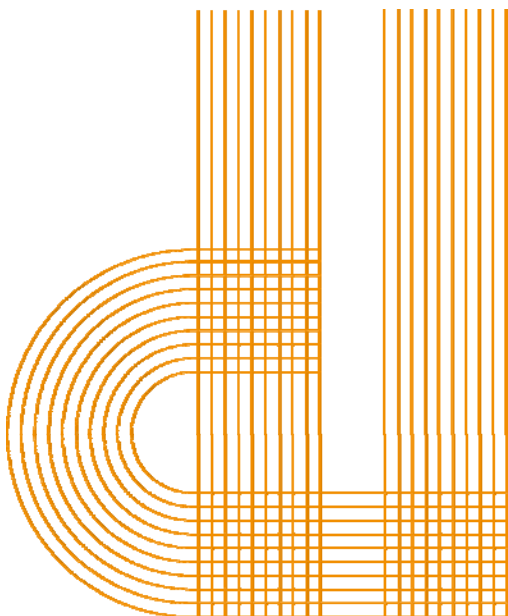


La Modelización de la Demanda de Turismo de Economías Emergentes: El caso de la Llegada de Turistas Rusos a España

Marcos Álvarez-Díaz

María Soledad Otero-Giráldez

Manuel González-Gómez



La Modelización de la Demanda de Turismo de Economías Emergentes: El caso de la Llegada de Turistas Rusos a España

Marcos Álvarez-Díaz

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico e Historia e Instituciones Económicas, Facultade de C.C. Económicas e Empresariais, Universidade de Vigo, Lagoas-Marcosende, s/n 36310, Vigo, España. Phone: +34-986813523, e-mail: marcos.alvarez@uvigo.es

María Soledad Otero-Giráldez

Departamento de Economía Aplicada, Facultade de C.C. Económicas e Empresariais, Universidade de Vigo, Lagoas-Marcosende, s/n 36310, Vigo, España. Phone: +34-986813528, e-mail: sotero@uvigo.es

Manuel González-Gómez

Departamento de Economía Aplicada, Facultade de C.C. Económicas e Empresariais, Universidade de Vigo, Lagoas-Marcosende, s/n 36310, Vigo, España. Phone: +34-986813523, e-mail: mgzlez@uvigo.es

Resumen

El turismo internacional se ha convertido en uno de los principales sectores económicos en España. Sin embargo, a pesar de esta importancia, no hay muchos estudios que hayan analizado los determinantes de la demanda internacional a España. Los pocos estudios existentes se han centrado en el análisis de visitantes alemanes y británicos, obviando otras nacionalidades importantes y emergentes como la rusa. Rusia es uno de los principales mercados emisores de turismo a nivel mundial. El dinamismo mostrado por este mercado revela una elevada potencialidad y supone una gran oportunidad para que el sector turístico español aumente su participación en el mercado del turismo internacional. Es por esta razón que el principal objetivo de nuestra investigación es (i) conocer las variables más importantes que expliquen la demanda de turistas rusos a España, y (ii) cuantificar los impactos de estas variables en base a un modelo econométrico robusto. Los resultados obtenidos muestran la importancia de los factores económicos como la renta de los rusos, la de los costes relativos de la vida en España respecto a Rusia y los costes relativos de la vida en España respecto a una serie de países competidores por atraer el turismo ruso. También se pone de manifiesto la importancia de ciertos eventos puntuales como pueden ser los atentados de ETA y del 11-M, las revueltas en algunos países árabes de la cuenca mediterránea y el cambio en la política de visados entre la Unión Europea y Rusia.

Palabras Clave: Demanda turística, cointegración, elasticidades, bootstrap

Código JEL: L83, C22, C51, C52

MODELING THE OUTBOUND TOURISM DEMAND OF EMERGING ECONOMIES: THE CASE OF THE RUSSIAN TOURISM ARRIVALS TO SPAIN

Abstract

International Tourism is one of the most important economic sectors for the Spanish economy. However, in spite of this importance, there are not many studies that have identified the main determinants of demand for international tourism to Spain. The few existing studies are focused on the analysis of British and German visitors, without paying attention to other important and emerging nationalities like Russians. Russia is one of the main outbound tourism markets worldwide. The dynamism showed by this market reveals a high potential, and involves a great opportunity for the Spanish tourism sector to increase its participation in the international tourism market. It is for this reason that the main objective of our research is to build a robust econometric model that allows us (i) to know the most important variables that explain the Russian demand for tourism to Spain and (ii) to quantify the impacts of these variables on this tourism demand. Our results show the importance of economic factors such as the income of Russians, the relative cost of living in Spain with respect to Russia, and the relative cost of living in Spain with respect to other competing countries to attract Russian visitors. Our results also show the importance of certain specific events such as the terrorist attacks of ETA and the 11-M, the riots in some Arab countries of the Mediterranean basin, and the change in the visa policy between the European Union and Russia.

Keywords: Tourism demand, cointegration, elasticities, bootstrapping

Código JEL: L83, C22, C51, C52

1. Introducción

El turismo internacional es un fenómeno que ha experimentado un notable crecimiento a nivel mundial durante las últimas décadas. De esta forma, si el número estimado de turistas en el mundo para el año 1950 era de 25 millones, este valor ascendió a la cifra récord de 1.087 millones en el 2013 (OMT, 2014). Este importante crecimiento ha originado que el turismo internacional se haya convertido en una actividad clave para la economía mundial¹. Además, ha llegado a ser un sector estratégico para el desarrollo económico y social de muchos países pobres o en vías de desarrollo, pero también es un sector clave para muchas economías ya desarrolladas y maduras como puede ser el caso de España.

España es uno de los destinos turísticos más atractivos a nivel mundial. Nuestro país se encuentra hoy en día en el tercer puesto en cuanto al número de llegadas de turistas internacionales, sólo por detrás de Francia y EE.UU. En el año 2014 recibió la cifra record de 65 millones de visitantes extranjeros, siendo a la vez el segundo país del mundo que más ingresos obtiene por visitante. Gracias a estas cifras podemos afirmar que el turismo internacional es una de las actividades que más riqueza genera para la economía española. En general, la importancia del turismo en nuestro país queda reflejada en los principales indicadores económicos. Por ejemplo, el turismo representó en el 2014 cerca del 11 por ciento del PIB español. Este sector ha sido junto con el de las exportaciones el principal amortiguador de la crisis económica que sufrió España durante los últimos años, y está siendo uno de los motores que está impulsando la previsible recuperación económica prevista para el año 2015 (Gómez Loscos y González, 2014; Exceltur, 2015)². El turismo, además de ser un sector clave para la generación de riqueza, también lo es para la creación de empleo neto. Este sector representa un elevado porcentaje del total de personas ocupadas en el 2014, en concreto un 11,9 por ciento. Esto es debido a que, a diferencia del sector industrial y financiero, el turismo es una actividad caracterizada por ser muy intensiva en el uso del factor trabajo. Otro factor económico importante es la contribución del turismo

¹ Según estimaciones de la Organización Mundial del Turismo (OMT), el turismo internacional representa aproximadamente el 9 por ciento del Producto Interior Bruto (PIB) mundial, y el 6 por ciento del total de las exportaciones mundiales. Además es un sector crucial para la generación de empleo ya que se calcula que uno de cada 11 puestos de trabajo creados en todo el mundo está relacionado con el turismo.

² En este sentido, el PIB vinculado al sector turístico creció un 2,9 por ciento en el 2014, prácticamente el doble del crecimiento de la economía española en su conjunto en ese año.

internacional a la captación de divisas, lo que permite a la economía española reequilibrar sus cuentas exteriores. En este sentido, los ingresos derivados del turismo en el año 2014 permitieron sufragar el 95 por ciento de la necesidad de financiación externa. Finalmente, el sector turístico es una importante fuente de recaudación para las administraciones públicas. Esto se debe a la implantación de tasas por pernoctaciones en hoteles y a otros impuestos indirectos que gravan la compra de bienes y servicios.

