

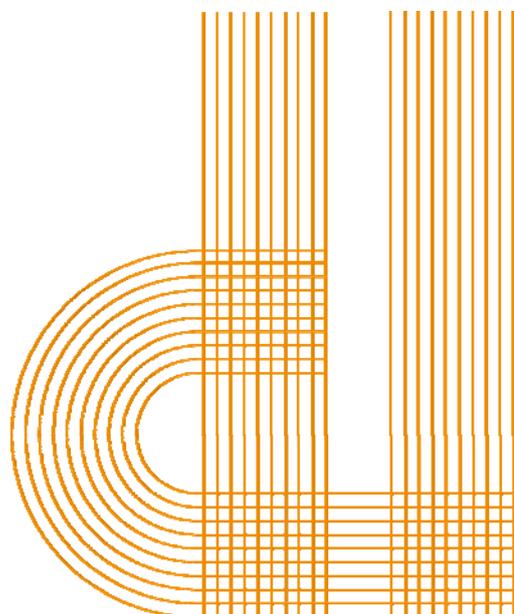
*Modelización econométrica de la demanda de
turistas británicos a España*

Marcos Álvarez-Díaz

Manuel González-Gómez

María Soledad Otero-Giráldez

Ana Belén Trigo Iglesias



Modelización Econométrica de la Demanda de Turistas Británicos a España

Marcos Álvarez-Díaz, Manuel González-Gómez, María Soledad Otero-Giráldez y Ana Belén Trigo Iglesias

Universidad de Vigo

RESUMEN

A pesar de la importancia del turismo internacional para la economía española, este sector ha sido muy poco estudiado. Es por esta razón que el principal objetivo de nuestro estudio es el de construir un modelo econométrico robusto que nos permita (i) conocer las variables más importantes que expliquen la demanda de turistas británicos a España, y (ii) cuantificar los impactos de estas variables sobre la demanda. Para este propósito seguimos un procedimiento de modelización econométrica basado en tres etapas. En la primera de ellas investigamos si existe una relación a largo plazo entre la demanda de turismo y un conjunto de variables explicativas económicas. En segundo lugar, modelizamos esta relación a largo plazo en donde también incluimos los efectos de algunos eventos especiales. Finalmente, ofrecemos una estimación puntual y por intervalo de los impactos de estos efectos sobre el turismo británico. La estimación por intervalo fue llevada a cabo utilizando un método eficiente denominado bootstrapping.

Palabras Clave: Modelización de la Demanda Turística, Modelo ARDL, Bootstrap

Código JEL: L83, C22, C51, C52

ABSTRACT

In spite of the importance of international tourism for the Spanish economy, this sector has been scarcely studied. It is for this reason that this study aims to construct a robust econometric model that allows us (i) to know the most important variables to explain the British demand for tourism to Spain, and (ii) to quantify the impacts of these variables on the demand. For this purpose, we follow a three-step modeling procedure. First, we find out if there is a long-run relationship between tourism demand and a set of economic explanatory variables. Second, we model such long-run relationship where we include the effect of some special events. Third, we not only study the effect of these variables, but also we offer a point and interval estimation of their effects. The interval estimation is done by using an efficient method called bootstrapping.

Key Words: Tourism Demand Modelling, ARDL Model, Bootstrap

JEL Code: L83, C22, C51, C52

1. Introducción

La actividad turística y, en concreto, el turismo internacional ha llegado a convertirse en uno de los principales motores de la economía mundial. Según estimaciones realizadas por la Organización Mundial del Turismo (OMT), el turismo internacional representa en torno al 5 por ciento del producto interior bruto (PIB) mundial. Las economías de muchos países muestran una elevada dependencia de este tipo de turismo ya que supone su principal fuente de ingresos y uno de los principales motores de crecimiento y desarrollo. Este es el caso del país objeto de nuestro estudio, España.

Nuestro país se encuentra hoy en día en el cuarto puesto a nivel mundial de llegada de turistas internacionales, sólo por detrás de Francia, EE.UU y China. En el año 2011 recibió un total de 57,7 millones de visitantes extranjeros, siendo a la vez el segundo país del mundo que más ingresos obtiene por visitante (Instituto de Estudios Turísticos (IET), 2013). Gracias a estas cifras, podemos afirmar que el turismo internacional que llega a España es junto con las exportaciones la actividad que más riqueza genera para la economía del país. En el 2011 la aportación de la actividad turística al PIB fue de un 10,8 por ciento, lo que implica, según la Cuenta Satélite del Turismo de España (CSTE), un aumento de 1,5 puntos porcentuales desde 2001. A pesar de esto, es necesario destacar que al igual que la economía en su totalidad, la actividad turística también ha sufrido las consecuencias de la terrible crisis económica en la que nos vemos envueltos, con períodos de subidas y bajadas en su actividad desde el año 2008.

Además, el turismo es considerado una fuente primordial para la generación de empleo neto en la economía. A este respecto, los trabajadores empleados en este sector

superaron los 2,2 millones en el año 2011, representando un 12,2 por ciento del total del empleo de la economía española. A diferencia de lo ocurre en otros sectores, la ocupación en la industria turística ha ido creciendo en los últimos años. La tasa de paro para el 2011 fue del 15 por ciento, la cual es muy inferior a la de otras actividades económicas como la construcción (24,2 por ciento) o la agricultura (23,5 por ciento). Además, un rasgo característico del empleo generado por este sector es que la mayor parte no requiere una elevada cualificación, y suelen llevarse a cabo contratos de carácter temporal. El turismo también es importante para España como fuente de ingresos y por la gran cantidad de divisas que recibe gracias al elevado número de visitantes extranjeros que viene a nuestro país cada año, sobre todo procedentes de Alemania y Reino Unido. Asimismo permite que el Estado obtenga una mayor recaudación a través del gravamen indirecto del consumo de los turistas extranjeros, así como la implantación de tasas por noche de hotel.

A diferencia con el sector primario y el secundario, la eficiencia y rentabilidad del sector turístico no está tan relacionada con un aumento de la productividad o del mejor uso de las tecnologías disponibles, sino la de lograr un ajuste preciso entre la demanda y la oferta. Es la elevada incertidumbre inherente a la actividad turística la que origina los frecuentes y costosos desequilibrios en los mercados relacionados con el sector turístico (Frechtling, 2001). En general, tanto los políticos como los empresarios requieren continuamente información sobre la demanda de turismo que les permita reducir esta incertidumbre ayudándolos a asignar de una forma eficiente los recursos disponibles. El mundo académico tiene la responsabilidad de satisfacer los requerimientos informacionales de los agentes económicos que operan en el mercado turístico. No obstante, a pesar de la importancia del turismo internacional para la economía española y el gran interés que muestran muchos agentes económicos, existe

una inexplicable escasez de estudios que hayan analizado los factores explicativos de la demanda de turistas internacionales a España y, asimismo, que hayan llevado a cabo una labor de predicción (Song y Li, 2008). En este sentido cabe destacar los trabajos de González y Moral (1995), García-Ferrer y Queralt (1997), Garín-Muñoz y Pérez-Amaral (2000), Gil-Alana *et al.* (2004), Roget y González (2006), Han *et al.* (2006), Garín-Muñoz (2007) y Garín-Muñoz (2011).

