



TRANSITARE

Revista de Turismo, Economía y Negocios

transitare.anahuacoaxaca.edu.mx

Artículo original

Un análisis del comportamiento de la demanda turística en España: aplicación con técnicas de cointegración

An Analysis of the Behavior of Tourism Demand in Spain: an Application of Cointegrating Techniques

López Morales, José María^{1*}, Ramón Rodríguez, Ana Belén^{2},**

Such Devesa, María Jesús^{1*}**

¹ *Facultad de Ciencias Económicas, Empresariales y Turismo; Universidad de Alcalá*

² *Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales; Universidad de Alicante*

España

Historia del artículo. *Recibido: 10 de octubre de 2015; aceptado: 16 de noviembre de 2015.*

*Correo electrónico: josem.lopez@uah.es. / ** anar@ua.es. / *** mjesus.such@uah.es.

Abstract. This paper analyze the relationship between the evolution of the demand of the Spanish economy with respect to the main components of tourism expenditure and the degree of dependence on the economic performance of the main tourist outbound countries to Spain. Cointegration techniques are explained to investigate the existence of a relationship between these variables. If this connection is detected it could be estimate error correction models. Specifically, this paper analyzes the behavior of these variables through unit root tests to develop models to detect more accurately these relationships.

Keywords: Tourism; Cointegration Tests, Unit Root Test; Error Correction Models; Economic Cycle.

Resumen. En este trabajo se analiza la relación entre la evolución de la demanda del conjunto de la economía española frente a la de los principales componentes de gasto turístico, así como el grado de dependencia respecto al comportamiento económico de los principales países emisores de turistas hacia España. Para investigar la existencia de una relación entre estas variables se explican las principales técnicas de cointegración, que en caso de detectar dicha vinculación permiten estimar modelos de corrección del error. En concreto, en el trabajo se evalúa el comportamiento de estas variables a través de test de raíces unitarias para poder desarrollar modelos que permitan detectar con mayor precisión estas relaciones.

Palabras clave: Turismo; tests de cointegración, test de raíces unitarias; mecanismo de corrección del error; ciclo económico.

1. Introducción

El sector turístico en España representa una de las principales industrias del país y su buen comportamiento ha contribuido en los últimos años a paliar los efectos de la crisis económica española (Cuadrado Roura & López Morales, 2011). Así, en las dos últimas décadas el gasto a precios reales en el sector turístico representó el 11 por ciento del total de la demanda española; los puestos de trabajo vinculados al sector supusieron un porcentaje similar; las operaciones registradas en la balanza de turismo y viajes presentaron un saldo positivo en torno al 3,2 por 100 del PIB a precios corrientes, ayudando a acomodar parte de los desequilibrios de la balanza comercial española, que tradicionalmente ha sido deficitaria.

De esta manera, las cifras avalan como este sector supone una actividad de la que depende una parte significativa del crecimiento del conjunto de la economía española. Dentro de los componentes del gasto turístico en España destaca el importante peso de la demanda realizada por los turistas no residentes (turismo receptor), con una notable concentración en el gasto de los turistas de tres países de origen: Reino Unido, Alemania y Francia, que aglutinan algo más de la mitad de los gastos totales y cerca del 60 por ciento de las visitas recibidas

Por tanto, estas peculiaridades del sector hacen que presente una alta sensibilidad a la dinámica exógena de la demanda internacional, que afectan al crecimiento del turismo en España. La innegable aportación exterior que tiene la demanda internacional sobre el turismo español es un factor que debe tenerse particularmente en cuenta al considerar la evolución del comportamiento económico del gasto turístico.

El objetivo de este trabajo consiste en analizar la relación entre la evolución de la demanda del conjunto de la economía española frente a la de los principales componentes de gasto turístico, así como el grado de dependencia respecto al comportamiento económico de los principales países emisores de turistas hacia España. Para investigar la existencia de una relación entre estas variables se detallan las principales técnicas de cointegración, que en caso de detectar dicha vinculación permiten estimar modelos de corrección del error sobre la trayectoria a largo plazo y el comportamiento a corto de las variables.

En cualquier caso, debe destacarse, tal como se indica en las conclusiones finales, que aunque en este trabajo se desarrolla y explica esta metodología de trabajo con técnicas de cointegración, la

aplicación concreta del mismo se suscribe principalmente a evaluar el comportamiento de las variables que son objeto de estudio en el mismo, para en posteriores ampliaciones del trabajo poder desarrollar modelos que permitan detectar con mayor precisión la vinculación a largo y corto plazo de estas variables.

La ventaja que presentan estas técnicas de cointegración es que permiten realizar un análisis estadístico más preciso al modelizar series económicas cuando éstas no presentan un carácter estacionario. En los trabajos en los que se estudia el grado de dependencia cíclica entre variables del sector turístico (López Morales & Such Devesa, 2016; Sala Ríos, Farré Perdiguer & Torres Solé, 2014), separando el comportamiento de las series entre sus componentes tendencial y cíclico, se puede estar incurriendo en el error al trabajar con series no estacionarias, con lo que las estimaciones que se obtengan no cumplirían un mínimo de requisitos de correcta especificación.

La presencia en una serie de una tendencia temporal, lineal o no, puede estimarse por diferentes métodos estadísticos (por ejemplo, empleando un Filtro HP (Hodrick & Prescott, 1997), para posteriormente ser sustraída de la serie temporal original y obtenerse el componente puramente estocástico (ciclo) de la variable estudiada. Sin embargo, habitualmente este componente muestra un comportamiento deambulante alrededor de su valor central, por lo que plantearía un problema de no estacionariedad. Es decir, la metodología de descomposición del ciclo económico conlleva el problema de que se podría estar trabajando con series no estacionarias. Este comportamiento deambulante se debe a la existencia de una raíz unitaria (o tendencia estocástica) en la estructura estocástica de la variable. Cuando no existen raíces unitarias la variable será estacionaria y oscilará de modo puramente aleatorio, sin deambular alrededor de su valor central.

La metodología de cointegración admitiría subsanar estos problemas de estimación cuando se trabaja con series no estacionarias, algo bastante habitual en las variables económicas, especialmente en algunas relativas al sector turístico. La aplicación de las técnicas de cointegración se convierte, por tanto, en un método alternativo que permite explorar la existencia de relaciones a largo plazo entre variables que afectan a la demanda turística (Brida, Pereyra, Pulina & Such Devesa, 2013).