Es fundamental destacar que una diferencia clave del turismo respecto a otros sectores económicos es que las ganancias de eficiencia no están tan ligadas a avances tecnológicos o a aumentos en la productividad. En este sector, la eficiencia y la rentabilidad están estrechamente relacionadas con la posibilidad de lograr el mejor ajuste posible entre la oferta y la demanda de turismo. El problema es que la elevada incertidumbre tan característica de la actividad turística causa frecuentes y costosos desequilibrios en los mercados relacionados con el turismo (Frechtlin, 2001). Es por ello que se debe conocer de una forma detallada los determinantes de la demanda de turismo. Esta información es relevante para que los políticos y empresarios puedan diseñar políticas y estrategias empresariales que permitan una asignación más eficiente de los recursos disponibles. Esta mejora en términos de eficiencia permitiría una reducción de costes, una ganancia en términos de competitividad y, consecuentemente, un aumento en los beneficios del sector turístico y de la economía española en general.

A pesar del notable peso del turismo internacional en la economía española y el gran interés que muestran muchos agentes económicos en reducir la incertidumbre inherente a la actividad turística, existe una incomprensible escasez de estudios que determinen los factores explicativos más importantes y sus impactos sobre la demanda internacional de turismo a España (Song y Li, 2008; Álvarez-Díaz et al., 2015a). En este sentido cabe destacar el trabajo de González y Moral (1995) en el que se explica la demanda de turismo internacional a España, aproximado por el gasto total de turismo, en función de unos índices de precios y de renta de los diferentes países emisores de turismo a España. Para la realización de su estudio emplearon modelos estructurales de series temporales y datos mensuales para un periodo de análisis que abarcó de Enero de 1979 a Diciembre de 1993. La principal conclusión a la que llegaron estos autores es que el nivel de precios es el factor clave que determina la

demanda de turismo internacional a España. Por su parte, Garín-Muñoz y Pérez-Amaral (2000) también estudiaron la demanda de turismo internacional a España, pero para ello emplearon un modelo de datos de panel para los años que van desde 1985 a 1995. Los resultados alcanzados permitieron a estos autores resaltar la importancia de la variable renta de los países emisores, el tipo de cambio y los precios reales, así como cuantificar sus efectos mediante la estimación de elasticidades.

Si bien el estudio global del turismo internacional es extremadamente interesante, lo es aún más el analizar de forma separada el turismo en función de las distintas nacionalidades de los individuos que nos visitan. El principal argumento para esta diferenciación es que existen discrepancias significativas en el comportamiento de los visitantes extranjeros en función de su nacionalidad (Crouch, 1994; De Mello *et al.*, 2002). Este hecho queda constatado en el trabajo de Álvarez-Díaz *et al.* (2015a) en donde se estimó para Gran Bretaña, Alemania, Holanda e Italia sus respectivas elasticidades renta y elasticidades precio de la demanda del turismo a España. Estos autores concluyeron que el turista internacional reacciona de forma significativamente distinta ante cambios en los precios según su nacionalidad, pero no observaron importantes diferencias ante cambios en los niveles de renta. Las diferentes reacciones de los turistas según su nacionalidad también quedan corroboradas si se comparan las estimaciones de las elasticidades renta y precio de la demanda del turismo alemán a España obtenidas en Garín-Muñoz (2007), con aquellas otras estimadas para los turistas británicos en Garín-Muñoz (2011). Ahora bien, aunque en ambos trabajos la autora emplea datos de panel, la posible comparación debe ser hecha con cautela ya que el periodo de análisis es distinto. Además, se desconoce la variabilidad de las estimaciones para poder llevar a cabo un contraste de hipótesis que nos permita verificar estadísticamente si las diferencias observadas en las elasticidades de las dos nacionalidades son diferentes.

Los trabajos mencionados anteriormente se han centrado fundamentalmente en modelizar la demanda de turismo de británicos y alemanes a España. Las razones que se argumentan es que son estas las nacionalidades más importantes del turismo a España por número de visitas, y también por ingresos. Sin embargo, la participación de los turistas procedentes de Brasil, Rusia, India y China (BRIC) ha sido cada vez mayor en los últimos años. Entre estos países destaca por su intenso crecimiento el turismo procedente de la Federación Rusa. Este país se ha erigido como uno de los

principales mercados emisores de turismo internacional (OMT, 2014), y España se ha convertido en uno de sus destinos de “*sol y playa*” más preferidos recibiendo en el 2014 a cerca de 1,3 millones de visitantes rusos³. No obstante, España debe competir con otros destinos como Turquía, Egipto, Italia o Grecia por atraer al turista ruso. Es por ello muy importante el conocer cómo reacciona la demanda de los turistas de esta nacionalidad ante cambios en los niveles de precios, en su renta o en otros factores determinantes. El objetivo específico de nuestro trabajo se centra en la construcción de un modelo econométrico que nos permita (i) conocer qué factores son los más importantes para explicar la demanda de turismo a España procedente de la Federación Rusa, y (ii) cuantificar los efectos de estos factores. Esta información es muy útil a la hora de elaborar políticas públicas y estrategias empresariales óptimas que permitan al sector turístico español una ganancia de cuota en el mercado de turismo ruso.

Para alcanzar el objetivo propuesto en este estudio se lleva a cabo un proceso de modelización basado en dos fases. En la primera de ellas se determinan aquellos posibles factores más relevantes para explicar los motivos de la demanda de turismo ruso a nuestro país. En esta fase también se realiza un análisis de cointegración mediante el método de regresión de rango reducido de Johansen y Juselius (1990) para detectar el problema econométrico de regresiones espurias (Granger y Newbold, 1974). Si se concluye que existe una relación a largo plazo entre la demanda de turismo y las variables potencialmente explicativas, entonces en la segunda fase se estima un modelo de demanda de turismo ruso a España. Si el proceso de estimación verifica una serie de condiciones, entonces sus coeficientes estimados nos permiten calcular la elasticidad renta y precio, así como valorar el impacto de otras variables socioeconómicas relevantes.

Después de esta introducción, este trabajo se estructura de la siguiente manera. En la Sección 2 se describen las variables empleadas en nuestro estudio econométrico.

³ De hecho, la llegada de turistas rusos se ha triplicado desde el 2009. Según la información contenida en el Instituto Nacional de Estadística (INE), llegaron a nuestro país 430.771 turistas rusos en el 2009, y en el 2014 esta cifra ascendió hasta los 1.277.043 turistas. El máximo se alcanzó en el 2013 con una cifra record de 1.484.739 turistas.

En la Sección 3 se explica brevemente la metodología que hemos seguido para la construcción de un modelo fiable y robusto. En la Sección 4 se presentan y se discuten los resultados obtenidos a partir de la estimación del modelo propuesto. En concreto, se lleva a cabo la estimación de las elasticidades renta, precio y precio cruzada de la demanda de turismo ruso a España. También se ofrece una estimación de los impactos de una serie de eventos que han afectado de una forma puntual a la demanda como pueden ser los atentados de la banda terrorista ETA, el atentado yihadista del 11 de Marzo 2004, la inestabilidad política en algunos destinos turísticos árabes y el cambio en la política de visado entre España y Rusia. Finalmente, en la Sección 5 se muestran las principales conclusiones y las implicaciones políticas y empresariales que se derivan de nuestras estimaciones. Estas conclusiones debieran ser de algún interés para todos aquellos agentes relacionados con el sector turístico en España.

2. Variables y datos empleados

Antes de construir el modelo econométrico que nos permita conocer los factores más relevantes del turismo ruso a España, es necesario describir las variables que van a ser empleadas en nuestro estudio. Así, la variable explicada (Y) debe ser alguna medición de la demanda del turismo ruso a España. En la literatura especializada existen diferentes medidas que tratan de aproximar esta variable como puede ser el volumen de gasto o el número de pernoctaciones de no residente, pero no existe un consenso sobre cuál de ellas es la mejor proxy. No obstante, se constata que la llegada de turistas es la medida más habitual entre los estudios de modelización y predicción de demanda internacional de turismo (Song y Li, 2008; Sheldon, 1993). La justificación de esta popularidad se debe a la fiabilidad y fácil disponibilidad de los datos. También, otro factor a tener en cuenta es que esta variable es extremadamente relevante para los proveedores de productos y servicios turísticos ya que estos agentes están muy interesados en conocer el número de turistas para ajustar mejor su oferta (Song *et al.*, 2010). Es por estos motivos que en nuestro trabajo hemos aproximado la demanda de turismo ruso a España por el número mensual de llegadas a España de ciudadanos rusos 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).