Dada la escasez de estudios recientes, el principal objetivo de nuestro trabajo es el de aportar información relevante a los decisores políticos y empresarios para que conozcan con más detalle las características de los visitantes extranjeros a España. Con todo ello se mejorarían tanto las políticas como las estrategias empresariales, lo que favorecería la generación de riqueza y un mayor nivel de bienestar de toda la población. En concreto, analizamos la demanda de turistas británicos a nuestro país. La justificación de habernos centrado en esta nacionalidad se debe a que representan un elevado porcentaje del turismo internacional a España (Garín-Muñoz, 2011). Además, es importante estudiar de forma separada la demanda de turismo en función de las distintas nacionalidades de los individuos que nos visitan. Como afirma Crouch (1995), existen diferencias significativas en el comportamiento de los visitantes extranjeros en función de su nacionalidad, y en particular de los visitantes británicos (de Mello *et al.*, 2002). Nuestro objetivo, por tanto, será el de modelizar la demanda de turismo de esta nacionalidad a España. Llevaremos a cabo en primer lugar una búsqueda de aquellos posibles factores más relevantes para explicar los motivos de la demanda de turismo británico a nuestro país. Una vez determinados los factores más influyentes, construiremos un modelo econométrico robusto que nos permita evaluar cualitativa y cuantitativamente el impacto de estos factores sobre la demanda de turismo británico. El procedimiento de modelación está basado en el modelo *Autoregressive Distributed Lag*

(ARDL) desarrollado por Pesaran y Pesaran (1997), en donde se llevará a cabo un análisis de cointegración para evitar el problema econométrico de regresiones espurias (Granger y Newbold, 1974). Una vez especificado el modelo econométrico, emplearemos los coeficientes estimados para calcular la elasticidad renta y precio, así como para valorar el impacto de otras variables socioeconómicas relevantes.

Este trabajo se estructurará de la siguiente manera. Después de esta introducción, en la Sección 2, empezaremos describiendo las variables empleadas en nuestro análisis. En particular, determinaremos qué se entiende por demanda internacional de turismo y qué variables son comúnmente empleadas para cuantificarla. A continuación se explicarán los pasos que seguimos en nuestro proceso de modelización. En la Sección 3 se presentarán y discutirán los resultados y, finalmente, en la Sección 4 se mostrarán las principales conclusiones e implicaciones para los agentes relacionados con el sector turístico en España.

2. El Proceso de Modelización

2.1 Modelo y Variables Empleadas

Nuestro estudio de modelización comienza asumiendo que la demanda de turistas británicos a España puede ser adecuadamente representada por la siguiente expresión matemática

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^K \beta_i \cdot X_{it} + \sum_{i=1}^I \mu_i \cdot E_{it} + \varepsilon_t \quad (1)$$

en donde Y_t es la demanda de turismo británico a España. En la literatura especializada no existe un consenso sobre qué variable es la mejor para aproximar la demanda de turismo. Desde un punto de vista económico, el volumen de gasto es, probablemente, la

aproximación más representativa de la demanda (Garín, 2007). Esto es debido a que esta medición recoge el impacto directo de los visitantes sobre la economía. No obstante, la falta de disponibilidad de información y los sesgos inherentes a las encuestas necesarias para la elaboración de esta variable hacen que en muchos casos sea imposible la construcción de una variable fiable que recoja el verdadero volumen del gasto de los turistas internacionales (Frechtling, 1987). Dado este problema, hay muchos autores que recomiendan el empleo de la variable pernoctas como la mejor proxy de la demanda de turismo internacional (Garín-Muñoz, 2009). Su justificación se fundamenta en dos puntos. Primero, existen datos fiables ya que esta variable suele construirse en base a los registros de los hoteles y, en segundo lugar, está muy relacionada con el gasto turístico. Por estas razones, en nuestro trabajo se ha empleado como aproximación de la demanda el número de pernoctas en hoteles ubicados en España por parte de ciudadanos británicos no residentes en nuestro país. Los datos fueron obtenidos de la Encuesta de Ocupación Hotelera realizada cada mes por el *Instituto Nacional de Estadística* (INE).

Por su parte, X es un vector que recoge el conjunto de variables potencialmente relevantes para explicar el comportamiento de la variable Y . La mayoría de los estudios empíricos destacan los aspectos socio-económicos como los factores más relevantes para explicar la demanda internacional de turismo (Song y Witt, 2000). En concreto, en nuestro análisis consideramos las principales variables económicas.

El *nivel de renta* en el país de origen es ampliamente asumido en la literatura especializada como uno de los factores fundamentales de la demanda de turismo. Como el turismo es considerado en terminología microeconómica como un bien normal, es esperable que un aumento en la renta de los visitantes internacionales conlleve a un incremento en la demanda de turismo. En nuestro modelo, la variable R representa el

efecto de la renta de los británicos. Existen diferentes proxies de la renta de un país, pero el más común es emplear algún indicador de la evolución del *PIB*. Sin embargo, en nuestro estudio, no disponemos de información del *PIB* a nivel mensual, la periodicidad considerada en nuestro estudio. Es por ello que se ha optado por emplear el *Índice de Servicios* elaborado por la Oficina Británica para las Estadísticas Nacionales (the *British Office for National Statistics*). Esta variable es considerada un buen indicador de la evolución del *PIB* británico y, en consecuencia, una buena aproximación mensual de la renta de los ciudadanos británicos¹.

Otro factor económico clave y comúnmente empleado como variable explicativa de la demanda de turismo a nivel internacional es el *coste real* de los bienes y servicios ofertados en el país receptor. De esta forma, cuanto mayor sea el crecimiento del nivel de precios en el país de destino, menor será su demanda. Hay que mencionar, no obstante, que en la elaboración de la variable precios relativos es también importante tener en cuenta el efecto del tipo de cambio si el país emisor y el receptor tienen monedas distintas, como es nuestro caso. Por este motivo construimos la variable

$$PE_t = \frac{IPCE_t}{TC_t}$$

como indicador de la evolución mensual del nivel del coste real en España, y en donde $IPCE_t$ es el Índice de Precios al Consumo (*IPC*) de España y TC_t es el tipo de cambio Euro/Libra. El uso del *IPC* ajustado por el tipo de cambio es considerado en la literatura especializada como una buena aproximación del coste de turismo en un destino (Song *et al.* 2009; Dwyer *et al.*, 2010). Los datos del *IPC* para España y del tipo de cambio

¹ Se estima que un 70 por ciento del *PIB* de Gran Bretaña es generado por el sector servicios. Esta es la principal razón del porqué el Índice de Servicios se considera una buena aproximación del nivel de renta británico.

fueron obtenidos de la base de datos de EUROSTAT y del *Pacific Exchange Rate Service* de la Universidad de British Columbia, respectivamente.

Existen, además, ciertos factores económicos explicativos de la demanda de turismo, pero mucho menos presentes en la literatura que los mencionados anteriormente, como puede ser la evolución del *coste real* de otros destinos a los que el visitante británico iría si no fuese a España. El efecto sobre la demanda del coste en los países sustitutivos se suele considerar positiva ya que si estos precios aumentan, aumentaría el turismo británico a nuestro país. En nuestro estudio analizamos el efecto de la evolución del coste de los precios reales en Portugal, **PP**. La justificación de haber escogido Portugal es que es el principal competidor turístico de España en el mercado británico ya que ambos países ofrecen un turismo basado en sol y playa, y están muy próximos geográficamente². Al igual que para el caso español, la variable **PP_t** se elabora dividiendo el IPC de Portugal entre el tipo de cambio Euro/Libra. Las fuentes de datos han sido, como en el caso anterior, EUROSTAT y el *Pacific Exchange Rate Service*.

Además de las variables explicativas recogidas en el vector X , en el modelo representado por la expresión (1) también se tienen en cuenta una serie de *Eventos Especiales* potencialmente relevantes para explicar la demanda de turismo de británicos a España. Los eventos especiales son aquellos acontecimientos puntuales que inciden de una forma significativa sobre la demanda de turismo, y suelen ser recogidos por medio de variables ficticias (Song y Witt, 2000). Los acontecimientos puntuales considerados

² También se creó una variable que aproximaba de forma agregada la evolución mensual de los principales destinos turísticos que compiten con el mercado español. En concreto, además de Portugal, se tuvo en cuenta los niveles de precios de otros países competidores como son Italia, Grecia, Chipre, Malta y Turquía. No obstante, el análisis econométrico mostró que esta variable no era relevante para el análisis.

en nuestro estudio están incluidos en un vector denominado *E*. Cada uno de los elementos de este vector está definido de la siguiente forma:

La variable **11M** intenta aproximar el efecto negativo que tuvo sobre el turismo el atentado yihadista del 11 de Marzo de 2004 en la estación de Atocha en Madrid. En este atentado fallecieron 191 personas y cerca de 2.000 resultaron heridas. Esta variable se ha construido considerando que adopta el valor uno desde Marzo de 2004 hasta Febrero de 2005.

