista de marketing, geografía y economía de la empresa, entre otras muchas disciplinas (Sánchez y Marín, 2003). Esta importante corriente investigadora en materia turística ha permitido, asimismo, mejo-

rar la gestión desarrollada tanto por administraciones y organismos públicos, como por las propias empresas implicadas en el sector. En esta misma línea, la principal razón de esta proliferación de trabajos académicos y científicos en la materia está directamente relacionada con la introducción de los estudios de turismo en la Universidad española (Esteban, 2000).

Considerando, de este modo, la propia naturaleza del turismo como conjunto de

\* Universidad de Castilla-La Mancha. Facultad de Ciencias Sociales. JuanAntonio.Mondejar@uclm.es; Jose.Mondejar@uclm.es; Manuel.Vargas@uclm.es.

\*\* Universidad de Almería. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. jcgazquez@ual.es.

actividades relativas a alojamiento, transporte, animación, promoción, comercialización, entre otras, así como la amplia gama de dimensiones que confluyen en la configuración del producto argumentan sobradamente su interpretación como hecho multiforme. Así, su estudio se aborda desde distintos ámbitos disciplinares que tratan de analizar el turismo con sus correspondientes metodologías y herramientas, y también desde sus propios fundamentos epistemológicos (Vera e Ivars, 2001).

El sector turístico se ha convertido en uno de los principales sectores a nivel nacional y, particularmente, en Castilla-La Mancha, donde día tras día se consolida como uno de los sectores con más peso relativo en su economía, desbancando a otros sectores históricamente más fuertes como son la industria y la agricultura. A partir de este creciente interés por analizar el sector, surge la necesidad de establecer herramientas que permitan canalizar la gran cantidad de información que, a nivel institucional, se deriva de las estadísticas oficiales, así como evidenciar la importancia de un análisis especializado en la materia.

En este escenario resulta de especial dificultad el manejo de las series temporales disponibles, y la posterior modelización de la demanda, recurriendo –en la mayor parte de los casos– a la utilización de técnicas de regresión, más o menos complejas, que no tienen en cuenta la estacionariedad de las series. En este trabajo se pretende realizar una aproximación al comportamiento de la demanda de la serie pernoctaciones en Castilla-La Mancha, a través de la información provincial, teniendo en cuenta la estaciona-

riedad de las series y, por consiguiente, analizando la posibilidad de cointegración de las mencionadas series. Esto constituiría un herramienta valiosa para el conjunto de los agentes económicos, tanto públicos como privados, porque puede servir de base de para la configuración de futuros escenarios del sector turístico y planificación de las distintas políticas a emplear. Los trabajos más frecuentes en la materia han abordado un análisis de estas series temporales y de cointegración a nivel internacional, nacional o regional; por ello, al descender a un nivel de desagregación provincial, los datos muestran mayores fluctuaciones y diferentes patrones de comportamiento y, por consiguiente, su modelización y predicción a futuro se hace más compleja.

## II. EL TURISMO EN CASTILLA-LA MANCHA

Los estudios que se vienen realizando sobre el turismo en la comunidad autónoma de Castilla-La Mancha ponen de manifiesto que éste ha experimentado un crecimiento muy importante en los últimos años, hasta el punto de superar los dos millones de viajeros anuales recibidos (es decir, los que pernoctan al menos una noche en la región) y cuyos ingresos representan más del 10% del PIB regional, dando empleo a más de setenta mil personas (Campos, 2002).

Es evidente que el fuerte incremento sufrido por la demanda turística ha venido necesariamente acompañado por un aumento de la oferta de alojamientos y servicios para adecuarse a las exigencias y necesidades del mercado, ante un consumidor turís-

tico cada vez más exigente. En esta misma línea, el interés por analizar las motivaciones turísticas ha sido abordada en diversos estudios, por ejemplo, a nivel del turista cultural (Mondéjar, Gómez y Lorenzo, 2005), identificando los siguientes factores de interés:

- **Desarrollo intelectual:** destaca en este factor el interés por desarrollar el conocimiento del turista. Son los denominados turistas específicamente culturales.
- **Vida social:** considerando todas las actividades que afectan al desarrollo personal.
- **Nuevas sensaciones:** aglutina las variables relacionadas con nuevas culturas, paisajes y satisfacción de curiosidades, es decir, variables que atraen especialmente la atención del turista. Son los denominados turistas de atracción cultural, es decir, aquellos que generalmente visitan los destinos turísticos por otras motivaciones no culturales pero que realizan alguna visita o actividad cultural durante el viaje, principalmente vacacional (Esteban, 2005).
- **Naturaleza:** En este caso se trata, sin duda, de un factor que aglutina las motivaciones más relacionadas con la naturaleza y su disfrute.