Respecto a los factores más relevantes para explicar la demanda internacional de turismo, la mayoría de los estudios empíricos destacan la importancia de los aspectos socio-económicos (Song y Witt, 2000)⁴. Es por ello que entre los factores determinantes considerados en nuestro estudio, y de acuerdo con la Teoría Económica, se ha considerado el nivel de renta de los rusos (R), el precio o coste de la vida en España (P) y el precio o coste de la vida en los destinos que son competidores de España por atraer al turista ruso (PS)⁵. En concreto, estos factores socio-económicos han sido aproximados por las siguientes variables:

R es un indicador mensual del *nivel de renta* en Rusia. La renta en el país de origen es ampliamente asumida 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. Existen diferentes variables que permite una aproximación de la renta de un país pero, dada la periodicidad mensual de nuestro estudio y siguiendo la recomendación de González y Moral (1995), se ha optado por emplear el *Índice de Producción Industrial* de Rusia como proxy del nivel de renta de los rusos. Los datos fueron obtenidos del servicio estadístico del *Fondo Monetario Internacional (FMI)*.

P es una medida del *coste relativo* de la vida en España. En concreto, representa la evolución mensual del diferencial de precios reales entre Rusia y España. Esta variable es construida de la siguiente manera

$$P_t = \frac{IPCE_t}{IPCR_t} \cdot \frac{1}{TC_t} \quad (1)$$

⁴ A pesar de que estos factores económicos son considerados de vital importancia para explicar la demanda de turismo, es cierto que existen otros muchos que también pudieran influir significativamente como pueden ser los factores meteorológicos en el país de destino y/o de origen (Otero-Giráldez et al., 2012), los factores psicológicos y sociológicos que afectan a los gustos de los turistas, el gasto promocional y el “*efecto boca-a-boca*” (Song y Witt, 2000). Sin embargo, todos estos factores no suelen ser incluidos en los modelos de demanda ya que muchas veces es muy complicada su cuantificación (Williams y Shaw, 1991).

⁵ En nuestro estudio también se han considerado otros efectos socio-económicos como puede ser el coste relativo de Turquía, el principal destino turístico para Rusia, y de Portugal ya que este país ofrece un producto turístico de “*sol y playa*” similar al español. Estas no se incluyeron ya que no fueron estadísticamente significativas. También se incorporó en el análisis una variable que recogía el efecto del coste de transporte. Este efecto fue cuantificado por el precio del crudo, pero tampoco fue estadísticamente significativo.

en donde $IPCE_t$ es el Índice de Precios al Consumo (*IPC*) de España, $IPCR_t$ es el *IPC* de Rusia y TC_t es el tipo de cambio Euro/Rublo⁶. Esta variable ha sido empleada en numerosos estudios como una proxy del coste relativo de la vida en el destino (Lim y Mcaleer, 2001a; Dritsakis, 2004; Garín-Muñoz, 2011). La relación entre la demanda de turismo y esta variable se espera que sea siempre negativa: a mayor precio, menor será la cantidad demandada de turismo. Los datos mensuales del *IPC* para España y Rusia fueron obtenidos del servicio estadístico del *FMI*, y el tipo de cambio Euro/Rublo de la base de datos del *Pacific Exchange Rate Service* de la Universidad de British Columbia⁷.

PS es un indicador ponderado del coste relativo de la vida en los principales destinos turísticos que compiten con España por atraer turistas rusos: Turquía, Egipto, Grecia, Italia, Túnez, Chipre y Portugal. Dado el carácter de sustitución, se espera que a mayor coste en los destinos sustitutivos, mayor sea la llegada de turistas rusos a España. La variable en cuestión fue definida de la siguiente forma

$$PS_t = \sum_{j=1}^J w_j \cdot \frac{IPC_{jt}}{IPCR_t} \cdot \frac{1}{TC_{jt}} \quad (2)$$

en donde IPC_{jt} es el *IPC* del país j . TC_{jt} es el tipo de cambio y está expresado como las unidades monetarias del país de destino j que pueden ser adquiridas por un Rublo. Los datos, como en los casos anteriores, han sido obtenidos de la base de datos del *FMI* y del *Pacific Exchange Rate Service*. A su vez, w_j es el factor que pondera la importancia relativa de cada país y es definido como

⁶ Algunos autores como Crouch (1994) o Forsyth y Dwyer (2009) afirman que los turistas están razonablemente bien informados de la evolución de los tipos de cambio, mientras que la evolución de los precios en el destino no es conocida. Es decir, parece que la variable tipo de cambio tiene un peso mucho más importante en el coste real que la evolución de los precios de los bienes o servicios referidos al consumo en general o a los específicos de la actividad turística.

⁷ El uso del *IPC* en la construcción de esta variable implica la asunción de que los precios de los bienes y servicios turísticos se mueven en la misma dirección que los precios de los bienes y servicios de consumo general. Ahora bien, como ha puntualizado Divisikera (2003), la dinámica del *IPC* no siempre tiene por qué coincidir con aquella mostrada por los precios de los bienes y servicios relacionados con el turismo. A pesar de esta puntualización, el *IPC* es considerado en la literatura especializada como una buena aproximación del coste de turismo en un destino (Dwyer *et al.*, 2010).

$$w_j = \frac{\sum_{2012}^{2013} \text{visitantes}_{j,t}}{\sum_{2012}^{2013} \sum_{j=1}^J \text{visitantes}_{j,t}} \quad (3)$$

en donde el numerador de este ratio determina la suma del número de visitas de ciudadanos rusos al país competidor j durante los años 2012 y 2013. Por su parte, el denominador es el total de las visitas realizadas por los rusos durante esos años de los siete países receptores que compiten con el mercado turístico español. El análisis se ha centrado en los años 2012 y 2013 ya que es la información más reciente facilitada por la Agencia Federal para el Turismo del Ministerio de Cultura de la Federación Rusa.

Además de las variables socio-económicas, también se tiene en cuenta en nuestro análisis el impacto de una serie de *Eventos Especiales*. 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 eventos puntuales que se han considerado como relevantes para explicar la demanda de turismo ruso a España han sido los siguientes⁸.

11M es una variable ficticia que aproxima 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. Como es evidente, se espera un efecto negativo sobre la llegada de turistas rusos a España. La variable se ha construido considerando que adopta el valor uno desde Marzo de 2004 hasta Febrero de 2005.

ETA es una variable ficticia que toma el valor uno en los meses en los que la banda terrorista ETA colocó artefactos explosivos en zonas de mucha afluencia turística con el claro objetivo de perjudicar los intereses del sector turístico en España. Esta

⁸ Además de los Eventos Especiales considerados en nuestro modelo, también se han tenido en cuenta otros como puede ser el efecto de la Gran Recesión de 2008 o la inestabilidad política que se produjo con la posible segregación de la República Autónoma de Crimea de Ucrania. Estas variables ficticias no se han incorporado al modelo final ya que no presentaron una significatividad estadística relevante para explicar la demanda de turismo ruso.

estrategia, conocida como la “*campaña de verano de ETA*”, pudo haber generado una influencia negativa ya que el turista ruso pudiera haber tenido 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.

RA es una variable ficticia con la que pretendemos captar el efecto positivo sobre el turismo ruso a España debido a la inestabilidad social y política que se está 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 por atraer al turista ruso.

VISA es una variable ficticia que toma el valor uno desde Junio de 2007, ya que es en esta fecha cuando entró en vigor el Acuerdo sobre Facilitación de Visados entre la Federación Rusa y la Unión Europea. Este acuerdo permitió al turista ruso una reducción en los costes de transacción que tenía que asumir a la hora de tramitar un visado de corta duración para visitar España y, en consecuencia, se favoreció el turismo de esta nacionalidad a España⁹. El análisis de este efecto es realmente interesante ya que se ha constatado en la literatura la escasez de estudios que hayan tratado de estimar el impacto de la política de visados sobre el turismo internacional (Macías-Aymar *et al.*, 2012).