Por su parte, la variable **ETA** es una variable ficticia que toma el valor uno en los meses en los que la banda terrorista ETA llevó a cabo una estrategia centrada en la colocación de artefactos explosivos en zonas de mucha afluencia turística con el claro objetivo de perjudicar los intereses del sector turístico en España. Esta estrategia, conocida como la “*campaña de verano de ETA*”, pudo haber generado una mayor percepción del riesgo a la hora de viajar a España. La información incluida en esta variable ficticia fue obtenida en base a una búsqueda en las hemerotecas virtuales de los principales medios de comunicación escritos.

Finalmente, la variable **RA** es otra variable ficticia con la que pretendemos captar el efecto positivo sobre el turismo internacional a España de las protestas que se están produciendo en diversos países árabes desde la revolución tunecina en Noviembre de 2010. Estas revueltas, conocidas en ámbitos periodísticos como la “*Primavera Árabe*” o la “*Revolución Democrática Árabe*”, han afectado a ciertos países árabes de la cuenca mediterránea con un gran potencial turístico como son Túnez o Egipto, claros competidores directos del mercado español. La inestabilidad política de estos países ha propiciado el trasvase de turistas durante los dos últimos años hacia un destino turístico más seguro como es el español.

Una vez definidas todas las variables socio-económicas y los eventos especiales empleados en nuestro estudio, debemos mencionar que la muestra considerada en nuestro estudio abarca el periodo que va desde Enero de 1999 hasta Diciembre de 2011³. En total se disponen de 156 observaciones para llevar a cabo el ejercicio econométrico de modelización de la demanda de turistas británicos a España. También es importante indicar que la variable Y así como las variables incluidas en el vector X fueron transformadas en logaritmos. Dos son básicamente las razones que nos llevaron a realizar esta transformación inocua. En primer lugar, la literatura econométrica especializada recomienda la transformación logarítmica para reducir la variabilidad de las variables. En segundo lugar, la transformación logarítmica permite interpretar alguno de los parámetros del modelo (1) como elasticidades (Song y Witt, 2000). Además de esta transformación logarítmica, las variables Y , R , PE y PP fueron desestacionalizadas.

2.2 La Búsqueda de una Relación a Largo Plazo: El *ARDL Bounds Testing Approach*

Desde comienzos de la década de los 60 y hasta la mitad de los 90, la mayoría de los modelos de demanda de turismo representados como en la ecuación (1) se solían estimar simplemente por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La robustez del proceso de estimación se fundamentaba en que (i) los errores del modelo estimado fuesen incorrelados y de varianza constante, (ii) que los parámetros fuesen estadísticamente significativos y (iii) que el coeficiente de determinación (R^2)

³ Además de los Eventos Especiales descritos, también se han tenido en cuenta otros como puede ser el efecto del atentado del 11-S en USA y la actual crisis económica. Estas variables ficticias no se han incorporado al modelo final ya que no presentaron una significatividad estadística relevante para explicar la demanda de turismo británico.

presentase un valor elevado. Si estos requerimientos se cumplieren, entonces se podría concluir que la estimación del modelo (1) era adecuada para representar la verdadera relación entre la variable explicada y las variables explicativas. Además, los coeficientes estimados podían ser utilizados para cuantificar el efecto de las variables explicativas sobre la explicada (Uysal y Roubi, 1999). Los posibles problemas de autocorrelación que podían afectar a la eficiencia de la estimación podían ser solucionados por medio del procedimiento iterativo de Cochrane-Orcutt (Witt y Martin, 1987). Si bien es cierto que todos estos requerimientos son necesarios para verificar la validez del proceso de estimación, todos ellos no son suficientes para garantizar la existencia de una verdadera relación entre las variables (Granger y Newbold, 1974). Es por esta razón que el primer paso que debemos seguir para desarrollar un ejercicio econométrico de modelización válido y robusto es el de comprobar si existe una verdadera relación de equilibrio a largo plazo entre la variable explicada y las variables explicativas. Dicho de otra forma, debemos garantizar que existe una relación causal y no casual entre la demanda de turistas británicos a España (Y) y el conjunto de posibles variables explicativas definidas en el apartado anterior ($X = (R, PE, PP)$).

La verificación de la existencia de relaciones a largo plazo entre variables no-estacionarias es conocida en Econometría como análisis de cointegración. Este proceso de búsqueda ha sido realizado en los últimos años por medio de una serie de procedimientos econométricos. Entre ellos podemos mencionar el método en dos etapas basado en los residuos estimados desarrollado por Engle y Granger (1987), y el método de regresión de rango reducido de Johansen y Juselius (1990). No obstante, existe una importante limitación técnica en la aplicación de estos métodos ya que requieren que las variables objeto de análisis cumplan ciertas características estadísticas. En concreto, para poder aplicar tanto el método de Engle y Granger como el de Johansen y Juselius

es necesario que todas las variables sean no-estacionarias y del mismo orden de integración. Este requerimiento supone una clara limitación en el uso de estos métodos. Es por ello que en nuestro estudio utilizamos un método más flexible de búsqueda de relaciones a largo plazo entre variables. Este método, desarrollado y perfeccionado a finales de los 90, es conocido como *autoregressive distributed lag (ARDL) bounds testing approach* (Pesaran y Pesaran, 1997; Pesaran *et al.* 2001). Su validez y eficacia ha sido ampliamente verificada en multitud de estudios econométricos aplicados a la economía del turismo (Lee, 2011; Otero *et al.*, 2012), así como a otros ámbitos de la Economía (Narayan, 2005).

Existen varias razones que justifican el uso generalizado del *ARDL bounds testing approach* en detrimento de las otras técnicas tradicionales. En primer lugar, esta aproximación puede ser utilizada independientemente de si las variables explicativas son $I(0)$, $I(1)$ o una combinación de ambas (De Vita y Abbott, 2002). Sin embargo, es necesario señalar que para el correcto uso de esta técnica es necesario que las variables no sean $I(d)$, con $d \geq 2$ (Oteng y Frimpong, 2006). La segunda razón es que el modelo ARDL, si está bien especificado, es capaz de aproximar adecuadamente la dinámica observada de la variable dependiente Y (Laurenceson y Chai, 2003). Además, como han evidenciado Pesaran y Shin (1999), el *ARDL bounds testing approach* es más eficiente que las otras técnicas cuando se trabaja con muestras pequeñas. Finalmente, a partir de una simple reparametrización es posible obtener el siguiente Modelo de Corrección de Error (MCE) (Banerjee *et al.*, 1993)

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \cdot \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=1}^K \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{ij} \cdot \Delta X_{i,t-j} + \delta \cdot T + \vartheta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \theta_i \cdot X_{i,t-1} + \sum_{i=1}^I \mu_i \cdot E_i + \varepsilon_t \quad (2)$$

en donde el símbolo Δ representa el operador de primeras diferencias, Y_t es la variable dependiente, X_t es el vector con las variables explicativas y E_i es el elemento i del

vector con los eventos especiales. Por su parte, T es la tendencia y δ es su parámetro asociado, α_0 es el parámetro intersección, ϑ y θ_i son los parámetros a largo plazo, α_j and β_{ij} son los parámetros a corto plazo, y μ_i son los parámetros que recogen los efectos de los eventos especiales. Finalmente, la perturbación ε_t se asume que es una variable independiente e idénticamente distribuida (*i.i.d*). El número óptimo de retardos (p) es generalmente determinado de acuerdo a un criterio de información determinado.