El análisis empírico de nuestro trabajo se centrará en las cinco provincias que conforman la comunidad autónoma de Castilla-La Mancha (Albacete, Ciudad Real, Cuenca,

Guadalajara y Toledo), para lo cual realizaremos un análisis previo de oferta y demanda del sector en su conjunto a nivel regional.

A nivel de la oferta, durante los últimos años se evidencia un importante incremento del número de establecimientos, a la vez que se conjuga una decidida apuesta por dirigir los esfuerzos de los empresarios y actores implicados con el sector hacia la calidad.

En este sentido (ver cuadro 1) se muestra el conjunto de establecimientos abiertos en Castilla-La Mancha durante el último año, junto al número total de plazas estimadas y el personal empleado en las mismas durante ese periodo.

Por su parte, a nivel de demanda (ver figura 1), Castilla-La Mancha ha concluido el año 2006 con más de tres millones y medio de pernoctaciones en establecimientos hoteleros, lo que supone una variación interanual de más del 11% respecto al ejercicio 2005.

En relación a la procedencia de los viajeros alojados en establecimientos hoteleros, éstos corresponden principalmente a la Comunidad de Madrid, Comunidad Valenciana, Castilla-La Mancha y Andalucía (en total, más del 67%).

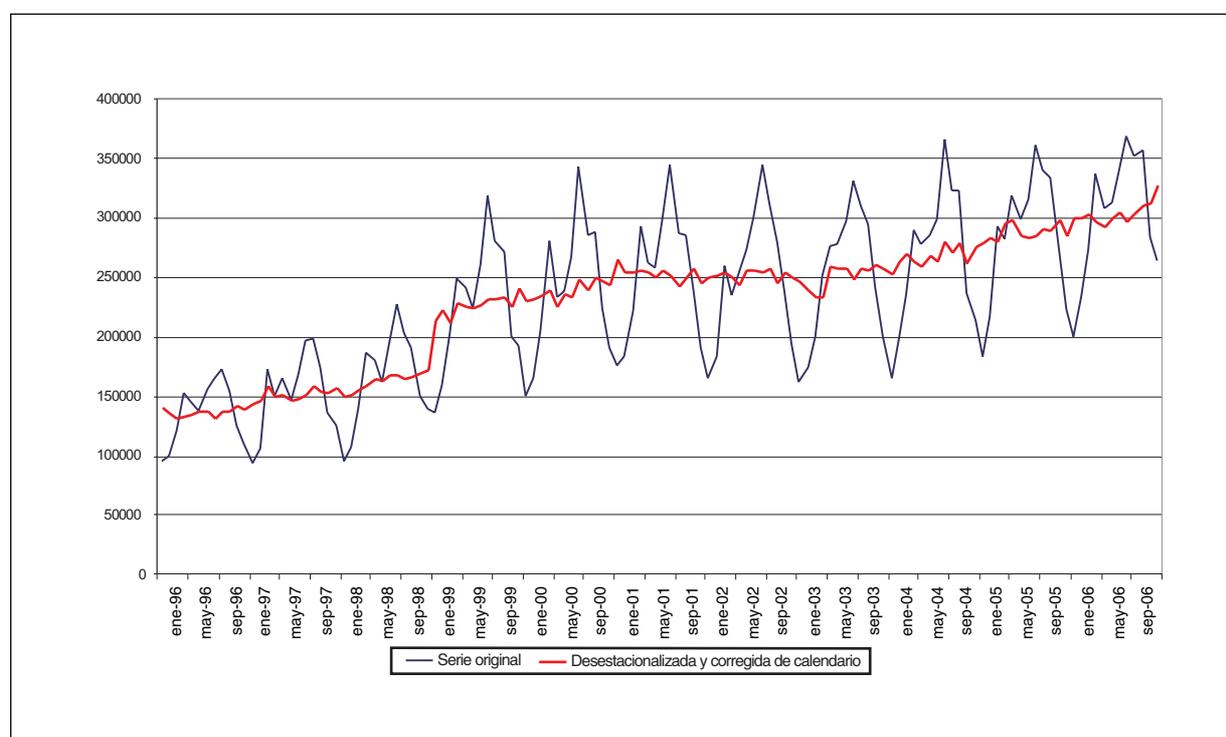
En la curva de estacionalidad se pueden observar varios picos: el primero de ellos coincidente con el inicio del año; el segundo coincidiendo con el periodo vacacional de Semana Santa y, finalmente, el más acusado en los meses de julio a septiembre de