Una vez definidas todas las variables que van a ser empleadas en nuestro ejercicio de modelización, debemos mencionar que nuestro periodo de análisis comienza en Enero de 1999 y finaliza en Agosto de 2014, último mes del que se dispone información de todas las variables. En total se disponen de 188 observaciones para llevar a cabo el ejercicio econométrico de modelización de la demanda de turistas ruso a España. También es importante indicar que la variable *Y* así como las variables *R*, *P* y *PS* fueron transformadas en logaritmos. Dos son básicamente las razones que

⁹ Según la OMT y el Consejo Mundial de Viajes y Turismo la facilitación de visados es crucial para estimular el crecimiento económico y la creación de empleo a través del turismo. Además del acuerdo que facilitó la tramitación de visados entre la Unión Europea y Rusia, España adoptó una serie de medidas adicionales como la expedición de multi-visados válidos para más de un año y se incrementaron los puntos en los que se puede tramitar y emitir visados.

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 los parámetros estimados del modelo como elasticidades (Wooldridge, 2012).

En la Figura 1 se muestra gráficamente la evolución del logaritmo de las llegadas de turistas rusos a España (Y), y del logaritmo de las variables socio-económicas (R , P y PS). En esta figura es visible la caída del IPI ruso en el año 2008 motivada por la crisis económica, y cómo se origina una rápida recuperación en años posteriores. Por su parte, el decrecimiento de los indicadores de los costes relativos tanto para el caso de España como para los países sustitutivos refleja una ganancia de poder adquisitivo del turista ruso. También se aprecia la existencia de un componente estacional en las variables *llegada de turistas rusos* (Y) y en el *IPI* de Rusia (R). Por este motivo estas variables fueron desestacionalizadas empleando el método X-12. Con esta transformación se busca eliminar el componente estacional para centrarnos en el análisis de la tendencia a largo plazo y de las fluctuaciones a corto plazo de la parte regular¹⁰.

[FIGURA 1]

Por su parte, en la Tabla 1 se presentan los principales estadísticos descriptivos de la variable dependiente así como de todas las variables económicas empleadas para explicar la variable dependiente. Por su parte, esta tabla también muestra la frecuencia de las variables ficticias.

[TABLA 1]

¹⁰ Lim y McAleer (2001b) recomienda la utilización de variables estacionalmente ajustadas para poder llevar a cabo un análisis más preciso de los efectos de las variables y facilitar el análisis político. La desestacionalización de los datos es una práctica bastante común en la literatura de modelización y predicción de la demanda turística (ver, por ejemplo, los trabajos de González y Moral, 1995; Balaguer y Cantavella-Jordá, 2002; Chu, 2004; Athanopoulos and Hyndman, 2008; Otero-Giráldez et al., 2012; entre otros muchos trabajos).

3. Proceso de modelización

Desde comienzos de la década de los 60 y hasta la mitad de los 90, la mayoría de los modelos de demanda de turismo se basaban en un simple modelo de regresión lineal cuyos parámetros eran estimados 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) presentase un valor elevado. Si estos requerimientos se cumpliesen, entonces se podía concluir que la estimación del modelo era adecuada para representar la verdadera relación entre la variable explicada y las variables explicativas. Además, los coeficientes estimados eran utilizados para cuantificar el efecto de las variables explicativas sobre la explicada. Los posibles problemas de autocorrelación que pudieran afectar a la eficiencia de la estimación eran 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, 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 (Engle y Granger, 1987). Dicho de otra forma, debemos garantizar que existe una relación causal y no casual entre la demanda de turistas rusos a España (Y) y el conjunto de posibles variables explicativas definidas en el apartado anterior (R, P, PS).

En nuestro trabajo esta comprobación se ha realizado por medio del método de regresión de rango reducido de Johansen y Juselius (1990). Este procedimiento ha sido frecuentemente empleado para descubrir relaciones de equilibrio a largo plazo entre variables económicas, pero sólo se puede aplicar cuando todas las variables incluidas en el análisis son no-estacionarias y, en concreto, variables integradas del mismo orden. Por este motivo se debe conocer el orden de integración de nuestras variables para garantizar que el procedimiento de Johansen-Juselius puede ser empleado en nuestro caso. Consideramos para determinar el orden de integración de nuestras variables el test de raíces unitarias de Ng y Perron (2001), y el HEGY test propuesto

por Hylleberg *et al.*, (1990)¹¹. La Tabla 2 presenta los resultados de los diferentes test estadísticos. Todos ellos indican que las variables son no estacionarias a la frecuencia cero; es decir, se verifica que las variables empleadas en nuestro estudio tienen una raíz unitaria en niveles. Además, dado que nuestro datos son mensuales, el HEGY test evidencia que no hay raíces estacionales ni a la frecuencia semestral (t_2), ni a la frecuencia anual (F_{34}). En la Tabla 2 también se muestran los resultados de los diferentes test de raíces unitarias para las variables en primeras diferencias ($\Delta Y, \Delta R, \Delta P$ y ΔPS). En este caso se puede comprobar cómo se rechaza la hipótesis nula de que tengan una raíz unitaria, por lo que se concluye que las variables Y, R, P y PS son procesos integrados de primer orden ($I(1)$). Este resultado, por tanto, nos garantiza que la aplicación del procedimiento de Johansen-Juselius es adecuado en nuestro caso.

La Tabla 3 muestra los resultados obtenidos al aplicar el procedimiento de Johansen-Juselius. Como se puede observar, los resultados de los test nos permiten afirmar desde un punto de vista estadístico que existe una relación a largo plazo entre la variable Y y las variables explicativas (R, P, PS). En concreto, se ofrece información de los test de la Traza y el Auto-valor para determinar el número de vectores de cointegración. Se ha decidido incorporar en nuestro estudio los dos test por una cuestión de consistencia ya que existe cierta controversia sobre cuál de los dos es más robusto. Unos autores, como Cheung y Lai (1993), recomiendan el uso del test de la Traza, mientras que otros, como Johansen y Juselius (1990), sugieren que es mejor el empleo del test del Auto-valor.

[TABLA 3]

Una vez verificada la existencia de una relación estable a largo plazo entre nuestras variables, el siguiente paso a seguir es el de especificar un modelo que nos permita cuantificar el impacto de las variables R, P, PS , y 11M, ETA, RA y VISA

¹¹ Hemos aplicado el test de Ng-Perron ya que es más fiable que otros test de raíces unitarias cuando se dispone de una muestra pequeña, como es nuestro caso. El test de Ng-Perron es más robusto ya que proporciona información de cuatro test diferentes de raíces unitarias: el MZa y MZt que son una versión modificada de los test de Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988), el test MSB que está basado en el test R_1 propuesto por Bhargava (1986), y el test MPT que es una modificación del test de punto óptimo de Elliot *et al.* (1996). Por su parte, el test de HEGY permite detectar la presencia de raíces unitarias estacionales.

sobre la demanda del turismo ruso a España (Y). Nuestro procedimiento de modelización está basado en Pesaran *et al.* (2001), y ya empleado en la modelización de variables económicas (Shambaugh, 2004; Álvarez-Díaz *et al.*, 2015c), así como en la modelización de la demanda turística (Lim y McAleer, 2001a; Dritsakis, 2004). El procedimiento comienza con la especificación de la relación a largo plazo por medio del modelo

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot R_t + \beta_2 \cdot P_t + \beta_3 \cdot PS_t + v_t \quad (4)$$

en donde los parámetros β_1 , β_2 y β_3 pueden ser interpretados como la elasticidad renta, precio y precio cruzada de la demanda del turismo ruso a España, respectivamente. v_t es conocido como el término de corrección del error y representa la desviación existente respecto al equilibrio a largo plazo.