El *ARDL bounds testing approach* se basa en el MCE definido en la expresión (2), y en donde se definen cinco posibles escenarios dependiendo de cómo se construya el modelo (Pesaran *et al.*, 2001). La decisión de la existencia o no de una relación a largo plazo entre variables estará determinada por los resultados de dos test estadísticos. El primero de ellos es un F-test asociado a un contraste de hipótesis de la nulidad conjunta de un subconjunto de parámetros. El segundo estadístico es un t-estadístico que contrasta la nulidad del parámetro que acompaña a la variable dependiente retardada un periodo; es decir, $H_0 : \vartheta = 0$.

Un problema que surge al aplicar el *bounds testing approach* es que todos los F-estadísticos y los t-estadísticos correspondientes a los diferentes escenarios no siguen una distribución estándar bajo la aceptación de la hipótesis nula. Como afirma Narayan (2005), la distribución de los test depende (i) de si las variables consideradas en el modelo son I(0) o I(1), (ii) del número de variables y (iii) de si el modelo contiene una constante y/o una tendencia. El desconocimiento de la distribución estadística de estos test supone un claro inconveniente a la hora de especificar cuáles son las regiones de aceptación o rechazo de la hipótesis nula, para un determinado nivel de significatividad. Sin embargo, Pesaran *et al.* (2001) derivaron las distribuciones asintóticas de estos test bajo la hipótesis nula de no relación entre variables, y proporcionaron dos valores

críticos para cada escenario considerado. Estos valores críticos son empleados para aceptar o rechazar la existencia de una relación a largo plazo entre variables. De esta manera, si el F-estadístico o t-estadístico es mayor en valor absoluto que el valor crítico más elevado, entonces se rechaza la hipótesis nula y se podrá afirmar que existen evidencias estadísticas de una relación a largo plazo entre las variables. Si por el contrario, el estadístico muestra un valor por debajo del valor crítico más bajo, entonces se rechaza la existencia de una relación. Finalmente, el resultado del *bounds testing approach* no es concluyente si el valor del estadístico se encuentra entre los valores críticos.

2.3 El Modelo ARDL: Una Aproximación de lo General a lo Específico

Si se verificase la existencia de una relación a largo plazo entre la variable Y y el conjunto de variables explicativas utilizando el *bounds testing approach*, el siguiente paso consistiría en construir un modelo que recogiese adecuadamente esta relación. Para este propósito empleamos la estrategia de modelización econométrica conocida como de lo *general-a-lo-específico* (Hendry, 1993). La razón por la que hemos seguido esta estrategia ha sido, fundamentalmente, por su relativa sencillez y porque ha sido ampliamente utilizada en la modelización empírica de diversos fenómenos económicos, incluida la modelización de la demanda internacional de turismo (Song y Witt, 2003; Otero *et al.*, 2012). Este procedimiento de modelización empieza considerando el MCE representado por la expresión (2) con un número de retardos p suficientemente elevado⁴. A continuación, el modelo es estimado y la variable menos significativa (es decir, la que tenga un p-valor más elevado) es eliminada. Este procedimiento de estimación y eliminación de la variable menos significativa es repetido continuamente hasta que

⁴ El número óptimo de retardos suele ser aquel que minimice el criterio de Akaike o de Schwarz, por ejemplo.

todas las variables supervivientes sean estadísticamente significativas a un nivel de significación determinado (Song y Witt, 2000). Como se afirma en Otero *et al.* (2012), este procedimiento de modelización nos permite conocer ciertas características importantes de la demanda de turismo como, por ejemplo, qué variables son las más relevantes para explicar su evolución. Estas variables más influyentes serán las que sobrevivan al proceso de eliminación. Además, los coeficientes finalmente estimados nos ofrecen información sobre el signo del efecto de estas variables explicativas. Sin embargo, estos coeficientes no pueden ser empleados directamente para cuantificar su efecto sobre la demanda de turismo a largo plazo. Para la cuantificación de los efectos es necesaria una sencilla transformación que será explicada en el siguiente apartado.

2.4 Estimación de los Impactos y Construcción de Intervalos de Confianza por medio de la Técnica Bootstrap

El problema que debemos resolver en este apartado es el de cuantificar los impactos de las variables y eventos especiales considerados en nuestro estudio. Tal como está definido el *MCE* representado en la ecuación (2), los coeficientes estimados no miden los efectos de las variables explicativas sobre la demanda de turismo. No obstante y siguiendo a Bardsen (1989), es fácil calcular los efectos a largo plazo mediante la expresión

$$\hat{\gamma}_i = -\frac{\hat{\theta}_i}{\hat{\vartheta}} \quad \forall i = 1, \dots, K \quad (9)$$

en donde $\hat{\theta}_i$ es el coeficiente estimado que acompaña a la variable i , $\hat{\vartheta}$ es el coeficiente estimado de la variable dependiente retardada un periodo. Los coeficientes $\hat{\gamma}_i$ son una medida del impacto porcentual de la variable explicativa i sobre la variable explicada. Además, $\hat{\gamma}_R$, $\hat{\gamma}_P$ y $\hat{\gamma}_{PP}$ pueden interpretarse como la *elasticidad renta*, *elasticidad*

precio y elasticidad precio cruzada de la demanda, respectivamente. No obstante, nuestro análisis empírico no debe pararse en este punto en donde sólo se ofrece una mera estimación puntual de los impactos a largo plazo de los factores influyentes sobre la demanda de turismo. Como afirma Song *et al.* (2010), es necesario conocer el grado de la variabilidad de cada uno de los efectos estimados a largo plazo ($\hat{\gamma}_i$). Esto es un requisito necesario para poder valorar la significatividad estadística de cada uno de los $\hat{\gamma}_i$. Debemos, por tanto, contrastar si el verdadero valor del parámetro γ_i es estadísticamente distinto de cero. En términos estadísticos, se debe llevar a cabo el contraste $H_0: \gamma_i = 0$ frente la alternativa $H_1: \gamma_i \neq 0$. La aceptación de la hipótesis nula a un determinado nivel de significatividad implicaría que el impacto de la variable i sobre la variable a explicar sería nulo. En consecuencia, la variable i no sería un factor explicativo relevante. La regla de decisión del contraste de hipótesis propuesto puede definirse mediante la estimación de intervalos de confianza. De esta manera, si el valor cero se encuentra dentro del intervalo de confianza asociado al parámetro γ_i , se aceptaría la hipótesis nula. El problema que nos encontramos aquí es que la construcción de intervalos de confianza usando la inferencia estadística tradicional no es válida. La razón fundamental de esto se debe a que γ_i no sigue una distribución Normal ya que está construida como cociente de dos variables aleatorias que se distribuyen como una Normal. Este inconveniente explica el porqué la mayoría de los estudios de modelización de la demanda turística se han centrado en la estimación puntual de elasticidades obviando la importancia de la estimación por intervalos (Kim *et al.*, 2010). Para solucionar esta limitación, y siguiendo la recomendación de Song *et al.* (2010), se ha utilizado un método no-paramétrico que nos permite construir intervalos de confianza sin asumir una distribución específica del parámetro γ_i . Este método, ampliamente utilizado en múltiples disciplinas científicas así como en ingeniería, es

conocido como Bootstrap (Efron y Tibshirani, 1998). En particular, el bootstrap empleado en nuestro estudio fue programado en base a las indicaciones especificadas en Martínez y Martínez (2008).