**Cuadro 1**  
**Número de establecimientos, plazas y personal empleado en 2006**

Provincias	Número de establecimientos abiertos	Número de plazas estimadas	Total de personal empleado
Albacete	125	4.834	520
Ciudad Real	159	6.395	715
Cuenca	136	4.713	518
Guadalajara	140	4.564	505
Toledo	191	8.382	1.171
<b>Total</b>	<b>751</b>	<b>28.887</b>	<b>3.429</b>

Fuente: Elaboración propia a partir de datos INE (2007).

**Figura 1**  
**Serie mensual de pernoctaciones en Castilla-La Mancha**



vacaciones estivales. Como evidencia la figura anterior, este patrón cíclico se ha repetido año tras año en la última década.

### III. UN MODELO ESTABLE A LARGO PLAZO DEL TURISMO DE CASTILLA-LA MANCHA: ANALISIS DE LA COINTEGRACIÓN

Si se verifica que un conjunto de variables integradas del mismo orden, están cointegradas, se asegura la existencia de al menos una relación estable de las mismas en el largo plazo, que además es estacionaria. En el concepto de cointegración por tanto subyace la idea de equilibrio estable a largo plazo, por tanto las desviaciones de la citada relación no pueden crecer ilimitadamente y tender a desvanecerse con el tiempo.

Como paso previo a este análisis de cointegración, se debe llevar a cabo un análisis para verificar el orden de integración de las variables que forman parte de nuestro análisis. Existen diversos test, utilizados en la literatura especializada, conocidos como test de raíces unitarias, entre los que destacan el test de Dickey-Fuller (DF) y su versión ampliada (DFA), el test de Phillips-Perron (PP) y Kiotowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), en nuestro trabajo nos decantamos por el uso del test PP, por ser un test más general pudiéndose considerar los contrastes de DF, como un caso particular del mismo.

Tomando como variables las pernoctaciones para la referencia temporal 1996-01

a 2006-12, trataremos de ajustar un modelo valido a largo plazo entre la comunidad autónoma en base a los resultados de sus cinco provincias, este equilibrio que lógicamente se dará debido a que las pernoctaciones en Castilla-la Mancha se consiguen mediante la agregación de las cinco provincias, nos servirá para determinar la importancia relativa de cada una de ellas en el total.

Los contrastes de Phillips-Perron para las distintas variables (ver figuras 2 a 7), permiten observar en todos los casos que los p-valores son mayores que 0,05, luego las series serán no estacionarias, lo que nos plantea considerar si también lo son en primeras diferencias (1).

**Figura 2**  
**Test Phillips-Perron. CLM**

Null Hypothesis: CLM has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.426134	0.9002
Test critical values	1% level	-3.480818
	5% level	-2.883579
	10% level	-2.578601
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	67172732	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	35627297	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(CLM)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 19.04		
Sample(adjusted): 1996.02 2006.12		
Included observations: 131 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 3**  
**Test Phillips-Perron. AB**

Null Hypothesis. AB has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 16 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.426134	0.2490
Test critical values	1% level	-3.480818
	5% level	-2.883579
	10% level	-2.578601
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	15920038	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	11066823	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(AB)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 19.09		
Sample(adjusted): 1996.02 2006.12		
Included observations: 131 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 5**  
**Test Phillips-Perron. CU**

Null Hypothesis. CU has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.580795	0.4895
Test critical values	1% level	-3.480818
	5% level	-2.883579
	10% level	-2.578601
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	10441122	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	6385716.	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(CU)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 19.07		
Sample(adjusted): 1996.02 2006.12		
Included observations: 131 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 4**  
**Test Phillips-Perron. CR**