A su vez, las relaciones a corto plazo son recogidas por el Modelo de Corrección del Error (MCE)

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \cdot \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \mu_j \cdot \Delta R_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \delta_j \cdot \Delta P_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \lambda_j \cdot \Delta PS_{t-i} + \alpha_1 \cdot \\ \cdot ETA_t + \alpha_2 \cdot 11M_t + \alpha_3 \cdot RA_t + \alpha_4 \cdot VISA_t + \phi \cdot \hat{v}_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

en donde ε_t es la perturbación del modelo y \hat{v}_{t-1} es el término de corrección del error retardado un periodo y que es obtenido a partir de la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la expresión (4). Es decir, se determina de la siguiente manera

$$\hat{v}_{t-1} = Y_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \cdot R_{t-1} - \hat{\beta}_2 \cdot P_{t-1} - \hat{\beta}_3 \cdot PS_{t-1} \quad (6)$$

Esta especificación del modelo en dos etapas nos permite analizar las relaciones a corto plazo entre las variables a través de los parámetros μ , δ , λ y α . Cabe destacar la importancia de la estimación de los parámetros α ya que nos permiten obtener una cuantificación de los impactos a corto plazo de los eventos puntuales sobre la demanda. A su vez, también es muy relevante la estimación del parámetro ϕ pues nos permite determinar la velocidad a la que la variable Y retorna a su situación de equilibrio después de haber sufrido un shock (Frankel *et al.*, 2004). Sin embargo, a pesar de que las estimaciones de estos parámetros pueden ser sumamente interesantes, nuestro principal objetivo es el de estimar los impactos a largo plazo de las variables socio-económicas (R , P y PS) sobre el turismo ruso a España. Es decir, estamos fundamentalmente interesados en la estimación de los parámetros β ya que representan elasticidades. Ahora bien, las estimaciones de estas elasticidades serán válidas siempre y cuando el MCE verifique ciertos requerimientos econométricos: (i) los coeficientes estimados deben ser estadísticamente significativos; (ii) el modelo no debe mostrar problemas de autocorrelación, heterocedasticidad o mala especificación; y (iii) el coeficiente estimado que acompaña a \hat{v}_{t-1} ($\hat{\phi}$) debe tener signo negativo, estar entre cero y uno, y debe ser estadísticamente significativo para corroborar la existencia de una relación a largo plazo entre las variables (Kremers *et al.*, 1992; Granger *et al.*, 2000). Si el MCE estimado satisface todos estos requerimientos, entonces se puede asumir que las estimaciones de los parámetros β_i son válidas para cuantificar el impacto a largo plazo de las variables R , P y PS sobre la demanda de turismo ruso a España. Asimismo, los coeficientes estimados $\hat{\alpha}_i$ en el MCE nos permiten cuantificar el efecto a corto plazo de los eventos especiales sobre la demanda.

4. Resultados empíricos

La Tabla 4 muestra los coeficientes estimados del modelo a largo plazo representado en la ecuación (4). 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 los principios básicos de la Teoría del Consumidor. De esta manera, nuestros resultados permiten ver cómo el coste del turismo en España tiene un efecto

negativo sobre la llegada de turistas rusos a España (**P**). Por el contrario, la renta de los rusos (**R**) y el coste relativo de la vida en los principales competidores turísticos tienen un efecto positivo.

Otro aspecto relevante ofrecido en la Tabla 4 es que las estimaciones de los parámetros nos permiten aproximar la elasticidad precio, renta y precio cruzada de la demanda del turismo ruso a España. Además de las estimaciones puntuales de las elasticidades, también se ofrecen sus respectivos intervalos de confianza. Los intervalos han sido construidos de forma eficiente y robusta por medio de la técnica bootstrap (Efron y Tibshirani, 1998)¹². La estimación del parámetro asociado a la variable **R** (β_1) indica que la elasticidad renta de la demanda de turismo ruso a España es aproximadamente 0,64. Es decir, un aumento de un 1 por ciento en la renta de los rusos originaría un incremento de un 0,64 por ciento en las llegadas de ciudadanos de esta nacionalidad a España. Esta estimación refleja que los rusos no reaccionan de una forma brusca ante variaciones en su nivel de renta. Esta escasa reacción implica que el turismo a España no es considerado un bien de lujo por los ciudadanos rusos. Esto supone una peculiaridad de esta nacionalidad ya que en la literatura se sugiere que el turismo es un bien de lujo y la elasticidad renta debería estar en un rango comprendido entre 1 y 2¹³. No obstante, una posible explicación a la obtención de una elasticidad renta más baja de lo esperado pudiera deberse a que el turista ruso que llega a España se caracteriza por tener un nivel de renta elevado, y esto hace que sea menos sensible a las variaciones en su renta¹⁴. Por su parte, el intervalo estimado fue de (0,16; 1,14), lo que confirma la significatividad estadística de la elasticidad renta a un nivel del 5 por ciento y sugiere una elasticidad renta unitaria.

¹² La mayoría de los estudios han ofrecido una estimación puntual de los efectos a largo plazo. Sin embargo, se ha identificado el problema de la posibilidad de obtener estimaciones poco precisas debido a la variabilidad muestral (Li and Maddala, 1999). Es por este motivo que complementamos nuestro análisis de la estimación puntual de las elasticidades con la estimación de sus respectivos intervalos. Los intervalos nos permiten evaluar el grado de variabilidad de los parámetros estimados y, además, determinar su significatividad estadística. Es decir, si el intervalo de confianza empleando la técnica bootstrap incluye el valor cero, entonces el impacto estimado podría ser nulo y, en consecuencia, la variable no tendría un efecto significativo sobre la demanda.

¹³ Esta afirmación fue hecha por Crouch (1989) en base a su propia experiencia. No obstante, los últimos estudios sobre la demanda de turismo internacional a España parece reflejar que el turismo ha dejado de considerarse un bien de lujo para muchas nacionalidades (Kulendran y Witt, 2001; Álvarez-Díaz et al., 2015a; Álvarez-Díaz et al., 2015b)

¹⁴ Según la información proporcionada por el Instituto de Estudios Turísticos (IET, 2013), el gasto medio diario del turista ruso, sin incluir los costes de transporte, ascendió a los 115 Euros. Esta cifra es muy superior al gasto medio de 78 Euros que se observó para el resto de nacionalidades.

La estimación del parámetro de la variable **P** (β_2) revela que la elasticidad precio de la demanda de turismo ruso a España es aproximadamente de 3,84. Es decir, un aumento de un 1 por ciento en el nivel del coste relativo de la vida en España originaría una disminución del 3,84 por ciento de la demanda. Parece, por tanto, que el turista ruso sí reacciona de una forma muy importante ante cambios en los costes y, en especial, ante las fluctuaciones del tipo de cambio Euro/Rublo. Esta importante reacción ante modificaciones en los costes pudiera deberse a que España es un destino turístico que no está todavía posicionado en el mercado ruso. Si los costes aumentasen, entonces el turista ruso podría decidir visitar otros destinos como, por ejemplo, Turquía o Egipto. El intervalo de confianza bootstrap fue (-4,87; -2,85), confirmando que el coste relativo de la vida entre España y Rusia es un factor relevante en la evolución del turismo ruso a España.

El valor estimado del parámetro de la variable **PS** (β_3) nos permite aproximar la elasticidad precio cruzada de la demanda. Esta estimación revela que un aumento de un 1 por ciento en el nivel del coste relativo de la vida en los principales destinos turísticos que compiten con España por atraer turistas rusos, incrementaría la llegada de turistas rusos en un 1,35 por ciento. El intervalo de confianza estimado por la técnica bootstrap fue (0,20; 2,47). Las elevadas estimaciones puntuales de las elasticidades precio y precio cruzada de la demanda, así como la amplitud de sus respectivos intervalos de confianza, no hacen más que poner de manifiesto la elevada volatilidad del turismo ruso. Rusia es un mercado emisor en expansión y en donde existe una fuerte competencia entre los destinos turísticos por atraer al visitante ruso. Pequeños aumentos en el coste en un destino turístico hará que el turista ruso lo sustituya por otro.

[TABLE 4]

La Tabla 5 muestra los coeficientes estimados del MCE formulado en la ecuación (5). El procedimiento de modelización está basado en una estrategia de modelización conocida como de lo *general-a-lo-específico* (Hendry, 1995)¹⁵. Este

¹⁵ Es decir, partimos del modelo MCE con un número máximo de retardos $p=12$, y lo estimamos por MCO. Este modelo es simplificado eliminando aquella variable diferenciada o aquel evento especial menos significativo desde un punto de vista estadístico, y el modelo es re-estimado de nuevo. Este

modelo refleja de una forma directa las dinámicas complejas a corto plazo que parecen existir entre la demanda de turismo internacional ruso y sus principales determinantes. A pesar de esta complejidad, es destacable el hecho de que el coeficiente estimado asociado al término de corrección del error retardado un periodo $\hat{\phi}$ es igual a -0,11 y es altamente significativo. Estas características de este coeficiente corroboran y dan robustez a la existencia de una relación a largo plazo entre la variable Y y las variables R , P y PS . De forma complementaria, este coeficiente estimado también nos ofrece información sobre la velocidad de ajuste al equilibrio a largo plazo cuando se produce una perturbación. La desviación del equilibrio a largo plazo provocado por un shock se corrige cada mes en un 11 por ciento.