3. Resultados

3.1 Test de Raíces Unitarias y el ARDL Bounds Testing Approach.

Como ha sido explicado en el apartado anterior, la utilización del método del *ARDL Bounds Testing Approach* es solo posible si las variables consideradas son $I(1)$ o $I(0)$. Es por este motivo por el que debemos estudiar, en primer lugar, cuál es el orden de integración de todas las variables empleadas en nuestro análisis. Debemos garantizar que la variable dependiente sea $I(1)$ y, por otro lado, que las variables explicativas sean $I(0)$ o $I(1)$. La Tabla 1 muestra los resultados obtenidos al aplicar los test más comunes para contrastar la hipótesis nula de raíz unitaria como son el test Dickey y Fuller Aumentado (ADF) y el test de Phillips y Perron (P-P). También se ha tenido en cuenta el test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) que contrasta la hipótesis nula de estacionariedad. Como se puede observar en la tabla, los resultados del ADF y P-P test nos llevan a aceptar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria para todas las variables. Todos estos resultados son corroborados por el KPSS test en el que se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad. Falta, no obstante, determinar cuál es el orden de integración de las variables Y , R , PE , y PP . Para ello debemos tomar primeras diferencias de estas series y comprobar de nuevo si presentan una raíz unitaria o no. Los resultados obtenidos aplicando los diferentes test considerados nos permiten afirmar que las primeras diferencias de las variables analizadas son estacionarias. Es

decir, todas las variables son integradas de orden uno ($I(1)$). Este resultado, por tanto, nos garantiza la posibilidad de poder aplicar el método del *Bounds Testing Approach*⁵.

Otro aspecto técnico y relevante para la aplicación del método propuesto es cómo se determina el número óptimo de retardos (p) en el MCE representado en la ecuación (2). Esta elección es importante ya que un número insuficiente de retardos puede originar problemas de autocorrelación pues el modelo no recogería adecuadamente la dinámica mostrada por la variable dependiente Y . Por otro lado, un número excesivamente elevado de retardos podría originar problemas de sobreparametrización y, en consecuencia, que nuestro modelo no estuviese correctamente especificado. En nuestro trabajo seguimos las recomendaciones de Pesaran y Pesaran (1997) y, dado que nuestra muestra tiene una periodicidad mensual, asumimos un valor máximo de retardos $p=13$. El número óptimo de retardos seleccionado en cada escenario fue $p=1$. Este valor minimizó el Criterio de Información de Akaike y, a su vez, también coincidió en todos los casos con el que minimizaba el Criterio de Información de Schwarz.

En la Tabla 2 se presentan los resultados del *Bounds Testing Approach* asumiendo todos los escenarios descritos en el trabajo de Pesaran *et al.* (2001). Como se puede apreciar, cuando se asume que el MCE no tiene ni tendencia ni constante (**Escenario I**), tanto el valor del F-estadístico ($F_1=0,89$) como el del t-estadístico ($t_1=-1,42$) se encuentran en valor absoluto por debajo del valor crítico que aparece en las tablas de Pesaran *et al.* (2001). Este resultado es indicativo de que no existe una relación a largo plazo entre la demanda de turismo británico a España y las variables explicativas **R**, **PE** y **PP**. Este resultado, no obstante, debe ser interpretado con cierta cautela ya que se está considerando el escenario más simple de todos los posibles. Cuando se enriquece el

⁵ Como la periodicidad de nuestros datos es mensual, también analizamos la posible existencia de raíces unitarias estacionales empleando el Test de HEGY. La aplicación de este test nos permitió evidenciar que no hay raíces unitarias ni a frecuencia bianual (t_2) ni anual (F_{23}). Los resultados del test no son mostrados por razones de brevedad.

modelo permitiendo la presencia del término intersección ($\alpha_0 \neq 0$), **Escenario II** y **Escenario III**, observamos que los F-estadísticos ($F_{II}=9,07$ y $F_{III}=11,31$) se encuentran muy por encima de sus valores críticos (4,66 y 5,61, respectivamente). Por su parte, el valor del t-estadístico asociado al **Escenario III** ($t_{III}=-6,58$) también es superior en valor absoluto a su correspondiente valor crítico (-4,37). Estos resultados nos permiten afirmar desde un punto de vista estadístico que existe una relación a largo plazo entre las variables. Este mismo resultado es corroborado estadísticamente cuando se asume un modelo con intersección y con tendencia ($\alpha_0 \neq 0$ y $\delta \neq 0$). Los valores de los F-estadísticos asociados a los **Escenarios IV** y **V** ($F_{IV}=9,47$ y $F_V=11,56$) son mayores que sus valores críticos asociados (5,23 y 6,36, respectivamente). La relación estadística a largo plazo también es confirmada por el t-estadístico $t_V=-6,73$, cuyo valor es superior en valor absoluto a su valor crítico (-4,73).

3.2 El Modelo ARDL: Una Aproximación de lo General a lo Específico

Una vez que ha sido comprobada la existencia de una relación a largo plazo entre la demanda de turismo y el conjunto de variables explicativas **R**, **PE** y **PP** mediante el *bounds testing approach*, el siguiente paso es el de construir un modelo que nos permita representar de una forma adecuada la dinámica mostrada por la demanda de turistas británicos a España. Nuestra estrategia de modelización está basada en la perspectiva conocida como de lo *general-a-lo-específico*. Es decir, partimos del modelo MCE representado por la ecuación (2) y lo estimamos por MCO⁶. Este modelo es simplificado eliminando aquella variable diferenciada o aquel evento especial menos

⁶ Consideramos el MCE con tendencia y con intersección. Es decir, asumimos los Escenarios IV y V planteados por Pesaran *et al.* (2001). La justificación de esta elección es que tanto el término intersección como la tendencia fueron estadísticamente significativas y, además, su inclusión permitían una leve mejora en la capacidad explicativa del modelo. No obstante, no se observan diferencias significativas cuando se asume un modelo con intersección y sin tendencia.

significativo desde un punto de vista estadístico, y el modelo es re-estimado de nuevo. Este procedimiento de eliminación de la variable menos significativa y re-estimación es repetido hasta que todas las variables supervivientes a este proceso sean estadísticamente significativas a un nivel determinado que, en nuestro caso, se ha especificado en un nivel de significatividad del 10 por ciento. La Tabla 3 nos muestra los coeficientes estimados del modelo finalmente obtenido empleando la estrategia de modelización planteada. El primer hecho a destacar es que los signos de los coeficientes estimados de las variables en niveles son los esperados a priori, y están de acuerdo con la Teoría Económica. De esta manera, nuestros resultados permiten ver cómo la renta de los británicos (**R**) y el coste real del turismo en Portugal (**PP**) tiene un impacto a largo plazo positivo y significativo sobre las pernoctas de británicos en hoteles españoles. El efecto positivo de la variable **PP** indica que para los británicos Portugal es un destino sustitutivo y no complementario al turismo ofrecido por España. Este resultado parece en cierta medida coherente ya que los dos países están ofreciendo el mismo servicio basado en un turismo barato y de sol y playa. A su vez, el coste real del turismo en España (**PE**) también tiene un impacto a largo plazo significativo pero, como era de esperar, de signo negativo. Nuestros resultados revelan que esta variable también tiene un efecto a corto plazo. Este efecto estadísticamente significativo está recogido por el coeficiente estimado de la variable en diferencias ΔPE_t . El signo negativo del coeficiente indica que un incremento en el coste real producirá una disminución de la demanda de turismo de forma contemporánea. En realidad, este resultado probablemente esté reflejando la sensibilidad del turista británico en el corto plazo no tanto a la evolución del IPC de España, sino probablemente a las variaciones en el tipo de cambio Libra/Euro. Esta afirmación está sustentada por la creencia de ciertos autores como Crouch (1994) que consideran que el turista internacional reacciona más a las

variaciones del tipo de cambio que a las mostradas por el nivel de precios del país de destino.

La Tabla 3 también nos muestra los coeficientes estimados asociados a aquellos eventos especiales que sobrevivieron al proceso de modelización: **11M**, **ETA** y **RA**. Los signos de estas variables coinciden con aquellos esperados a priori. Según nuestras estimaciones, el atentado que tuvo lugar el 11 de Marzo de 2004 en Madrid afectó de manera negativa a la demanda de turismo británico a España. También han tenido un efecto negativo los distintos atentados que la banda terrorista ETA perpetró en contra de las principales zonas turísticas de España. Por su parte, parece que la *Primavera Árabe* ha favorecido de una forma significativa al mercado turístico español.