El trabajo se estructura de la siguiente manera. Inicialmente, (sección 2) se explica la metodología y los datos empleados para analizar el comportamiento de las variables económicas a través de la especificación del carácter estacionario y de las relaciones a largo plazo (de cointegración) entre estas variables. A continuación, (sección 3) se presentan los resultados sobre el análisis del

comportamiento y la relación entre el gasto del turismo en España respecto al crecimiento económico nacional y su dependencia frente a la evolución de las principales economías emisoras de turistas hacia España. Por último, el trabajo recoge, a modo de resumen, las principales conclusiones obtenidas (sección 4) y las referencias bibliográficas empleadas.

2. Metodología

En este estudio la metodología empleada consistirá en caracterizar el comportamiento individual de varias series económicas vinculadas a la demanda turística en España, para identificar las pautas de existencia de estacionariedad en las mismas (a través del estudio del orden de integración de las series). La caracterización del comportamiento de la series permite modelizar la posibilidad de la existencia de combinaciones lineales entre estas variables (relaciones de cointegración) y, por tanto, faculta a posteriori estimar el proceso dinámico de ajuste a esa relación de equilibrio a largo plazo a través de un modelo de mecanismo de corrección de error.

En el trabajo se emplean datos trimestrales del periodo I2000 a IV2014. Los datos para aplicar la metodología definida fueron obtenidos de las siguientes fuentes: los gastos turísticos en España (turismo receptor y turismo interno) de la Subdirección General de Conocimiento y Estudios Turísticos del Ministerio de Industria, Energía y Turismo de España¹ de sus encuestas Egatur y Familitur; el Producto Interior Bruto (PIB) a precios constantes del 2010 de España, Alemania, Francia y Reino Unido de la Comisión Europea en su base Eurostat.

2.1. Estacionariedad y contrastes de integración

La mayoría de las series económicas no son estacionarias, ni en media ni en varianza (Anchuelo, 1993). Este es un hecho que surge probablemente como una consecuencia teórica del uso racional de la información disponible. En el caso de algunas de las variables que tienen relación con la

¹ Dado que la Subdirección General de Conocimiento y Estudios Turísticos del Ministerio de Industria, Energía y Turismo de España sólo dispone de datos en su Encuesta EGATUR del gasto total de turismo receptor (no residentes) en España desde I2004, para poder ampliar la muestra hasta I2000 se enlazaron los datos de ingresos por turismo y viajes procedentes de la Balanza de Pagos del Banco de España, al comprobarse que esta última serie presenta una evolución muy similar a la anterior en el periodo de coincidencia de información.

demanda turística (gasto turístico, llegadas de turistas,...) la presencia de una tendencia en su evolución suele ser habitual, con lo que se caracterizan por su no estacionariedad.

Existen varias razones para trabajar con series que sean estacionarias. Por ejemplo, cuando un proceso no es estacionario en media, la esperanza matemática de las variables cambia con el tiempo, por lo que habría que estimar un número infinito de parámetros, no podrían predecirse nuevas observaciones, ni obtenerse intervalos de confianza para las predicciones. En cambio, si un proceso es estacionario y el término de error no tiene autocorrelación (debería ser ruido blanco), el modelo estaría bien especificado y entonces las estimaciones que se realicen serán consistentes.

Es frecuente que un proceso se convierta en estacionario al diferenciarlo. Un proceso es integrado de orden d , cuando al diferenciarlo d veces se obtiene un proceso estacionario. Cuando la serie es no estacionaria o integrada, el orden de integración indica el número de veces que la serie debe diferenciarse para tener una serie estacionaria (mostrando el número de raíces unitarias que contiene). Si la serie es integrada de orden cero, y por tanto estacionaria se denota como $I(0)$. En general, se indica que la serie y_t es integrada de orden d , denotándose por $I(d)$, para indicar que la serie transformada $y_t = \nabla^d y_t$ es estacionaria.

Las series temporales de naturaleza económica también suelen presentar fenómenos de estacionalidad, produciéndose de forma regular una variación del nivel de la serie en un intervalo fijo de tiempo. Es decir, aparece un fenómeno de correlación entre los mismos periodos de tiempo. Si existe un comportamiento estacional, la serie no será estacionaria, dado que la media de la parte estacional no será constante, y por tanto la media total variará. Esto hace que sea necesario identificar el componente estacionario no solamente en la parte (estructura) regular de la serie, sino también en la parte estacional.

Como se ha indicado previamente, cuando una serie es no estacionaria es porque contiene un componente integrado, que debe ser diferenciado. Por lo tanto, habría que ver cuántas veces tiene que diferenciarse una serie para que sea estacionaria o invertible. Para contrastar la existencia de estacionariedad se puede emplear un *test de raíces unitarias*: este tipo de test permite discriminar la tendencia temporal de una serie, que en ocasiones es difícil de apreciarse visualmente.

El test o contraste Dickey-Fuller (DF) es un procedimiento formal para determinar el orden de integración de una serie (el número de veces que debe diferenciarse la serie para que sea estacionaria).

El test se realiza primero en niveles y luego en diferencias hasta que se verifica que no existe raíz unitaria (la serie es estacionaria). En el test se indica si queremos que exista término constante, tendencia y el número de retardos.

El contraste más simple se realiza sobre el siguiente modelo (un proceso AR (1) que puede tener término constante y tendencia lineal):

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Se contrastan la hipótesis individual y conjunta:

$$H_0: \rho = 1; \alpha = 0; \beta = 0$$

Por tanto, si no se rechaza H_0 (p valor elevado), la serie es no estacionaria (integrada de orden 1) alrededor de una tendencia².

Si, se reformula la anterior expresión, indicando el modelo en primeras diferencias, donde, $\nabla y_t = y_t - y_{t-1}$:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t - y_{t-1} = \alpha + \beta t + \rho^* y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \rho^* = \rho - 1$$

Con lo que sí: $H_0: \rho = 1 \Rightarrow \rho^* = \rho - 1 = 0$

Por tanto, se contrasta las hipótesis individual y conjunta:

$$H_0: \rho^* = 0; \alpha = 0; \beta = 0 \quad (\text{es decir, } y_t \text{ sería un paseo aleatorio})$$

El test DF se realiza comparando el valor numérico de estadísticos de tipo t y de tipo F , para el contraste de la hipótesis individuales o conjuntas, con los valores críticos de las tablas proporcionadas

² La hipótesis alternativa sería que la serie es estacionaria, no requiere diferencias: $H_1: |\rho| < 1$

por estos autores³. Si no se rechaza H_0 , la serie es raíz unitaria (no es estacionaria). El valor del test DF debería entonces ser más pequeño en valor absoluto (situándose a la derecha) que los valores críticos de las tablas (que son negativos).