Null Hypothesis. CR has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.138419	0.6992
Test critical values	1% level	-3.480818
	5% level	-2.883579
	10% level	-2.578601
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	11735866	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7114334.	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(CE)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 19.05		
Sample(adjusted): 1996.02 2006.12		
Included observations: 131 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 6**  
**Test Phillips-Perron. GU**

Null Hypothesis. GU has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 16 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.240127	0.9291
Test critical values	1% level	-3.480818
	5% level	-2.883579
	10% level	-2.578601
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	6953154.	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3375191.	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(GU)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 19.07		
Sample(adjusted): 1996.02 2006.12		
Included observations: 131 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 7**  
**Test Phillips-Perron. TO**

Null Hypothesis. TO has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.575476	0.8710
Test critical values	1% level	-3.480818
	5% level	-2.883579
	10% level	-2.578601
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	16414409	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	6275282.	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(TO)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 19.08		
Sample(adjusted): 1996.02 2006.12		
Included observations: 131 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

A continuación estudiaremos la estacionariedad de las primeras diferencias

**Figura 9**  
**Test Phillips-Perron. AB**

Null Hypothesis. D(AB) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 53 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-29.89106	0.0001
Test critical values	1% level	-3.481217
	5% level	-2.883753
	10% level	-2.578694
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	14431408	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2391419.	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(AB,2)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 20.11		
Sample(adjusted): 1996.03 2006.12		
Included observations: 130 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

mediante el mismo test (ver figuras 8 a 13).

**Figura 8**  
**Test Phillips-Perron. CLM**

Null Hypothesis. D(CLM) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-15.87474	0.0000
Test critical values	1% level	-3.481217
	5% level	-2.883753
	10% level	-2.578694
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	61747823	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	48703680	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(CLM,2)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 20.03		
Sample(adjusted): 1996.03 2006.12		
Included observations: 130 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 10**  
**Test Phillips-Perron. CR**

Null Hypothesis. D(CR) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-18.94152	0.0000
Test critical values	1% level	-3.481217
	5% level	-2.883753
	10% level	-2.578694
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	9637662.	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	7668469.	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(CR,2)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 20.03		
Sample(adjusted): 1996.03 2006.12		
Included observations: 130 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 11**  
**Test Phillips-Perron. CU**

Null Hypothesis: D(CU) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 14 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-25.50061	0.0000
Test critical values	1% level	-3.481217
	5% level	-2.883753
	10% level	-2.578694
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	8854982.	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2789963.	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(CU,2)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 20.04		
Sample(adjusted): 1996.03 2006.12		
Included observations: 130 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 13**  
**Test Phillips-Perron. TO**

Null Hypothesis: D(GU) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 19 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-17.93506	0.0000
Test critical values	1% level	-3.481217
	5% level	-2.883753
	10% level	-2.578694
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	6314535.	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3322853.	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(GU,2)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 20.04		
Sample(adjusted): 1996.03 2006.12		
Included observations: 130 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

**Figura 12**  
**Test Phillips-Perron. GU**

Null Hypothesis: D(GU) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 19 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-17.93506	0.0000
Test critical values	1% level	-3.481217
	5% level	-2.883753
	10% level	-2.578694
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	6314535.	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	3322853.	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(GU,2)		
Method: Least Squares		
Date: 02/06/07 Time: 20.04		
Sample(adjusted): 1996.03 2006.12		
Included observations: 130 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

En los resultados de los contrastes de Phillips-Perron, para todas las variables, podemos observar que los p-valores son menores que 0,05, entonces las primeras diferencias de las series son estacionarias y, por tanto, I(1). La siguiente tarea, por tanto, consistirá en comprobar que efectivamente cointegran, para ello y a partir de la referencia temporal 1996-01 a 2006-12, y utilizaremos la metodología propuesta por Johansen (2). Tras desestacionalizar las series originales y corregirlas de efecto calendario, mediante el programa TRAMO-SEATS (3), y conocido su orden de integrabilidad a partir del test de Phillips-Perron, estudiamos la existencia de relaciones de cointegración entre las variables. Esta relación de cointegración puede interpretarse como la existencia de una relación lineal de equilibrio entre ellas dada por el vector de cointegración. Ello significa que las pertur-

baciones tendrán un efecto temporal sobre dicha relación, mientras que el efecto sobre las variables individuales podría ser permanente.