En esta Tabla 3 también se presentan los valores de diferentes test de diagnóstico que nos permiten validar desde un punto de vista econométrico la consistencia y robustez de los resultados del proceso de estimación. El modelo estimado presenta un ajuste no excesivamente elevado (R^2 -Ajustado de 0.25); si bien es cierto que no se puede hacer una valoración de la bondad del ajuste ya que esta depende en gran medida de la complejidad del problema a tratar. Una diagnosis de los residuos del modelo estimado nos lleva a concluir que no hay problemas ni de autocorrelación ni de heterocedasticidad. Para detectar problemas de autocorrelación se ha considerado el test de Breuch y Godfrey para contrastar la hipótesis nula de no-correlación de los primeros p retardos que, en nuestro caso, se han especificado en 1 y 12 retardos. Los resultados del estadístico nos permiten aceptar la hipótesis nula y, en consecuencia, podemos argumentar desde un punto de vista estadístico que los residuos del modelo estimado no presentan problemas de autocorrelación. La ausencia de autocorrelación es confirmada también si analizamos el correlograma de los residuos. Respecto a la detección de problemas de heterocedasticidad, hemos considerado el Test de White y el Test de

Breuch-Pagan-Godfrey. Ambos estadísticos coinciden en aceptar la hipótesis de varianza constante de los residuos (homocedasticidad) para un nivel de significatividad del 10 por ciento. La correcta especificación del modelo es avalada por el Test RESET de Ramsey. Además, siguiendo las recomendaciones de Pesaran y Pesaran (1997), también hemos verificado la estabilidad de los coeficientes estimados empleando los test CUMSUM y CUMSUMQ⁷.

3.3 Estimación de los Impactos y de los Intervalos Bootstrap

El análisis realizado en el apartado anterior nos permite obtener una información muy relevante y muy útil tanto para los decisores políticos como para los empresarios relacionados con el sector turístico. En primer lugar, se ha investigado desde un punto de vista estadístico qué variables son las más relevantes para explicar la demanda de turismo británico a España. En segundo lugar, también se ha estudiado el signo del efecto de estas variables más relevantes. Sin embargo, el análisis no está del todo completo ya que todavía falta por satisfacer una necesidad informacional crucial para todos aquellos agentes económicos que intervienen de alguna manera en el mercado turístico: la cuantificación de los impactos.

La Tabla 4 presenta la estimación puntual de los impactos de las variables sobre la demanda de turismo británico a España, así como la estimación de los intervalos bootstrap a un nivel de significación del 90 por ciento. La estimación por intervalos es útil por dos motivos. El primero de ellos es que nos permite evaluar el grado de variabilidad de los impactos. El segundo constituye un aspecto clave ya que nos permite determinar si el impacto estimado es estadísticamente distinto de cero. Es decir, si el intervalo de confianza empleando la técnica bootstrap incluye el valor cero, entonces el

⁷ Se ha calculado el correlograma de los residuos estimados y su significatividad estadística fue contrastada mediante un experimento de Montecarlo. El correlograma y los estadígrafos del CUSUM y CUSUMQ no han sido incluidos en esta versión del trabajo por cuestiones de brevedad.

impacto estimado podría ser nulo y, en consecuencia, la variable no tendría un efecto significativo sobre la demanda.

A partir del análisis de los resultados mostrados en la Tabla 4 podemos destacar, en primer lugar, que la *elasticidad renta de la demanda de turismo británico* a España (γ_R) es aproximadamente unitaria. Es decir, un aumento de un 1 por ciento en la renta de los británicos originaría un incremento de un 1 por ciento en la pernoctas en hoteles españoles. El intervalo estimado fue de (0,28, 1,79), confirmando la significatividad estadística de la elasticidad renta a un nivel del 10 por ciento. En base a su experiencia, Crouch (1995) sugirió que, de forma general, la elasticidad renta debería estar en un rango comprendido entre 1 y 2. Para el caso concreto de la demanda de turismo de británicos a España, nuestra estimación puntual se aproxima a las obtenidas por Kulendran y Witt (2001), de Mello *et al.* (2002) y Garín-Muñoz (2011). Estos autores obtuvieron una estimación de la elasticidad renta igual a 0,92, 1,15 y 1,56, respectivamente. Se puede afirmar que estos valores son estadísticamente iguales a nuestra estimación ya que están incluidos en nuestro intervalo bootstrap. Sin embargo, otros autores como Song *et al.* (2000) y Li *et al.* (2006) obtuvieron unas elasticidades renta mucho más elevadas (en concreto 2,20 y 2,22, respectivamente). De todas formas, hay que ser muy cautos con las comparaciones ya que existen importantes diferencias entre nuestro estudio y el de los otros autores mencionados. Por una parte, la aproximación al concepto de demanda es diferente ya que en nuestro caso se han empleado las pernoctas mientras que en los otros estudios citados emplean las llegadas o el gasto de los turistas británicos. Además, las metodologías empleadas y los periodos temporales considerados también son diferentes.

En segundo lugar, el efecto del coste del turismo en España tiene un impacto negativo tanto a corto como a largo plazo para los turistas británicos. Por tanto, es

posible estimar la *elasticidad precio de la demanda* a corto y a largo plazo. Respecto a la elasticidad a corto plazo ($\gamma_{\Delta P}$) se ha obtenido un valor estimado de -0,84. Es decir, un aumento de un 1 por ciento en el nivel de precios reales originaría una disminución contemporánea del 0,84 por ciento de la demanda. El intervalo de confianza asociado confirma la significatividad estadística del impacto del precio real a corto plazo ((-1,69, -0,34)). Por su parte, la elasticidad a largo plazo (γ_P) nos indica que el turismo británico se reduciría un 1,60 por ciento si el precio real se incrementase en un 1 por ciento, con un intervalo bootstrap asociado de (-2,91; -0,02). Estos resultados corroboran a los obtenidos por Garín-Muñoz (2011) en el sentido de que los turistas británicos reaccionan mucho más a los cambios en los precios reales en el largo plazo que en el corto plazo.

En tercer lugar, el valor estimado de la *elasticidad precio cruzada de la demanda* nos indica que un aumento de un 1 por ciento en el nivel de los precios reales en Portugal conlleva a un incremento de un 1,79 por ciento en las pernoctas de los británicos en los hoteles de España, y el intervalo estimado fue de (0,26; 3,09). Este resultado muestra el alto grado de sustitución que tienen los destinos turísticos de Portugal y España para los británicos.

Respecto a los eventos especiales, el atentado del 11 de Marzo de 2004 así como aquellos perpetrados por la banda terrorista ETA han tenido un efecto muy negativo sobre las decisiones de los turistas británicos a visitar nuestro país. Nuestras estimaciones sugieren que la masacre del 11M redujo las pernoctas de británicos en un 4,12 por ciento, con un intervalo de confianza de (-7,12; -0,77). La “*Campaña terrorista de Verano*” de ETA produjo una reducción del 2,52 por ciento, con un intervalo estimado de (-5,44; -0,37). También, según se desprende de nuestros resultados, la inestabilidad política y social generada por la *Primavera Árabe* en países como Túnez y

Egipto ha favorecido de manera muy significativa el turismo británico a España. El impacto estimado de este efecto muestra que la demanda de turismo británico a España se ha incrementado en un 12,20, con un intervalo estimado de (6,24; 19,11).

4. Conclusiones e Implicaciones Económicas

Este trabajo tiene como objetivo principal la construcción de un modelo econométrico robusto que nos permita (i) conocer cuáles son los determinantes más importantes para explicar la demanda del turismo británico a España, y (ii) cuantificar la sensibilidad de la demanda ante cambios en estos determinantes. Se asumió como aproximación de la demanda de turismo el número de pernoctas de ciudadanos británicos en hoteles localizados en territorio español (Y). Como posibles determinantes económicos potencialmente explicativos de la demanda se consideraron la renta de los británicos (R), la evolución de los precios ajustados por el tipo de cambio en España (PE) y Portugal (PP). En el modelo también se tuvo en cuenta el efecto de una serie de eventos especiales como son el atentado del 11-M ($11M$), los atentados que cometió la banda terrorista ETA en verano (ETA) y las revueltas en ciertos países árabes (RA).