Dado que las distribuciones empíricas que se presentan en las tablas no cambian al introducir en el modelo retardos de la variable en diferencias, se puede aplicar un contraste Dickey-Fuller ampliado (DFA) en el que se estimaría la siguiente regresión:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \beta_1 \nabla y_{t-1} + \beta_2 \nabla y_{t-2} + \dots + \beta_p \nabla y_{t-p} + \varepsilon_t$$

El contraste DFA se utiliza para eliminar, en la medida de lo posible, la existencia de autocorrelación del término de error (que los residuos sean ruido blanco), dado que es un supuesto bajo el que se obtuvieron las distribuciones del estadístico t . En el caso de trabajar con datos trimestrales, la inclusión de varias diferencias retardadas de la variable endógena permite un residuo del modelo prácticamente sin correlación, además de solucionar problemas de estacionariedad en la parte estacional de la estructura de las series.

Uno de los principales problemas del test DFA reside en la necesidad de parametrizar adecuadamente el modelo e incluir correctamente los elementos deterministas del mismo. Por ejemplo, si introducimos en el modelo una tendencia determinista y término constante, podemos tener problemas de sobreparametrización de la estimación. En cambio, cuando se omiten estos parámetros, si estas variables son realmente relevantes, se estaría incurriendo en una pérdida de potencia de la estimación (Campbell & Perron, 1990). Además, los valores críticos de referencia para aceptar o rechazar la hipótesis nula dependerán del modelo estimado, así normalmente la potencia del contraste decrecerá cuanto mayor sea el número de parámetros añadidos incorrectamente.

³ Los valores de referencia para el contraste del parámetro ρ dependen del proceso generador de datos elegido:

Modelo simple (τ): $\nabla y_t = \rho^* y_{t-1} + \varepsilon_t$

Modelo con constante (τ_μ): $\nabla y_t = \alpha + \rho^* y_{t-1} + \varepsilon_t$

Modelo con constante y tendencia determinista (τ_μ): $\nabla y_t = \alpha + \beta t + \rho^* y_{t-1} + \varepsilon_t$

Mientras que en el contraste conjunto de los parámetros se utiliza: $\Phi_{1,2,3} = \frac{(SCR_{MLR} - SCR_{MLR^*})/r}{(SCR_{MLR^*})/n-k}$

Para identificar qué tipo de representación de la variable de estudio es la más adecuada, un punto de partida interesante consiste en realizar un examen preliminar del comportamiento de la serie temporal, para sugerir si hay evidencia de término constante (si la media muestral es distinta de cero), posible tendencia determinista (si la media muestral crece), o del número de retardos a incluir. Para determinar el número de retardos se pueden aplicar diferentes criterios: análisis de la persistencia de autocorrelación residual mediante el test Durbin Watson (que debería mostrar valores bajos), utilizar criterios de información de Akaike (AIC) o Schwarz (SBC) (que también deben tener valores reducidos, o de bondad de ajuste (con presencia de R^2 alto), u otros criterios clásicos de aceptación de variables con contraste del test “t-Student” de significatividad individual de los retardos.

Existe una amplia literatura que analiza las ventajas e inconvenientes de los test DF y DFA, sobre su capacidad y potencia de contrastación (Dickey, Hasza & Fuller, 1984; Dickey & Pantula, 1987; Hasza & Fuller, 1982; Hylleberg, Engle, Granger & Yoo, 1990; Hylleberg & Mizon, 1990; Molinas, 1986; Pesaran, Shin & Smith, 2001; Said & Dickey, 1984; Schwert, 1987; Schwert, 1989). También han surgido otras alternativas a los tests de raíces unitarias de DF y DFA, entre las que destacan: *test Phillips-Perron (PP)* (Phillips & Perron, 1988); *test Dickey-Fuller modificado (DF-GLS)* (Elliott, Rothenberg & Stock, 1996); *test Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS)* (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin, 1992).

2.2. Cointegración y contrastes de cointegración

El problema de trabajar con series no estacionarias es que al estimar un modelo de regresión con estas series, los resultados correspondientes a la distribución de los estimadores podrían invalidarse. Además, pueden darse resultados de relación entre variables que en realidad no la tienen (por ejemplo, series que sean paseos aleatorios). Surgiría por tanto, un problema de *regresión espúrea* (Granger & Newbold, 1974; Phillips, 1986), con lo que los procedimientos de inferencia estarían sesgados hacia aceptar la existencia de una relación entre variables no estacionarias: no se rechazaría la hipótesis nula de ausencia de relación entre las variables ($H_0: \beta = 0$), con lo que los coeficientes de la estimación serían significativos; se obtendría un elevada bondad de ajuste (R^2 alto); el valor del estadístico Durbin-Watson sería llamativamente bajo (indicando ausencia de autocorrelación en los residuos).

Cuando tenemos dos series que son integradas (no estacionarias), pero puede construirse una combinación lineal de ambas series que sea estacionaria (integrada de orden cero), se dice que las dos series son *cointegradas*⁴. Esta combinación lineal sería la relación en el largo plazo, y por tanto estaría marcando el equilibrio en el largo plazo. Consecuentemente, aunque dos series sean no estacionarias, si muestran una relación estable a lo largo del tiempo, esto estaría sugiriendo que probablemente existe una relación a largo plazo entre ellas. El concepto de equilibrio implica que entre las variables se observa una relación lineal que se mantiene durante un largo periodo de tiempo. A corto plazo, las variables pueden divergir, pero en el largo plazo tendrían que converger.

Esta relación de equilibrio entre variables no estacionarias sólo se verificaría si los residuos de la estimación de tal relación (modelo estimado) son estacionarios, a pesar de que las variables del modelo no lo sean. Ello es debido a que la evolución temporal de las dos variables, es en gran medida común. Aunque habitualmente para poder analizar la cointegración de la series se suele trabajar con variables que sean integradas del mismo orden, sí que es posible evaluar esta relación a largo plazo entre variables con diferentes ordenes de integración, mediante la diferenciación de la serie que tenga un orden de integración mayor, y trabajar con las otras en niveles.