[TABLA 5]

Otro aspecto que requiere nuestra atención de la Tabla 5 es la interpretación del impacto de los eventos puntuales a partir de los coeficientes estimados α . Estos coeficientes nos permiten aproximar el impacto de los eventos puntuales sobre la demanda de turismo ruso a España¹⁶. De esta manera, los atentados terroristas han tenido un efecto muy negativo sobre la decisión de los ciudadanos rusos de visitar nuestro país. Nuestras estimaciones revelan que el atentado del 11 de Marzo de 2004 supuso en el corto plazo una reducción del 4,11 por ciento de la demanda, con un intervalo de confianza asociado de (3,04; 11,63)¹⁷. Por su parte, los atentados cometidos por la banda terrorista ETA durante su “*Campaña Terrorista de Verano*” hizo que la demanda de turismo ruso en cada atentado se redujese en un 4,89 por ciento, con un intervalo bootstrap de (2,02; 8,33). Por el contrario, según se desprende de nuestros resultados, la inestabilidad política y social generada por la *Primavera Árabe* en países como Egipto ha favorecido de una manera muy significativa un

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.

¹⁶ Para ser más precisos, el impacto de las variables ficticias sobre la demanda de turismo ruso se ha calculado empleando el coeficiente estimado del parámetro α y la expresión matemática proporcionada en Wooldridge (2012).

¹⁷ Se debe mencionar que esta variable no es estadísticamente significativa al nivel de significatividad establecido en nuestro estudio. No obstante, se ha decidido mantenerla en el modelo ya que su p-valor (0,11) está muy próxima al 10 por ciento y, además, su inclusión hacía incrementar el R^2 -Ajustado del modelo estimado.

aumento del turismo ruso a España. El impacto estimado de este efecto muestra que la llegada de turistas rusos a España se ha incrementado en un 5,12 por ciento, con un intervalo estimado de (1,01; 7,25). Esta sensibilidad del visitante ruso ante atentados terroristas en territorio español o la inestabilidad política y social en ciertos países árabes está reflejando el hecho de que uno de los factores que más influyen en su decisión de viajar es el de sentirse seguro en el destino elegido (IET, 2013)¹⁸. Otro factor que ha incidido de forma significativa en la demanda de turismo ruso a España ha sido el acuerdo firmado entre la Unión Europea y Rusia para facilitar la tramitación y expedición de visados turísticos. Este acuerdo diplomático ha originado, según nuestras estimaciones, que la llegada de turistas rusos aumentase en un 4,06 por ciento, con el correspondiente intervalo de confianza estimado (2,02; 9,42).

En la Tabla 6 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. En concreto, nos permite evaluar si el proceso de estimación seguido en este estudio es adecuado y robusto, y si las estimaciones de los parámetros β y α reflejan adecuadamente el impacto de las variables explicativas sobre la demanda de turismo ruso. Como se puede observar, el modelo presenta un ajuste no excesivamente elevado (R^2 -Ajustado de 0,53); 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 (Greene, 2003)¹⁹. Lo que sí se puede afirmar es que el valor del F-estadístico (9,24) nos permite rechazar la hipótesis nula de que todos los parámetros del modelo sean cero. Una diagnosis de los residuos del MCE 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

¹⁸ En Álvarez-Díaz et al. (2015b) también se constató que los atentados terroristas de ETA, el atentado yihadista del 11-M y la inestabilidad en los países árabes fueron unos eventos determinantes en la explicación de la demanda de turismo británico a España.

¹⁹ Es común encontrar en la literatura modelos de demanda internacional de turismo incluso con valores muy bajos del R^2 . Lise y Tol (2002) observaron este hecho, pero resaltan la importancia de que los parámetros estimados sean significativos y estables como indicador de robustez y consistencia del modelo estimado.

consecuencia, podemos argumentar desde un punto de vista estadístico que los residuos del modelo estimado no presentan problemas de autocorrelación. La ausencia de correlación serial es también confirmada si analizamos el correlograma de los residuos. Respecto a la detección de problemas de heterocedasticidad, hemos considerado el Test de Harvey 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 estadígrafos CUMSUM y CUMSUMQ²⁰.

[TABLA 6]

5. Conclusiones, implicaciones y recomendaciones

El sector turístico se ha convertido en uno de los principales motores de la actividad económica en España. Es por ello necesario potenciar este sector favoreciendo la afluencia de un mayor número de turistas internacionales. Este objetivo se logra por medio del diseño de estrategias que permitan una ganancia de competitividad respecto a otros destinos que, como España, basan su oferta en un turismo de sol y playa. Ahora bien, para un diseño óptimo de estas estrategias es imprescindible conocer (i) qué factores son los más relevantes para explicar la demanda de turismo de una determinada nacionalidad a España, y (ii) cómo varía el turismo ante modificaciones en estos factores. La respuesta a estas cuestiones para el caso ruso es el objetivo fundamental de nuestro estudio. La razón que justifica el que nos hayamos centrado en esta nacionalidad se debe a que Rusia se ha convertido en uno de los mercados emisores de turismo internacional más importantes y dinámicos en el mundo. España se ha beneficiado de este hecho llegando a triplicarse el número de visitantes procedentes de Rusia desde 2009. Sin embargo, nuestro sector turístico está sometido a una fuerte competencia de otros destinos turísticos más tradicionales

²⁰ 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 espacio.

para el mercado ruso como es el turco o el egipcio. Hoy en día es una prioridad y un reto para el sector turístico español el poder atraer al mayor número posible de visitantes procedentes de Rusia, y lograr su fidelización.

En nuestro estudio se asumió como aproximación de la demanda de turismo ruso el número de llegadas de ciudadanos de esta nacionalidad a territorio español (**Y**). Como determinantes económicos explicativos de esta demanda se consideró la renta de los rusos (**R**), el coste relativo de la vida en España (**P**), y un indicador agregado del coste relativo de la vida en una serie de mercados receptores del turismo ruso y que son competidores de España (**PS**). En el modelo también se tuvo en cuenta el efecto de una serie de eventos especiales que afectan a la demanda de turismo ruso como es el atentado del 11-M (**11M**), los atentados que cometió la banda terrorista ETA con el claro objetivo de dañar al sector turístico (**ETA**), la inestabilidad generada por las revueltas en ciertos países árabes competidores con España (**RA**) y, finalmente, el acuerdo por el que se facilita la expedición de visados entre Rusia y la Unión Europea (**VISA**).

El procedimiento propuesto por Johansen y Juselius (1990) nos permitió comprobar la existencia de una relación causal a largo plazo, y no casual, entre la variable **Y** y las variables **R**, **P**, y **PS**. La verificación de una relación estable a largo plazo garantiza la posibilidad de modelizar esta relación y evitar el problema de las regresiones espurias. El proceso de modelización planteado se basó en la construcción de un modelo en niveles que recoge la relación a largo plazo entre las variables, así como la relación a corto plazo y el ajuste al equilibrio por medio de un Modelo de Corrección de Error (MCE).

Las estimaciones de los parámetros del modelo a largo plazo pueden ser interpretadas como elasticidades. Estas estimaciones son muy útiles para los distintos agentes que intervienen en el sector turístico ya que les permiten diseñar de una forma óptima sus estrategias de inversión y de fijación de precios. Además, por otro lado, permiten cuantificar de forma anticipada el impacto de un shock sobre la demanda de turismo ruso a España. 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 rusos provocaría aproximadamente un aumento del 0,64 de la demanda de turismo ruso a España. Este resultado es relevante para los decisores políticos ya que un análisis de la

evolución de la renta de esta nacionalidad permite conocer la evolución futura de su demanda turística. En este sentido, según las previsiones de crecimiento ofrecidas por el Banco Mundial (2015) para Rusia y en base a la elasticidad renta de la demanda estimada en nuestro estudio, se espera que el descenso del nivel de renta previsto en Rusia para 2015 genere una disminución de su turismo a España cercano al 1,28 por ciento. Para el 2016 se pronostica un estancamiento y ya para el 2017 se prevé que la mejora en los niveles de renta permita una leve mejoría de la llegada de turistas rusos a España cuantificada en un aumento del 0,7 por ciento de la demanda.