Para llevar a cabo los contrastes de cointegración se ha recurrido a los estadísticos razón de verosimilitudes:

$$\log f(\cdot) = -\frac{kT}{2} \log(2\pi) - \frac{kT}{2} - \frac{T}{2} \log |S_{00}| - \frac{T}{2} \sum_{i=1}^k \log(1 - \lambda_i)$$

y traza (4):

$$LR_{Traza} = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i)$$

De los resultados de los contrastes de cointegración se deduce la existencia de una relación de cointegración entre las variables estudiadas (5).

### Cuadro 2

#### Test de razón de verosimilitudes

Autovalor	Razón de verosimilitudes	95 % V.C.	99% V.C.
0,34369	116,236	94,15	103,18
0,19428	62,752	68,52	76,07
0,13021	35,317	47,21	54,46
0,09729	17,600	29,68	35,65
0,03512	4,600	15,41	20,04
0,00046	0,059	3,76	6,65

Fuente: Elaboración propia.

### Cuadro 3

#### Test de cointegración de Johansen

Nula	Alternativa	Traza	99% V.C.
r = 0	r >= 1	37,364	5,098
r = 1	r >= 2	20,171	12,153
r = 2	r >= 3	11,352	21,810
r = 3	r >= 4	5,657	34,273

Fuente: Elaboración propia.

Por tanto, y una vez confirmada la existencia de cointegración significativa, procedemos a ajustar el modelo y comprobamos, de igual forma, que los residuos también son estacionarios. Además comprobamos que (ver figura 14), efectivamente, los residuos estimados son estacionarios ya que su p-valor es inferior a 0,05.

### Figura 14

#### Test Phillips-Perron. Residuos

Null Hypothesis: RESI01 has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-9.167580	0.0000
Test critical values	1% level	-3.480818
	5% level	-2.883579
	10% level	-2.579601
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)	6579093.	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	6573643.	
Phillips-Perron Test Equation		
Dependent Variable: D(RESID1)		
Method: Least Squares		
Date: 02/07/07 Time: 13.34		
Sample(adjusted): 1996.02 2006.12		
Included observations: 131 after adjusting endpoints		

Fuente: Elaboración propia.

Nuestro modelo quedaría especificado de la siguiente manera:

$$CLM = \beta_0 + \beta_1 \cdot AB + \beta_2 \cdot CR + \beta_3 \cdot CU + \beta_4 \cdot GU + \beta_5 \cdot TO + u$$

donde las cinco variables exógenas hacen referencia a las cinco provincias de Castilla-La Mancha. Una vez especificado el modelo la estimación MCO proporciona los siguientes resultados:

$$CLM = 2177,01 + 0,887AB + 0,882CR + 1,11CU + 1,021GU + 1,041TO + u$$

**Figura 15**  
**Significación del modelo**

Dependent Variable: CLM				
Method: Least Squares				
Date: 02/07/07 Time: 13.31				
Sample: 1996.01 2006.12				
Included observations: 132				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2177.010	1720.941	1.265011	0.2082
AB	0.887405	0.062036	14.30462	0.0000
CR	0.882575	0.066127	13.34675	0.0000
CU	1.109983	0.080946	13.71269	0.0000
GU	1.020699	0.090844	11.23574	0.0000
TO	1.040685	0.061672	16.87460	0.0000
R-Squared	0.997533	Mean Dependent var	230089.0	
Adjusted R-Squared	0.997435	S.D. Dependent var	53893.87	
S.E. of regression	2729.639	Akaike info criterion	18.70612	
Sum squared resid	9.39E+08	Schwarz criterion	18.83715	
Log likelihood	-1228.604	F-statistic	10188.18	
Durbin-Watson stat	1.516241	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fuente: Elaboración propia.

Como puede apreciarse (ver figura 15) todas las variables son significativas a excepción de la variable independiente, el coeficiente de determinación alcanza un valor muy próximo a la unidad, lo que valida nuestro modelo. Lógicamente obtenemos unos coeficientes cercanos a la unidad, en todos los casos, pero los mismos muestran claramente, las provincias motor del turismo en Castilla-La Mancha, así Cuenca y Toledo, y en menor medida Guadalajara, contribuyen a este equilibrio de una manera más importante que las provincias de Albacete y Ciudad Real, lo que contrasta con los potenciales turísticos presentes y futuros de estas provincias.