Solamente si las series están cointegradas estaría justificado realizar la regresión en niveles de las dos series no estacionarias, dado que al estar cointegradas las series están en equilibrio. La importancia estadística del concepto de cointegración es que pueden realizarse estimaciones que contengan buenas propiedades (residuos estacionarios, estimadores consistentes) entre variables que a pesar de no ser estacionarias, si se encuentren cointegradas. Con este análisis de cointegración pueden obtenerse estimaciones de los parámetros que definen las relaciones a corto y largo plazo entre variables, libres de resultados espurios.

⁴ Según Engle, R. y Granger, C.W.J. (1987) las variables que componen un vector x_t son cointegradas de orden d, b :

$$x_t \sim CI(d, b)$$

si todas ellas son integradas de orden d , $I(d)$, y existe un vector de parámetros α distinto de cero tal que la combinación lineal:

$$z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b) \quad , b > 0$$

es decir, z_t es integrada de orden d menos b , siendo b mayor que cero. El vector α que origina una combinación lineal de variables $I(d)$ con un orden de integrabilidad menor que d se denomina *vector de cointegración*. El producto z_t se puede interpretar como la distancia que separa al sistema del equilibrio a largo plazo.

El análisis de cointegración está vinculado con los modelos de de corrección de error (MCE), a través del denominado *teorema de representación de Granger* (Granger, 1983)⁵, que establece una correspondencia entre relaciones cointegradas y modelos MCE. De esta forma, la existencia de cointegración entre variables puede representarse mediante un MCE. Estos modelos son una opción muy interesante para la estimación de modelos dinámicos.

Supongamos que entre las variables y_t y x_t existe la siguiente especificación de una estructura dinámica (que representa un modelo de retardos distribuidos autorregresivos (ADL(1,1)):

$$y_t = c + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Para calcular la respuesta a largo plazo de la variable dependiente a un cambio permanente de la variable explicativa, conocido como efecto ganancia de la función de transferencia⁶:

$$y_t - \alpha_1 y_{t-1} = c + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(1 - \alpha_1 L)y_t = c + (\beta_0 + \beta_1 L)x_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = \frac{c}{(1 - \alpha_1 L)} + \frac{(\beta_0 + \beta_1 L)}{(1 - \alpha_1 L)} x_t + \frac{\varepsilon_t}{(1 - \alpha_1 L)}$$

Que sería equivalente a la siguiente expresión de una función de transferencia:

⁵ Se considera que un vector de n series temporales, x_t , tiene una representación MCE si:

$$A(L)(I - L)x_t = -Fz_{t-1} + u_t$$

donde L es el operador de retardos; $A(L)$ es una matriz de polinomios en el operador de retardos; F es una matriz de parámetros no nula de orden $n \times r$; A es una matriz de parámetros de orden $n \times r$; $z_{t-1} = A'x_{t-1}$ es un vector $r \times 1$ de combinaciones lineales de los valores retardados de las variables; u_t es un vector, de orden $n \times 1$, de perturbaciones aleatorias estacionarias.

⁶ Una función de transferencia, $V(L)X_t$ representaría el efecto agregado lineal de la historia de x_t sobre una variable y_t , es decir mostraría un modelo de regresión dinámica que expresaría la dependencia de y_t sobre x_t en todo su pasado:

$$y_t = v_0 x_t + v_1 x_{t-1} + v_2 x_{t-2} + \dots + u_t$$

$$y_t = (v_0 + v_1 L + v_2 L^2 + \dots)x_t + u_t = v(L)x_t + u_t$$

$$y_t = \mu + v(L)x_t + u_t$$

Donde:

$$\mu = \frac{c}{(1 - \alpha_1)}, \text{ si } |\alpha_1| < 1$$

$$v(L) = \frac{(\beta_0 + \beta_1 L)}{(1 - \alpha_1 L)} = v_0 + v_1 L + v_2 L^2 + \dots$$

$$u_t = \alpha_1 u_{t-1} + \varepsilon_t$$

Por lo tanto, el efecto a largo plazo o ganancia de la función de transferencia sería:

$$g = v(1) = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1}$$

Que mostraría el valor límite de y cuando x sufre un incremento unitario sostenido (escalón unitario) en el tiempo. Esta ganancia sería igual a la suma de los coeficientes v_i de la función acumulada de respuesta al impulso.

La relación de equilibrio estático o a largo plazo entre ambas variables se obtendría reemplazando sus valores de y_t y x_t por sus estimaciones, y fijando las innovaciones en cero:

$$\bar{y} = c + \alpha_1 \bar{y}_{t-1} + \beta_0 \bar{x}_t + \beta_1 \bar{x}_{t-1}$$

$$\bar{y} = \frac{c}{1 - \alpha_1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \bar{x} = \mu + g \bar{x}$$

Siendo la ganancia (g) el valor del coeficiente en la relación a largo plazo entre y_t y x_t . Por tanto, para analizar la existencia de esta relación se contrastaría la hipótesis nula $H_0: g = 0$. Si no se rechaza H_0 es porque existe esa relación o combinación lineal entre las dos variables, es decir están cointegradas.

Si reparametrizamos el modelo:

$$y_t = \nabla y_t + y_{t-1} \quad x_t = \nabla x_t + x_{t-1}$$

Entonces:

$$\nabla y_t = c - (1 - \alpha_1)y_{t-1} + \beta_0 \nabla x_t + (\beta_0 + \beta_1)x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Y por tanto:

$$\nabla y_t = \beta_0 \nabla x_t - (1 - \alpha_1) \left[y_{t-1} - \frac{c}{(1 - \alpha_1)} - \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{(1 - \alpha_1)} x_{t-1} \right] + \varepsilon_t$$

$$\nabla y_t = \beta_0 \nabla x_t - (1 - \alpha_1) [y_{t-1} - \mu - g x_{t-1}] + \varepsilon_t$$

Que sería un ejemplo de *modelo de corrección de error* (Engle & Granger, 1987). El modelo muestra que el cambio en la variable y_t se descompone en la suma de dos componentes: el primero que es proporcional a la variación en la variable x_t , y el segundo que es una corrección parcial de la desviación de y_{t-1} respecto al valor de equilibrio correspondiente a x_{t-1} (error de equilibrio). Es decir, el cambio que puede sufrir la variable y_t , ∇y_t , se debe a la variación contemporánea de otra variable x_t , ∇x_t , junto al efecto a largo plazo que proviene del desajuste en el periodo anterior con respecto al equilibrio a largo plazo, $y_{t-1} - a x_{t-1}$.