En cuanto a la *Elasticidad Precio de la Demanda*, nuestra estimación revela que los turistas rusos reaccionan de una forma significativa al encarecimiento de la vida en España. De esta manera, un aumento en el coste relativo de la vida en España respecto a Rusia de un 1 por ciento tendría un impacto importante en la demanda de turismo ruso a España ya que el número de visitantes bajaría en un 3,84 por ciento. Esta fuerte reacción es motivada, fundamentalmente, a que España no es todavía considerado un destino turístico asentado para el mercado emisor ruso. Existen, además, otros destinos vacacionales más populares para los rusos como Turquía. Es importante que el nivel de precios en España se mantenga por debajo de los niveles existentes en Rusia y así minorar, dentro de lo posible, la pérdida de competitividad que está viviendo nuestro sector turístico por la fuerte depreciación que está sufriendo el Rublo.

La estimación de la *Elasticidad Precio Cruzada* de la demanda pone de manifiesto que existe una competencia significativa entre España y una serie de países receptores del turismo ruso como son Turquía, Egipto, Grecia, Italia, Túnez, Chipre y Portugal. En particular, un aumento del 1 por ciento en nuestro indicador agregado del coste relativo de la vida en estos países respecto a España originaría un aumento del 1,35 por ciento en la llegada de turistas a nuestro país. El sector turístico español debe hacer un esfuerzo por ser más competitivo e intentar ganar cuota de mercado a costa de países de la zona euro como Italia, Portugal y, sobre todo, Grecia. La razón de esto es que estos países no dependen de la evolución del tipo de cambio para obtener ganancias de competitividad respecto a España. No obstante, además de la contención de costes, el sector turístico español debería adoptar una serie de medidas que

favoreciesen una ganancia en la relación calidad/precio respecto al servicio turístico ofertado por los países competidores. Algunas de las posibles medidas a tener en cuenta sería el de incrementar la oferta de paquetes turísticos en Rusia, o bien ofertar servicios pensados exclusivamente para el turista ruso como ya sucede en otros destinos como Turquía. Entre estos servicios se pueden mencionar, por ejemplo, el disponer de personal o guías turísticos de habla rusa, o bien el tener canales rusos de televisión en los hoteles.

Respecto al impacto de los eventos puntuales, nuestras estimaciones muestran que los turistas rusos son muy sensibles a los atentados terroristas que se pudieran cometer en territorio español. En particular, los atentados de ETA en importantes destinos turísticos originaron una reducción el número de turistas rusos del 4,89 por ciento. Del mismo modo, el atentado del 11-M redujo la demanda en un 4,11 por ciento. Esta sensibilidad es coherente con las preferencias reveladas por los turistas rusos ya que entre las principales razones para visitar un lugar se encuentra el de sentirse seguro. Las autoridades públicas deben garantizar la seguridad de los principales destinos turísticos españoles y no escatimar esfuerzos en la prevención de atentados terroristas ya que, además de los posibles daños personales y materiales, suponen un grave perjuicio para uno de los sectores más importantes de la economía española.

Nuestro estudio también ha revelado que un factor positivo para la llegada de turistas rusos a España ha sido la inestabilidad política y social vivida en ciertos países árabes. Este factor coyuntural ha permitido que la llegada de turistas procedente de Rusia se incrementase en un 5,12 por ciento. Ahora bien, es importante destacar que el gran beneficiario de esta inestabilidad ha sido uno de nuestros principales competidores: Turquía. Este país ha fortalecido su condición de ser el principal destino receptor del turismo ruso. Además de este hecho, ya se está observando en los últimos años una recuperación del turismo ruso en estos países árabes y, especialmente, en Egipto. El gobierno de este país está adoptando una serie de medidas con el claro objetivo de potenciar la llegada de turistas rusos. Entre estas medidas se encuentra la exención temporal de pagar las tasas de expedición de visados, y la posibilidad de pagar los servicios turísticos en Rublos.

Finalmente, también se ha estimado el impacto del cambio en la política de visados entre la Unión Europea y Rusia. Este acuerdo, que entró en vigor en Junio de 2007, facilitó en gran medida la expedición del visado. Según nuestras estimaciones, la reducción de los costes de transacción que permitió este acuerdo originó un aumento de la demanda de turismo ruso a España de un 4,06 por ciento. Esta estimación supone un elemento novedoso de nuestro trabajo ya que, hasta este momento, no se había cuantificado el impacto de un cambio en la política de visados. Este resultado puede servir como referencia positiva para aquellos países que se plantean una mayor flexibilización en la expedición de visados.

En conclusión, no es de esperar que el turismo ruso se convierta en una nacionalidad determinante para el sector turístico español. Existen toda una serie de factores que juegan en contra de España como destino receptor del turista ruso. Entre estos factores negativos se pueden destacar la disminución de renta de los ciudadanos rusos, la fuerte depreciación del Rublo, la fuerte competencia con otros destinos turísticos como Turquía, y la mayor estabilidad que se observa en los destinos turísticos árabes. No obstante, España debe mejorar en la relación calidad/precio para poder competir con países de la zona euro como Grecia, Italia o Portugal.

Referencias

- Álvarez-Díaz M., González-Gómez M. y Otero-Giráldez M., 2015a. Estimating Price and Income Demand Elasticities to Spain Separately by The Major Source Markets”, *Tourism Economics*, próxima publicación.
- Álvarez-Díaz M., Caballero G., Manzano B. y Martín-Moreno J., 2015c. Assessment of Political Situation over the Business Cycle in Spain: A Time Series Approach”, *Hacienda Pública Española*, próxima publicación.
- Álvarez-Díaz M., González-Gómez M., Otero-Giráldez M. y Trigo-Iglesias A. B. 2015b, Modelización Econométrica de la Demanda de Turistas Británicos a España, *Revista de Economía Aplicada*, próxima publicación.
- Athanasopoulos, G., y Hyndman, R. J., 2008. Modelling and forecasting Australian domestic tourism, *Tourism Management*. 29, 1, 19–31.
- Balaguer J. y Cantavella-Jorda M., 2002. Tourism as a Long-run Economic Growth Factor: The Spanish case, *Applied Economics*. 34, 877–884.
- Banco Mundial, 2015. Global Economic Prospect 2015, World Bank Group, International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank.
- Bhargava, A., 1986. On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series, *The Review of Economic Studies*. 53, 3, 369–384
- Cheung, Y. W. y Lai, K., 1993. A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity”, *Journal of Business & Economic Statistics*. 11, 103-112.
- Chu F-L., 2004. Forecasting Tourism Demand: A Cubic Polynomial Approach, *Tourism Management*. 25: 209-218.
- Crouch G. I., 1994. The Study of International Tourism Demand: A Review of Findings, *Journal of Travel Research*. 33, 12-23
- De Mello M. M., Pack A. y Sinclair M. T., 2002. A System of Equations Model of UK Tourism Demand in Neighbouring Countries, *Applied Economics*. 34, 509-521.
- Divisekera S., 2003. A Model of Demand for International Tourism, *Annals of Tourism Research*. 30, 1, 31–49
- Dritsakis, N., 2004. Cointegration Analysis of German and British Tourism Demand for Greece, *Tourism Management*. 25, 111–119.