El proceso de modelización planteado se basó en un procedimiento en tres etapas. En la primera de ellas se empleó la técnica *bounds testing approach* para encontrar una relación causal a largo plazo entre la demanda y un conjunto de variables explicativas. El modelo considerando una constante y tendencia mostró el mejor ajuste y evidenció la existencia de una relación a largo plazo no espuria entre la demanda de turismo y las variables económicas R , PE y PP .

En la segunda etapa, una vez constatada la existencia de una relación a largo plazo entre las variables, se llevó a cabo un proceso de modelización basado en la perspectiva conocida como de “*lo-general-a-lo-específico*”. Según este procedimiento,

las variables en niveles **R**, **PE** y **PP**, la variable en diferencias ΔPE_t y los eventos especiales **ETA**, **11M** y **RA** son estadísticamente relevantes para explicar la demanda de turismo asumiendo un nivel de significatividad del 10 por ciento. Además, los signos de los coeficientes estimados que acompañan a estas variables son correctos según la Teoría Económica. De esta forma, la renta (**R**) presenta un efecto positivo evidenciando que el turismo es un bien normal. La evolución de los precios reales en España tanto a largo plazo (**PE**) como a corto plazo (ΔPE_t) tiene una incidencia negativa. Este resultado nos permite afirmar que el turismo verifica la relación inversa entre la demanda y el precio. Por su parte, la evolución de los precios reales en Portugal repercute de una forma positiva sobre la demanda de turismo británico a España, lo que nos permite afirmar que para los británicos Portugal es un destino turístico sustitutivo y no complementario de España. Además, los atentados terroristas en territorio español (**11M** y **ETA**) dañan de forma significativa la decisión de los británicos de pasar sus vacaciones en España. En cambio, las revueltas en ciertos países árabes y comúnmente conocidas como la “*Primavera Árabe*” han favorecido significativamente el turismo británico a España.

La tercera etapa es la más importante de nuestro estudio ya que en ella se estimaron cuantitativamente los impactos de las variables explicativas sobre la demanda de turismo británico. Los resultados obtenidos constituyen una información muy útil para los distintos agentes que intervienen en el sector turístico. Así, la cuantificación de estos impactos permite a los empresarios diseñar de una forma óptima sus estrategias de inversión y su política de fijación de precios. Esta información también le puede resultar muy beneficiosa a los decisores públicos ya que les ayuda a trazar líneas de actuación que permitan una mejora en la asignación de recursos y, en general, una mejora en la competitividad del sector. En concreto, según la estimación de la

elasticidad renta de la demanda podemos afirmar que un aumento de un 1 por ciento de la renta de los británicos incrementará aproximadamente un 1 por ciento su demanda de turismo a España. Este resultado es relevante para los decisores políticos ya que un análisis de la evolución de la renta de los británicos permite conocer la evolución futura de su demanda turística. También es importante destacar que, de forma general, en la literatura especializada se suele asumir que el turismo internacional se comporta como un bien de lujo con una elasticidad renta elevada. En cambio, el valor estimado en nuestro trabajo parece indicar que la popularización y el abaratamiento de los viajes han hecho que el turismo a España no pueda ser considerado como un bien de lujo para los británicos.

Respecto a la *elasticidad precio de la demanda*, nuestras estimaciones parecen revelar que los turistas británicos reaccionan más a cambios en los precios reales a largo plazo que en el corto plazo. De esta manera, un aumento en el nivel de precios de un 1 por ciento originaría una disminución del turismo británico de 1,60 por ciento en el largo plazo, mientras que en el corto plazo la reducción se limitaría a un 0,84 por ciento. Además, la estimación de la *elasticidad precio cruzada* de la demanda de turistas británicos a España respecto a la evolución de los precios reales en Portugal mostró que una disminución del 1 por ciento en los precios reales en Portugal origina un reducción del turismo británico a España del 1,79 por ciento. Esta estimación sugiere que para los británicos Portugal es un destino altamente sustitutivo del turismo ofertado en España. Es por ello que el sector turístico español debe implementar medidas que permitan una ganancia en la relación calidad/precio respecto al servicio turístico ofertado por Portugal.

En cuanto a los eventos especiales, nuestros resultados indican que los británicos son muy sensibles a la inestabilidad que pudiera originar un atentado terrorista en

territorio español. De esta forma, el impacto de un atentado de ETA en los meses de verano conlleva a una reducción de la demanda de británicos del 2,52 por ciento. Asimismo, el atentado del 11-M redujo la demanda en un 4,12 por ciento. Es por esta razón que la autoridad pública cuando destina recursos a la prevención del terrorismo debe tener en cuenta no sólo el drama humano y el coste directo de un atentado, sino también el grave daño que le supone a un sector tan importante para España como es el turismo. Finalmente, nuestras estimaciones reflejan que el estallido de las revueltas en países árabes como Túnez y Egipto ha incrementado la demanda de turismo británico a España en un 12,20 por ciento. A pesar de lo positivo para el sector turístico español, no se debe olvidar que es un factor coyuntural que desaparecerá cuando la situación en estos países se estabilice. Es un reto para el sector turístico español el lograr una fidelización de esta demanda de turistas británicos desviada por la Primavera Árabe.

Referencias

- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. & Hendry, D. (1993). Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data. Oxford: Oxford University Press.
- Bardsen, G. (1989). Estimation of long run coefficients in error correction models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51(3), 345-350.
- Crouch G. I. (1994). The Study of International Tourism Demand: A Review of Findings. *Journal of Travel Research*, 33, 12-23,
- Crouch, G. I. (1995). A meta-analysis of tourism demand. *Annals of Tourism Research*, 22, 103-118.
- de Mello, Maria, Alan Pack, & M. Thea Sinclair (2002). A system of equations model of UK tourism demand in neighbouring countries. *Applied Economics*, 34, 509-521.
- De Vita, G. & Abbott, A. (2002). Are saving and investment cointegrated? An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters*, 77, 293-9.
- Dwyer L., Forsyth P. & Dwyer W. (2010). *Tourism Economics and Policy*, Aspects of Tourism Texts, Channel Views Publications, Bristol, UK.
- Efron, B., & Tibshirani, R. (1998). *An introduction to the bootstrap*. Boca Raton, Fla: Chapman & Hall/CRC.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Frechtling, D. (1987). Assessing the impact of travel and tourism – measuring economic benefits. In Ritchie, J.B. and Goeldner, C.R. (Eds.), *Travel, Tourism and Hospitality Research Handbook*, 325-331. New York: John Wiley.

- Frechtling, D. (2001). *Forecasting Tourism Demand: Methods and Strategies*. Oxford: Elsevier.
- García-Ferrer A. & Queralt R. A. (1997). A note on forecasting international tourism demand in Spain, *International Journal of Forecasting*, 13, 539–549
- Garín-Muñoz, T. (2007). German demand for tourism in Spain, *Tourism Management*, 28, 12-22.
- Garín-Muñoz T. (2011). La demanda de turismo británico en España, *Boletín Económico del ICE*, 3010, 49-62.
- Garín-Muñoz T. & Perez-Amaral T. (2000). An econometric model for international tourism flows to Spain, *Applied Economics*, 7, 525-529.
- Garín-Muñoz, T. (2009). Tourism in Galicia: Foreign and domestic demand. *Tourism Economics*, 15, 753-769.
- Gil-Alana L. A., Pérez F. & Cuñado J. (2004). Seasonal Fractional Integration in the Spanish Tourism Quarterly Time Series, *Journal of Travel Research*, 42, 408-414.
- González, P. & Moral, P. (1995). An Analysis of the International Tourism Demand in Spain. *International Journal of Forecasting*, 11, 233-251.
- Granger C.W.J., & Newbold P. (1974). Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics* 2 (1974) 111-120
- Han, Z., Durbarry, R., & Sinclair, M. T. (2006). Modelling US tourism demand for European destinations, *Tourism Management*, 27, 1-10.
- Hendry, D. F. (1993). *Econometrics: Alchemy or science? Essays in Econometrics Methodology*, Blackwell Publishers, Oxford.