El modelo de corrección de error se puede formular cuando las series están cointegradas, y podría extenderse a cualquier modelo dinámico ADL (p, q_1, q_2, \dots, q_k):

$$y_t = \frac{\beta_1 L}{\alpha L} x_{1t} + \frac{\beta_2 L}{\alpha L} x_{2t} + \dots + \frac{\beta_k L}{\alpha L} x_{kt} + \frac{\varepsilon_t}{\alpha L}$$

$$y_t = v_1 L x_{1t} + v_2 L x_{2t} + \dots + v_k L x_{kt} + u_t \quad \alpha L u_t = \varepsilon_t$$

Realizando las transformaciones previas, se podrían calcular las ganancias de cada una de las k funciones de transferencia y la relación de equilibrio estático.

De esta manera, el modelo de corrección de error permite modelizar tanto la relación a corto plazo como la dinámica a largo plazo entre variables. En el modelo las desviaciones de la relación a largo plazo entre los niveles de las variables actúan como un mecanismo que impulsa a las variaciones de las variables a acercarse a su nivel de equilibrio, corrigiendo gradualmente los errores de desequilibrio de periodos previos. Por tanto, los movimientos en el corto plazo dentro del MCE (dinámica de corto plazo), estarán dirigidos hacia el equilibrio de largo plazo.

Engle y Granger, propusieron estimar el modelo MCE en dos etapas, calculando primero el vector de cointegración a partir de una regresión entre los valores contemporáneos de las variables para obtener la perturbación retardada estimada, y en segundo lugar incorporándola al modelo MCE para estimar los parámetros del mismo. Posteriormente, Engle & Yoo (1989) plantearon añadir una tercera etapa en la estimación para solventar problemas de convergencia de los estimadores.

Los contrastes de cointegración tradicionales han sido básicamente equivalentes a un contraste de raíz unitaria en los residuos de la ecuación de cointegración. Engle & Granger (1987) propusieron dos tipos de contrastes.

En el primero se emplea un test DF o DFA sobre la regresión de cointegración, estimando por mínimos cuadrados ordinarios una regresión de los residuos con un número de retardos lo suficientemente amplio para que sea ruido blanco (no se deben incluir ni término constante ni tendencia). Se emplean unos valores críticos, calculados por MacKinnon (1991), para comparar el estadístico t del coeficiente de la regresión diferentes a los de referencia de Dickey–Fuller, para evitar rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad con demasiada frecuencia.

En el segundo se utiliza el estadístico DW de la ecuación de cointegración (CIDW). Si el estadístico DW⁷ es significativamente mayor que cero se rechazaría la hipótesis nula de no cointegración, es decir la existencia de raíz unitaria en los residuos. La ventaja de este contraste reside en que la inclusión de constantes y tendencias en el modelo no afectan a la varianza del mismo. En cambio, los problemas de este contraste residen en que los valores críticos que se toman en el mismo van a depender de cómo se haya especificado el modelo

⁷ El contraste se basa en que el estadístico $DW = 2(1 - \rho)$, sobre los valores críticos para un tamaño muestral $t = 100$.

El modelo MCE permite obtener estimaciones interesantes sobre la relación causal a largo plazo y las desviaciones a corto plazo. No obstante, el principal problema del método de dos pasos propuesto por Engle y Granger es que es bastante restrictivo ya que plantea la existencia de una sola relación de cointegración. En cambio, el contraste que propone Johansen (1988, 1991), presenta un procedimiento más general al evaluar todas las relaciones de cointegración posibles entre variables. Estima mediante máxima verosimilitud todos los vectores de cointegración, proporcionando contrastes con estadísticos con distribuciones bien definidas del número de vectores de cointegración. Además, permite obtener contrastes de restricciones lineales sobre los parámetros que forman estos vectores.

El contraste de cointegración de Johansen considera que si existen n variables endógenas, cada una de las cuales es integrada de primer orden, entonces pueden existir hasta $n-1$ vectores autorregresivos (VAR) cointegrados lineales independientemente. Cuando existe una relación (ecuación) de cointegración, es necesario añadir un término de corrección de error en el VAR. Cada ecuación adicional de cointegración implicaría la inclusión de otro nuevo término de corrección de error en el VAR.

El modelo vendría representado por un VAR de orden p , de la siguiente manera:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t$$

Donde, y_t es un vector de variables endógenas no estacionarias I(1), x_t , es un vector de variables exógenas, A_1, \dots, A_p y B son las matrices de coeficientes a estimar, y ε_t es el vector de innovaciones. Reescribiendo el modelo en primeras diferencias, tendríamos:

$$\nabla y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \nabla y_{t-i} + B x_t + \varepsilon_t$$

Donde:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$$

Siendo, Π una matriz que aporta información sobre la relación a largo plazo entre las variables endógenas, y Γ el número de combinaciones lineales independientes (rango de cointegración). De esta forma, el test permite determinar el número de ecuaciones de cointegración existentes r (rango de cointegración).

Para estimar correctamente el test de Johansen, es necesario identificar el número óptimo de retardos del modelo VAR empleando criterios de determinación de retardos (criterio de información de Akaike (AIC); criterio de información de Hannan-Quinn (HQIC), criterio de información bayesiano de Schwarz (SIB)). Para determinar el número de ecuaciones de cointegración, se emplea un test en el que la hipótesis nula es que no existen más de r relaciones de cointegración, frente a la hipótesis alternativa de que el número de ecuaciones de cointegración es mayor que el rango r de cointegración asumido bajo la hipótesis nula.

De esta manera, una vez que se ha detectado y contrastado la existencia de cointegración entre las series, puede emplearse un vector autorregresivo de corrección de error (VCE) para estimar la ecuación de cointegración. Este VCE es un VAR restringido que se emplea cuando las series están cointegradas. La especificación del VCE restringe el comportamiento a largo plazo de las variables endógenas, modelizando las desviaciones del equilibrio (Banerjee, Dolado, Galbraith & Hendry, 1993).