#### IV. CONCLUSIONES

A lo largo de este trabajo se ha puesto de manifiesto la importancia de la modeliza-

ción en términos de la demanda turística. Mediante el análisis de cointegración, se ha tenido en cuenta la solución al problema de la estacionariedad de los datos que, sin embargo, no es detectado en otros métodos empleados para el análisis de la demanda turística, como la regresión múltiple. Por ello, este método supone una alternativa perfectamente válida en la modelización de series turísticas, debido a la fuerte componente estacional de las mismas.

Una vez comprobado, mediante los resultados obtenidos en los tests de raíces unitarias y Johansen, que las series cumplen los requisitos previos y realmente cointegran, obtenemos una solución de equilibrio estable a largo plazo. En esta relación de equilibrio cabe destacar la existencia de coeficientes superiores a la unidad: concretamente, Cuenca y Toledo, se convierten en el referente turístico para explicar el com-

portamiento turístico de toda la región. En menor medida, Guadalajara también registra un coeficiente por encima de uno, lo que demuestra que en los últimos años ha sido la provincia que ha presentado unas tasas de variación más elevadas en el conjunto de viajeros recibidos y pernoctaciones realizadas.

Estos datos coinciden con la importancia del sector turístico en provincias como Cuenca y Toledo. Recordemos que ambas ciudades forman parte del «selecto» grupo de ciudades reconocidas como Patrimonio de la Humanidad por la UNESCO, lo que las convierte en referentes turísticos para toda la región, debido a su excelente riqueza patrimonial. Por consiguiente, las variaciones turísticas de estas dos provincias afectarán más que proporcionalmente al conjunto de la comunidad autónoma.

Los resultados obtenidos permiten constatar el ritmo futuro de crecimiento del sector turístico en cada provincia de Castilla-La Mancha, con datos que muestran una desaceleración futura en su ritmo de crecimiento –Albacete y Ciudad Real– frente a otras que presentan patrones estabilizados de turismo con una clara tendencia alcista –Cuenca y Toledo–. Esta mayor terciarización de algunas provincias, basada fundamentalmente en el sector turístico, puede tener un impacto positivo en el potencial crecimiento económico de estas provincias.

Desde el punto de vista de las limitaciones de nuestro trabajo, debemos destacar el hecho de haber considerado exclusivamente datos de una Comunidad Autónoma, lo que deriva inmediatamente la primera línea

de investigación futura en que trabajamos actualmente: ampliar el estudio al resto de comunidades autónomas, de tal forma que podamos efectuar una comparación a nivel nacional. Así como el perfeccionamiento de los modelos con la inclusión de más variables de demanda.

## BIBLIOGRAFÍA

- CAMPOS, M. L. (coord.) (2002): El turismo en Castilla-La Mancha. Análisis y prospectiva. Ediciones de la Universidad de Castilla-La Mancha, Cuenca.
- CHEUNG, Y. y LAI, K. (1993): *Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration*. En: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 55, pp. 313-328.
- CONSEJERÍA DE INDUSTRIA Y TECNOLOGÍA (2006): *Plan de Ordenación y Promoción del Turismo en Castilla-La Mancha*. Dirección General de Turismo y Artesanía, Junta de Comunidades de Castilla-La Mancha, Toledo.
- DICKEY, D. y FULLER, W. (1979): *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. En: Journal of the American Statistical Association, nº 74, pp. 429-431.
- DICKEY, D. y FULLER, W. (1984): *Testing for unit roots in seasonal time series*. En: Journal of the American Statistical Association, nº 79, pp. 355-367.
- ENGLE, R. y GRANGER, C. (1987): *Cointegration and error correction: representation, estimation and testing*. En: Econometrica, nº 55, pp. 251-276.
- ESTEBAN, A. (1996): *Previsiones de demanda turística*. En: Boletín Económico de Información Comercial Española, nº 749, pp. 89-97.