- IET (2013). *Balance del Turismo. Año 2012. Resultados de la Actividad Turística en España*. Instituto de Estudios Turísticos, Ministerio de Industria, Energía y Turismo, Gobierno de España. Abril de 2012.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kim, J. H., Song, H. & Wong, K. F. (2010). Bias-corrected bootstrap prediction intervals for autoregressive model: New alternatives with applications to tourism forecasting. *Journal of Forecasting*, 29(7), 655-672.
- Kulendran, N., & Witt, S.F. (2001). Cointegration versus least squares regression, *Annals of Tourism Research*, 28, 291–311.
- Laurenceson, J. & Chai, J.C.H. (2003). *Financial Reform and Economic Development in China*. Northampton, MA : Edward Elgar.
- Lee, K. N. (2011). Estimating demand elasticities for intra-regional tourist arrivals to Hong Kong - the 'bounds' testing approach. *Applied Economics Letters*, **18**, 1645-1654.
- Li, G., Wong, K. F., Song, H., & Witt, S. F. (2006). Tourism demand forecasting: A time varying parameter error correction model. *Journal of Travel Research*, 45, 175–185.
- Martínez, W. & Martínez, A. R. (2008). *Computational Statistics Handbook with MATLAB*. Boca Raton, Fla: Chapman & Hall/CRC.
- Narayan P. K. (2005) The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37 (17), 1979-1990

- Oteng-Abayie, E. & Frimpong, J. (2006). Bounds testing approach to cointegration: an examination of foreign direct investment trade and growth relationships. *American Journal of Applied Sciences*, 3, 2079-2085.
- Otero-Giráldez M., Álvarez-Díaz M. & González-Gómez M. (2012). Estimating the Long-run Effects of Socio-economic and Meteorological Factors on the Domestic Tourism Demand for Galicia (Spain). *Tourism Management*, 33, 1301-1308.
- Pesaran, M. H. & Persaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*, Oxford: Oxford University Press
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, in S. Strom & P. Diamond (Eds.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H. Shin, Y. & Smith, R (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Roget, F. M. & Gonzalez, X. A. R. (2006), Rural tourism demand in Galicia, Spain. *Tourism Economics*, 12, 21-31.
- Song H., Witt S. & Li G. (2009). *The Advanced Econometrics of Tourism Demand*, Routledge. New York: Routledge.
- Song, H., Romilly P. & Liu X. (2000). An empirical study of outbound tourism demand in the UK. *Applied Economics*, 32, 611–624.
- Song, H. & Witt, S. F. (2000). *Tourism demand modelling and forecasting: Modern Econometric Approaches*. Oxford: Pergamon.

- Song H. & Witt S. F. (2003) Tourism Forecasting: The General-to-Specific Approach, *Journal of Travel Research*, 42, 65-74
- Song, H. & Li, G. (2008). Tourism demand modelling and forecasting- A review of recent research. *Tourism Management*, 29, 203–220.
- Song, H., Kim, J. & Yang, S. (2010). Confidence intervals for tourism demand elasticity. *Annals of Tourism Research*, 37, 2, 377–396.
- Uysal, M. & Roubi M.S. (1999). Artificial Neural Networks versus Multiple Regression in Tourism Demand Analysis. *Journal of Travel Research*, 38, 111-118.
- Witt, S.F. & Martin, C.A. (1987) Deriving a relative price index for inclusion in international tourism demand estimation models: Comment. *Journal of Travel Research*, 25, 3, 38–40.

Tabla 1: Resultado de los test de raíces unitarias ADF y P-P, y del KPSS test

TESTS DE RAICES UNITARIAS			
	ADF TEST	P-P TEST	KPSS TEST
	<i>H₀: Raiz Unitaria</i>	<i>H₀: Raiz Unitaria</i>	<i>H₀: Estacionariedad</i>
NIVELES			
Y	-3,32 (0)	-3,04 (6)	0,22 ^{***} (9)
R	-1,05 (7)	-1,35 (4)	0,34 ^{***} (10)
PE	-2,70 (1)	-2,63 (0)	0,22 ^{***} (10)
PP	-2,66 (1)	-2,67 (1)	0,25 ^{***} (10)
DIFERENCIAS			
ΔY	-16,58 ^{***} (0)	-14,70 ^{***} (19)	0,07 (28)
ΔR	-15,57 ^{***} (7)	-4,50 ^{***} (3)	0,06 (7)
ΔPE	-10,20 ^{***} (0)	-10,18 ^{***} (3)	0,10 (1)
ΔPP	-9,72 ^{***} (0)	-9,65 ^{***} (0)	0,11 (2)

Nota: Los símbolos *, ** y *** representan que se rechaza la hipótesis nula a los niveles de significatividad del 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente. Para el caso del P-P y KPSS test, el número del bandwidth es mostrado entre paréntesis. Se siguió el criterio de Newey-West Criterion usando el Kernel de Batlett, Para el test ADF, el número de retardos considerados se muestra entre paréntesis y fue determinado de acuerdo al Criterio de Información de Schwarz,

Tabla 2: Resultados del *Bounds Testing Approach* y presentación de los valores críticos,

		Estadísticos	Valor Crítico Inferior	Valor Crítico Superior	Relación a largo Plazo
Escenario I	F_I	0,89	3,42	4,84	NO
	t_I	-1,42	-2,58	-3,97	NO
Escenario II	F_{II}	9,07	3,65	4,66	SÍ
Escenario III	F_{III}	11,31	4,29	5,61	SÍ
	t_{III}	-6,58	-3,43	-4,37	SÍ
Escenario IV	F_{IV}	9,47	4,30	5,23	SÍ
Escenario V	F_V	11,56	5,17	6,36	SÍ
	t_V	-6,73	-4,73	-3,96	SÍ

Nota: Los valores críticos han sido tomados de Pesaran *et al.*, (2001), y asumiendo que el nivel de significatividad considerado es $\alpha = 0,01$,

Tabla 3, Resultado de la estimación del modelo ARDL

Variable	Coefficiente Estimado	p-valor
Intersección	4,044	0,000
T	-0,001	0,056
Y_{t-1}	-0,409	0,000
R_{t-1}	0,409	0,023
PE_{t-1}	-0,656	0,063
PP_{t-1}	0,734	0,040
ΔPE_t	-0,344	0,015
μ_{ETA}	-0,010	0,089
μ_{11M}	-0,017	0,001
μ_{RA}	0,050	0,092

Test de Diagnósis			Valor	p-valor
R²-Ajustado			0,25	-
Autocorrelación	Breusch-Godfrey Test	LM(1)	0,87	0,35
		LM(12)	0,65	0,79
Heterocedasticidad	Test de White		1,20	0,28
	Breuch-Pagan-Godfrey		1,58	0,13
Mala Especificación	Test de Ramsey		0,26	0,61

Tabla 4, Estimación puntual y por intervalo bootstrap de las elasticidades

Elasticidad	Estimación Puntual	Estimación por Intervalo
Largo Plazo		
γ_R	1,00	(0,28; 1,79)
γ_{PE}	-1,60	(-2,91; -0,02)
γ_{PP}	1,79	(0,26; 3,09)
γ_{ETA}	-2,52	(-5,44; -0,37)
γ_{11M}	-4,12	(-7,21; -0,77)
γ_{RA}	12,20	(6,24; 19,11)
Corto Plazo		
$\gamma_{\Delta PE}$	-0,84	(-1,69; -0,34)

Nota: El intervalo de confianza bootstrap fue construido empleando el método Biased Corrected and Accelerated (Bca method) considerando 10,000 réplicas y un nivel de confianza del 90 por ciento,