En resumen, para analizar correctamente la relación dinámica entre variables económicas puede emplearse un proceso en el que se seleccionen variables que estén cointegradas, para de esta manera especificar la relación a largo plazo entre estas variables. Esta regresión de cointegración puede estimarse, así como su modelo de corrección de error. La ventaja que supone esta estrategia, sobre la que tendría la especificación de un modelo dinámico general en que se vayan imponiendo restricciones para llegar a un modelo dinámico sencillo, radica en que en este caso podrían estarse incluyendo variables de distintos ordenes de de integración, lo que, como ya se ha comentado previamente, puede provocar problemas para estimar correctamente el efecto a largo plazo de las variables explicativas sobre la variable dependiente.

3. Evidencia empírica

Para poder analizar el comportamiento y la relación entre el gasto del turismo y de sus principales componentes en el caso español con respecto al crecimiento económico nacional en su conjunto, se han utilizado contrastes de raíces unitarias con el test Dickey-Fuller ampliado (DFA), comprobando para el periodo considerado el grado de integración de las series del PIB español (PIBESP), del gasto turístico interior (de los no residentes y residentes) en España (GTINTERIO), del gasto turístico receptor (de los no residentes) en España (GTRECEPT) y del gasto turístico interno (de los residentes) en España (GTINTERNO).

Table 1. Resultados del Test DFA para el PIB español y el Gasto turístico en España (receptor e interno)

Series en niveles	LPIBESP		LGTINTERIO		LGTRECEPT		LGTINTERNO	
	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor
Tendencia y constante	-1,778	0,702	-1,902	0,640	-1,788	0,696	-0,657	0,971
Constante	-2,297	0,177	-0,872	0,790	-0,298	0,918	-1,746	0,403
Sin Tendencia y constante	0,943	0,906	2,039	0,989	2,097	0,991	0,921	0,903

Series en primeras diferencias	DLPIBESP		DLGTINTERIO		DLGTRECEPT		DLGTINTERNO	
	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor
Tendencia y constante	-2,357	0,397	-56,163 *	0,000	-4,053 *	0,012	-43,556 *	0,000
Constante	-1,954	0,306	-5,260 *	0,000	-4,040 *	0,003	-42,426 *	0,000
Sin Tendencia y constante	-1,707 *	0,083	-2,957 *	0,004	-3,347 *	0,001	-42,455 *	0,000

Series en segundas diferencias	D ² LPIBESP		D ² LGTINTERIO		D ² LGTRECEPT		D ² LGTINTERNO	
	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor
Tendencia y constante	-3,982 *	0,015	-7,254 *	0,000	-4,313 *	0,006	-11,900 *	0,000
Constante	-3,983 *	0,003	-7,312 *	0,000	-4,376 *	0,001	-12,011 *	0,000
Sin Tendencia y constante	-4,038 *	0,000	-7,384 *	0,000	-4,423 *	0,000	-12,125 *	0,000

Nota: * Rechazo de la hipótesis nula al 5%

La Tabla 1 muestra los resultados del Test DFA de raíces unitarias para el logaritmo (L) de las variables en niveles y en primera (D) y segunda (D²) diferencias. Para todas las variables se han contrastado las tres opciones que permite incluir el test, dando la posibilidad de añadir a la estructura del contraste, una constante o una tendencia. El test confirma que ninguna de las variables es estacionaria en niveles, transformándose en estacionarias cuando se toman primeras diferencias (integradas de orden I(1)), con la excepción de la serie del PIB español que parece ser integrada de orden I(2) al seguir rechazándose la hipótesis nula de no estacionariedad a un valor crítico inferior al 5 por ciento al estimarse la variable en niveles y en primeras diferencias.

Como se comentó previamente, aunque tengamos series con diferente grado de integración podría construirse un modelo de cointegración entre las variables, diferenciando la serie que tiene un orden de integración mayor (en este caso el PIB español) y manteniendo el resto en niveles.

Para comprobar el impacto que tiene la evolución de las principales economías emisoras de turistas hacia España sobre el gasto del turismo en este país, de nuevo se han empleado contrastes de raíces unitarias con el test Dickey-Fuller ampliado (DFA), aplicados al grado de integración de las series del PIB en los tres países con mayor flujos de turistas hacia España: Reino Unido, Alemania y Francia.

Table 2. Resultados del Test DFA para el Gasto turístico en España y el PIB de Alemania, Francia y Reino Unido

Series en niveles	LGTINTERIO		LPIBALE		LPIBFRA		LPIBRU	
	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor
Tendencia y constante	-1,902	0,640	-4,752 *	0,002	-1,755	0,712	-2,606	0,280
Constante	-0,872	0,790	-0,778	0,817	-1,556	0,498	-1,831	0,362
Sin Tendencia y constante	2,039	0,989	1,271	0,947	1,861	0,984	1,232	0,9424

Series en primeras diferencias	DLGTINTERIO		DLPIBALE		DLPIBFRA		DLPIBRU	
	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor
Tendencia y constante	-56,163 *	0,000	-3,299	0,077	-3,536 *	0,046	-1,806	0,687
Constante	-5,260 *	0,000	-3,324 *	0,019	-3,378 *	0,016	-1,722	0,414
Sin Tendencia y constante	-2,957 *	0,004	-3,051 *	0,003	-2,749 *	0,007	-1,188	0,212

Series en segundas diferencias	D ² LGTINTERIO		D ² LPIBALE		D ² LPIBFRA		D ² LPIBRU	
	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor	t-stat	P-Valor
Tendencia y constante	-7,254 *	0,000	-17,038 *	0,000	-4,436 *	0,004	-5,298 *	0,000
Constante	-7,312 *	0,000	-17,218 *	0,000	-4,482 *	0,001	-5,360 *	0,000
Sin Tendencia y constante	-7,384 *	0,000	-17,385 *	0,000	-4,527 *	0,000	-5,422 *	0,000

Nota: * Rechazo de la hipótesis nula al 5%

La Tabla 2 recoge los resultados del Test DFA de raíces unitarias de estas variables, junto a lo ya estimados previamente sobre el gasto turístico interno en España. De nuevo el test se aplica sobre las tres alternativas de modelización de su estructura para el logaritmo de las variables en niveles y en primera y segunda diferencias. En este caso, los resultados son dispares entre las variables que explican el crecimiento económico de los tres países. Por un lado, el test confirma que el PIB de Francia ha seguido un proceso estacionario en primeras diferencias (integrado de orden I(1)). Por otro, el PIB alemán podría ser considerado un proceso estacionario en niveles cuando se introduce en el modelo una constante y tendencia determinística, aunque para el resto de parametrizaciones parece seguir un proceso integrado de orden I(1). Finalmente, el PIB del Reino Unido se caracteriza por seguir un proceso integrado de orden I(2), como vimos que ocurría con el caso del PIB español.