- ESTEBAN, A. (2000): *La investigación turística en la Universidad Española*. En: Estudios Turísticos, nº 144-145, pp. 155-180.
- ESTEBAN, A. (2005): *La demanda de servicios culturales: Aspectos motivacionales y funcionales del consumidor de turismo cultural*. En Gestión del turismo cultural y de ciudad. (Gómez, M. A., Mondéjar, J.A. y Sevilla, C., coords.), Cuenca. En: Ediciones de la Universidad de Castilla-La Mancha. 95-114.
- GAYOSO, A. (2004): *El análisis de coyuntura regional en España y la evolución comparada de la coyuntura económica de las comunidades autónomas, estado de la cuestión, deficiencias y lagunas*. En: Clm.economía, nº 4, pp. 299- 320.
- GÓMEZ, M. A., MONDÉJAR, J.A. y SEVILLA, C. (coords.) (2005): *Gestión del turismo cultural y de ciudad*. Cuenca. Ediciones de la Universidad de Castilla-La Mancha.
- GÓMEZ, V. y MARAVALL, A. (1998): *Programs TRAMO (Times Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series). Instructions for the User. Beta Version: December 1997*. Documento de Trabajo del Banco de España 9805. Servicio de Estudios del Banco de España.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (2007): *Encuesta de Ocupación Hotelera (Datos 2006 y anteriores)*. Disponible en [www.ine.es](http://www.ine.es).
- JIMÉNEZ, J. F.; GÁZQUEZ, J. C. y SÁNCHEZ, R. (2006): *La capacidad predictiva en los modelos Box-Jenkins y Holt-Winters: una aplicación al sector turístico*. En: Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa, vol. 15, nº 3, pp. 185-198.
- JOHANSEN, S. (1988): *Statistical analysis of cointegration vectors*. En: Journal of Economic Dynamics and Control, nº 12, pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): *Hypothesis testing for cointegration vectors for Gaussian vector autoregressive processes with constant and seasonal dummies*. En: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 52, pp. 169-210.
- KULENDRAN, N. (1996): *Modelling quarterly tourism flows to Australia using cointegration analysis*. En: Tourism Economics, 2 (3), pp. 203-222.
- KULENDRAN, N. y WITT, S. F. (2001): *Cointegration versus least squares regression*. En: Annals of Tourism Research, 28 (3), pp. 291-311.
- LATHIRAS, P. y SIRIOPOULOS, C. (1998): *The demand for tourism to Greece: A cointegration approach*. En: Tourism Economics, 4 (2), pp. 171-185.
- LIM, C. (1997): *An econometric classification and review of international tourism demand models*. En: Tourism economics, vol. 3, pp. 69-81.
- PÉREZ, C. (2006): *Econometría de las series temporales*. Madrid. Ed. Pearson educación.
- PERRON, P. (1990): *The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis*. En: Econometrica, vol. 57, nº 6, pp. 1361-1401.
- PHILLIPS, P. y PERRON, P. (1986): *Testing for a unit root in a time series regression*. En: Biometrika, vol. 75, nº 2, pp. 335-346.
- SÁNCHEZ, M. y MARÍN, M. B. (2003): *La investigación en turismo y economía de la empresa publicada en revistas especializadas españolas: 1996-2001*. En: Papers de turisme, nº 33, pp. 6-39.
- SONG, H.; WITT, S. y JENSEN, T. (2003): *Tourism Forecasting: Accuracy of Alternative Econometric Models*. En: International Journal of Forecasting, vol. 19, pp.123-141.
- SURIÑACH, J; ARTÍS, M.; LÓPEZ, E. y SANSÓ, A. (1995): *Análisis Económico Regional. Nociones Básicas de la Teoría de la Cointegración*. Barcelona. Ed. Andoni Bosh.

VERA, J. F. e IVARS, J. A. (2001): *La formación y la investigación turística en España: una visión de síntesis*. En: Papers de turisme, nº 29, pp. 6-27.

## NOTAS

(1) Datos obtenidos con el software Eviews (versión 5.0).

(2) Para una exposición más detallada de este método véase Johansen, S. (1998) y Johansen, S. y Juselius, K. (1990).

(3) Una exposición más detallada requiere la lectura de la referencia Gómez y Maravall (1998).

(4) Johansen propone este último estadístico para contrastar la hipótesis nula de existencia de  $r$  vectores de cointegración frente a la alternativa de que hay más de  $r$  vectores.

(5) Los valores de la columna traza son los valores muestrales después de ajustar para muestras pequeñas, tal y como sugieren Cheung y Lai (1993).