Por tanto, para poder elaborar un modelo de cointegración que mida la relación a largo plazo entre el gasto turístico en España y el crecimiento de los tres principales países emisores de turistas hacia España, deberíamos trabajar con todas las series en niveles, excepto la del PIB británico que debería expresarse en primeras diferencias.

La elaboración de un modelo de cointegración es un objetivo que va inicialmente más allá de lo que se plantea en este trabajo, especialmente porque es necesario adecuar correctamente la estructura que se va a emplear. No obstante, la principal idea sería intentar modelizar la demanda del gasto turístico en España, respecto al crecimiento económico en el total de la economía española y de otros países (medido a través del PIB), para ver si existe una relación de equilibrio a largo plazo (cointegración). Esta misma relación podría también verificarse, pero descomponiendo la demanda del gasto turístico interior en sus dos componentes: receptor e interno con relación al PIB español (considerando en todos los casos el mayor orden de integración de esta última variable).

Sobre la serie de residuos de cada una de estas estimaciones se podría analizar la estacionariedad de los residuos, a través del DFA. Dado que estos residuos no pueden presentar tendencia determinística, en el contraste de DFA se puede optar por introducir o no término constante o tendencia. Se debería comprobar la existencia de autocorrelación con el estadístico DW, así como la significatividad de los retardos. A continuación, se comprobaría el valor del estadístico t respecto a los valores críticos. Si los residuos no son estacionarios, no existiría cointegración entre las series de la ecuación, la relación a largo plazo no se podrá estimar (existiría una regresión espúrea).

Si las dos series fueran cointegradas (por tanto, presentarían un equilibrio a largo plazo), habría que introducir en el modelo estimado la parte del desequilibrio que puede existir a corto plazo entre ellas, es decir el componente que mide el término de error de equilibrio). Para ello se podría realizar una regresión para cada variable estacionaria (y e x) diferenciada respecto a un retardo de los residuos de la estimación previa: $\nabla y_t = a + u_{t-1}$; $\nabla x_t = a + u_{t-1}$. Entonces, se podría comprobar la significatividad del primer coeficiente de los residuos en estas dos estimaciones y, si por ejemplo, este parámetro es significativo en la primera ecuación implicaría que la evolución de la variable y depende o está influenciada (explicada) por el comportamiento de la variable x .

Esta estrategia sería básicamente la estimación del modelo de cointegración en dos etapas que plantean Engle y Granger, y que sería la más simple para captar las relaciones de cointegración entre variables. Podría complementarse este proceso, como se comentó previamente, utilizando también un contraste de cointegración de Johansen, para poder construir un vector autorregresivo de corrección de error (VCE) que capturara la relación a largo y corto plazo de las variables relacionadas con el gasto turístico en España.

4. Conclusiones

Las técnicas de cointegración suponen una metodología muy interesante para solucionar problemas de estimación en modelos de series económicas que presentan una estructura no estacionaria. Los trabajos que explotan esta metodología utilizan un procedimiento de trabajo muy sencillo. En primer lugar, se caracteriza el comportamiento individual de las series, para identificar las pautas de existencia de estacionariedad en las mismas (estudios del orden de integración de las series). A continuación, se modeliza la posibilidad de la existencia de combinaciones lineales entre las variables (relaciones de cointegración). Finalmente, se estima el proceso dinámico de ajuste a esa relación de equilibrio a largo plazo a través de un modelo de mecanismo de corrección de error⁸.

Estos análisis de cointegración han venido empleándose ampliamente desde la década de los noventa. No obstante, hay que destacar también que existen algunas críticas sobre su aplicación (Guisan, 2003), que inciden en las limitaciones que pueden tener a la hora de identificar el carácter causal o espurio en las relaciones entre variables. Estas restricciones descansan en que la ausencia de estacionariedad en los residuos de modelos de series temporales no siempre se debe a la inexistencia de una relación causal entre variables, sino que puede estar relacionada con problemas de especificación que pueden solventarse sin necesidad de introducir las técnicas de cointegración. Incluso, se indica que la no superación de los contrastes de cointegración en ocasiones se produce en regresiones que son causales, y por lo tanto no espurias, dada la existencia de intervalos de confianza muy amplios para el parámetro que se contrasta.

Los resultados de este trabajo se han centrado en evaluar el comportamiento de las series de gasto turístico en España (tanto en su componente de gasto receptor, como interno) y de otras variables que pueden afectar a la evolución del sector turístico en España, como son el PIB del conjunto de la economía española y de los principales países emisores de turistas en España: Reino Unido, Alemania y Francia. El análisis de cómo se comportan todas estas variables se ha realizado empleando test de raíces unitarias (contraste de DFA) que permiten determinar si las series presentan una estructura estacionaria, para poder modelizar posteriormente la relación a largo plazo (relación de cointegración) que pueda existir entre las variables.

⁸ Sobre el cual se realizan una serie de contraste de hipótesis sobre los parámetros del mismo, se analizan las propiedades de los residuos del modelo, y se estudia la estabilidad de la especificación dinámica calculada.

Los resultados de estos test permiten comprobar la existencia de procesos no estacionarios en las series del gasto turístico en España (tanto en el de los residentes como en el de los no residentes), que harían necesario la aplicación de técnicas de cointegración si queremos valorar la evolución y dependencia que estas variables tienen sobre otras series que puedan afectar a la demanda turística. En concreto en el trabajo se comprueba que en caso de la evolución de las series del PIB en España y en los otros principales países emisores de turistas, existen también estructuras no estacionarias, aunque en algunos casos con un orden de integración diferente a las de las series de gasto turístico interior.

Evidentemente, la principal extensión a este trabajo radicará en modelizar las relaciones que estas variables pueden presentar empleando la batería de técnicas de cointegración que se han explicado en este estudio. Asimismo, una futura aplicación de este trabajo podría consistir en la ampliación de esta modelización a otras variables que configuran la demanda turística siguiendo la línea de otros trabajos (Brida, Carrera & Risso, 2008; Brida, Lanzilotta & Risso, 2008; Brida, Pereyra, Such Devesa, & Zapata Aguirre, 2008; Grande Torraleja, Hernández Ortiz & Muñoz Vázquez, 2001). La inclusión de nuevas variables permitiría captar mejor la influencia que éstas poseen sobre el gasto turístico. Por ejemplo, incluyendo series tales como: tipos de cambio (bilaterales o efectivos), PIB y PIB per cápita de otros países emisores de turistas, índices de precios relativos, gasto turistas por países. De esta manera, podrían establecerse pautas en las políticas turísticas para enfatizar el papel de mecanismos que incentiven a las variables que en estos modelos presentan una mayor repercusión sobre el crecimiento de la actividad turística.

Finalmente, es importante también considerar la posibilidad de trabajar con datos con un nivel de desagregación mayor en cuanto a origen de los turistas, regiones de recepción de turistas, etc. En el caso por ejemplo del primer factor, en varios trabajos se ha comprobado que los determinantes de la demanda del turismo, muestran un comportamiento heterogéneo en cuanto a la nacionalidad de los turistas, y que la desagregación por países de origen de los turistas permite obtener mejores estimaciones estadísticas. No hay que olvidar que una correcta estrategia en cuanto a la potenciación de la diversificación de los ingresos del turismo, tanto en cuanto a la nacionalidad de los turistas en el país, como a las regiones o zonas dentro del país en las que se realizan estas actividades, es un factor clave en el correcto funcionamiento de las políticas turísticas.

5. Referencias

- Anchuelo Crego, Á. (1993): “Series integradas y cointegradas: una introducción”, *Revista de Economía Aplicada*, 1 (1): 151-164.
- Banerjee, A.; Dolado, J.; Galbraith, J.; Hendry, D. (1993): *Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of the Non-Stationary Data*, Oxford University Press.
- Brida, J.G., Carrera, E y Risso, W.A. (2008): “Tourism’s Impact on Long-Run Mexican Economic Growth”, *Economics Bulletin*, 3 (21): 1-8.
- Brida, J.G; Lanzilotta, B. y Risso, W.A. (2008): “Turismo y crecimiento económico: el caso de Uruguay”, *Pasos: Revista de turismo y patrimonio cultural*, 6 (3), 481-492.
- Brida, J.G.; Pereyra, J.S.; Such Devesa, M.J. y Zapata Aguirre, S. (2008): “La contribución del turismo al crecimiento económico”, *Cuadernos de turismo*, n°. 22: 35-46.
- Brida, J.G.; Pereyra, J.S; Pulina, M.; Such Devesa, M.J. (2013): “Causalidad entre turismo y crecimiento económico de largo plazo: una revisión crítica de la literatura econométrica”, *Innovar*, 23 (47): 53-64.
- Campbell, John Y. y Perron, P. (1991): “Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots”, *Technical Working Paper, 100, NBER Working Paper Series*.
- Cuadrado Roura, J.R. y López Morales, J.M. (2011): “El turismo: un sector clave en la economía española”, *Papeles de Economía Española*, 128: 2-20.
- Dickey, D.A. y Fuller W. (1979): “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427–431.
- Dickey, D.A. y Fuller W. (1981): “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49 (4): 1057-1072.
- Dickey, D.A.; Hasza, D. y Fuller, W. (1984): “Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series”, *Journal of American Statistical Association*, 79: 355-367.
- Dickey, D.A y Pantula, S. (1987): “Determining the Order of Differencing in Autorregressive Processes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 15: 455-461.
- Elliott, G., Rothenberg, T. y Stock J. (1996): “Efficient tests for an autoregressive unit root”, *Econometrica*, 64: 813–836.

- Engle, R. y Granger, C.W.J. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55 (2): 251-76
- Engle, R. y Yoo, S. (1989): *A Survey of Co-Integration*. UCLA, San Diego.
- Fuller, W. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, New York, John & Wiley Sons
- Grande Torraleja, F.A.; Hernández Ortiz, M.J. y Muñoz Vázquez, A. (2001): "Aplicación de la Teoría de la cointegración al análisis de la demanda turística", *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa*, 7 (3): 29-48.
- Granger, C.W.J. (1983): "Cointegrated Variables and Error Correction Models", *Discussion Paper 83-13a*, University of California, San Diego.
- Granger, C.W.J. y Newbold, P. (1974): "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- Guisan, M.C. (2003): "Causality Tests, Interdependence and Model Selection: A comparative analysis of OECD countries", *Working Paper Series Economic Development*, 63, Euro-American Association of Economic Development Studies.
- Hasza, D. y Fuller, W. (1982): "Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models", *Annals of Statistics*, 10: 1209-1216.
- Hodrick, R. J. y Prescott, E.C. (1997): "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29: 1-16.
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. y Yoo, B.S. (1990): "Seasonal Integration and Co-Integration", *Journal of Econometrics*, 44: 215-228.
- Hylleberg, S.; y Mizon. G. (1989): "A Note on the Distribution of the Least Squares Estimator of a Random Walk with Drift", *Economic Letters*, 29: 169-210.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autorregressive Models", *Econometrica*, 59: 1551-1580.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.; Schmidt, P. y Shin Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.

- López Morales, J.M. y Such Devesa, M.J. (2016): “Economic Cycle and External Dependence on Tourism: Evidence for Spain”, en *Tourism Economics* (pendiente de publicación)
- MacKinnon, J. G. (1991): “Critical Values for Cointegration Tests”, Engle, R. y Granger, C.W.J. (Eds), *Long-Run Equilibrium Relationships*, 266–276, Oxford University Press, Oxford.
- Molinas, C. (1986): “A note on Spurious Regression with Integrated Moving Average Errors”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (3): 279-282.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. y Smith. R.J. (2001): “Bounds testing approaches to the analysis of long run relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3): 289-326.
- Phillips, P. (1986): “Understanding Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 33: 311-340.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988): “Testing for a Unit Root in Time Series Regressions”, *Biometrika*, 75: 335-346.
- Said, S. y Dickey, D.A. (1984): "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71: 599–607.
- Sala Ríos, M.; Farré Perdiguer, M. y Torres Solé, T. (2014): “La demanda turística de la economía española: caracterización cíclica y sincronización”, *Cuadernos de turismo*, 33: 335-356.
- Schwert, G. (1987): "Effects of model specification on tests for unit roots in macroeconomic data", *Journal of Monetary Economics*, 20 (1): 73-103.
- Schwert, G. (1989): "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business and Economic Statistics*, 7 (2): 147-59.