- Dwyer L., Forsyth P. y Dwyer W., 2010. *Tourism Economics and Policy*, Aspects of Tourism Texts, Channel Views Publications, Bristol, UK.
- Efron, B., y Tibshirani, R., 1998. *An Introduction to the Bootstrap*. Boca Raton, Fla: Chapman & Hall/CRC.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., Stock, J. H., 1996. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*. 64, 4, 813- 836.
- Engle R. F. y Granger C.W.J., 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*. 55, 251-76.
- EXCELTUR, 2015. Perspectivas turísticas. Valoración empresarial del año 2014 y perspectivas para el 2015, N°51, Enero 2015.
- Forsyth P. y Dwyer L., 2009. *Tourism price competitiveness*, the travel & tourism competitiveness report 2009, World Economic Forum.
- Frankel J., Schmukler S. L. y Servén L., 2004. Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regime, *Journal of International Money and Finance*. 23, 701-733.
- Frechtling, D., 2001). *Forecasting Tourism Demand: Methods and Strategies*. Oxford: Elsevier.
- Garín-Muñoz T., 2011. La demanda de turismo británico en España, Boletín Económico del ICE. 3010, 49-62.
- Garín-Muñoz T. y Perez-Amaral T., 2000. An Econometric Model for International Tourism Flows to Spain, *Applied Economics*. 7, 525-529.
- Garín-Muñoz, T., 2007. German demand for tourism in Spain, *Tourism Management*. 28, 12-22.
- Gómez Loscos A. y González M. J., 2014. La evolución reciente del turismo no residente en España, Boletín Económico, Abril 2014, 67-74.
- González, P. y Moral, P., 1995. An Analysis of the International Tourism Demand in Spain, *International Journal of Forecasting*. 11, 233-251.
- Granger C.W.J. y Newbold P., 1974. Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*. 2, 111-120

- Granger, C.W.J., Huang B., Yang, C., 2000. A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from recent Asian Flu, *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 40, 337–354.
- Greene, W.H., 2003. *Econometric Analysis*, 5th edition. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hendry, D. F., 1995. *Dynamic Econometrics: Advanced Text in Econometrics*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. y Yoo, B. S., 1990. Seasonal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.
- Instituto de Estudios Turísticos, 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 2013.
- Johansen, S. y Juselius, K., 1990. Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applicationes to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52, 169-210.
- Kremers, J. J, Ericson, N. R. y Dolado, J. J., 1992. The power of cointegration tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 54: 325–47
- Li, H. y Maddala, G. S., 1999. Bootstrap Variance Estimation of Non-Linear Functions of Parameters: An Application to Long-Run Elasticities of Energy Demand, *The Review of Economics and Statistics*. 81, 4, 728-733.
- Lim, C., y McAleer, M., 2001a. Cointegration analysis of quarterly tourism demand by Hong Kong and Singapore for Australia, *Applied Economics*. 33, 1599–1619.
- Lim, C., y McAleer, M., 2001b. Monthly seasonal variations: Asian tourism to Australia, *Annals of Tourism Research*. 28, 68–82.
- Lise, W. y Tol, R. S. J. (2002): “Impact of Climate on Tourism Demand”, *Climatic Change*, 55, 429–449
- Macías-Aymar I., de Pedro N. y Pérez F. A., 2012. La dimensión económica de la política de visados de España, en Sánchez-Montijano E, Vaquer-i-Fanés J. y Villup E. IILUP (eds.) *La política de visados para el siglo XXI: más allá de la cola del visado*, CIDOB Publicaciones.

- MacKinnon, J. G., Haug, A. A., y Michelis L., 1999. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration, *Journal of Applied Econometrics*. 14, 5, 563–577.
- Ng, S. y Perron, P., 2001. Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, *Econometrica*. 69, 6, 1519-1554.
- Otero-Giráldez M., Álvarez-Díaz M. y 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.
- Organización Mundial del Turismo, 2014. *Panorama OMT del turismo internacional*, Edición 2014.
- Pesaran, M, Shin, Y. y Smith, R, 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*. 16, 289-326.
- Pesaran, M. H. y Persaran, B., 1997. *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*, Oxford: Oxford University Press
- Phillips, P. C. B., 1987. Time Series Regression with a Unit Root, *Econometrica*. 55, 2, 277-301.
- Phillips, P. C. B. y Perron, P., 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*. 75, 2, 335-346.
- Shambaugh J. C., 2004. The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy”, *The Quarterly Journal of Economics*. 119, 1, 301-352.
- Sheldon, P., 1993. Forecasting Tourism: Expenditure versus Arrivals”, *Journal of Travel Research*. 32, 1, 13-20
- Song H., Witt S. y Li G., 2008. *The Advanced Econometrics of Tourism Demand*, Routledge. New York: Routledge.
- Song, H. y Li, G., 2008. Tourism Demand Modelling and Forecasting- A Review of Recent Research, *Tourism Management*. 29, 203–220.
- Song, H. y Witt, S. F., 2000. *Tourism Demand Modelling and Forecasting: Modern Econometric Approaches*. Oxford: Pergamon.

- Song, H., Kim, J. y Yang, S., 2010. Confidence Intervals for Tourism Demand Elasticity, *Annals of Tourism Research*. 37, 2, 377–396.
- Williams, A. y Shaw, G., 1991. Tourism and Development: Introduction, en A. Williams y G. Shaw (Eds.), *Tourism and Economic Development: Western European Experiences* (2nd ed.), London: Belhaven Press.
- Witt, S.F. y 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.
- Wooldridge J.M., 2012. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5th edition, Mason, OH, USA: South-Western CENGAGE Learning.

Tabla 1. Principales estadísticos descriptivos de las variables consideradas en el análisis

	MEDIA	MEDIANA	MÁXIMO	MÍNIMO	DESV. EST.
Variable Dependiente					
Y	10,23	10,13	11,58	8,79	0,69
Variables Vector X					
R	4,50	4,54	4,72	4,10	0,18
P	3,88	3,84	4,45	3,57	0,21
PS	3,32	3,26	3,87	3,05	0,20
FRECUENCIA					
Variables Vector E					
11M			6,91%		
ETA			19,15%		
RA			16,49%		
VISADOS			46,30%		

Tabla 2. Resultados de los test de raíces unitarias de Ng y Perron (2001) y de Hylleberg *et al.*, (1990)

SERIES EN NIVELES							
Variable	NG-PERRON TEST				HEGY TEST		
	H_0 : Raiz Unitaria				H_0 : Raiz Unitaria (t_1)	H_0 : Raiz Unitaria Estacional	
	MZa	MZt	MSB	MPT		Semestral (t_2)	Anual (F_{34})
Y	1,18	1,43	1,20	101,98	-2,29	-4,51***	27,75***
P	0,74	1,21	1,64	166,03	-3,39	-4,47***	34,15***
PS	0,73	1,15	1,56	151,26	-2,61	-2,99***	13,66***
R	0,79	1,12	1,42	128,16	-2,48	-5,65***	33,69***

SERIES EN PRIMERAS DIFERENCIAS							
ΔY	-18,11***	-2,99***	0,16***	1,42***	-3,16*	-	-
ΔP	-20,73***	-3,14***	0,15***	1,45***	-3,87**	-	-
ΔPS	-18,64***	-2,97***	0,16***	1,60***	-3,35**	-	-
ΔR	-15,05***	2,74***	0,18***	1,62***	-3,81**	-	-

Nota: El Ng-Perron test ha sido calculado siguiendo las indicaciones de Ng and Perron (2001). De esta forma, se ha empleado el Criterio de Información Modificado de Akaike, el método de estimación fue el "autoregressive spectral OLS", y se ha asumido un número máximo de retardos igual a $12 \cdot (T/10)^{1/4}$. Los símbolos *, ** y *** implican el rechazo de la hipótesis nula al 10, 5 y 1 por ciento, respectivamente.

Tabla 3. Resultados del test de cointegración basado en Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990)

VARIABLES	H ₀	H ₁	TRAZA (p-valor)	AUTO- VALOR (p-valor)
Y, R, P, PS	$r = 0$	$r = 1$	57,01 (0,02)	29,78 (0,03)
	$r \leq 1$	$r \geq 2$	27,22 (0,27)	15,92 (0,30)

Nota: r es el número de vectores de cointegración. El retardo óptimo elegido fue 6 usando el Criterio de Schwarz y con los residuos incorrelados. El p-valor se obtiene por la simulación de Monte Carlo realizada por MacKinnon *et al.* (1999).

Tabla 4. Estimación puntual y por intervalo de los parámetros del modelo a largo plazo

Variable	Coefficiente Estimado	p-valor	Estimación por Intervalo mediante Bootstrap
<i>Constante</i>	17,78	0,00	(3,87; 21,55)
<i>P</i>	-3,84	0,00	(-4,87; -2,85)
<i>R</i>	0,64	0,03	(0,16; 1,14)
<i>PS</i>	1,35	0,05	(0,20; 2,47)

Nota: La estimación por intervalo fue llevada a cabo empleando el método bootstrap y, en concreto, el "*accelerated bias-corrected method*". Se consideraron 10,000 réplicas y un nivel de confianza del 95 por ciento.

Tabla 5. Estimación puntual y por intervalo de los parámetros del MCE

Variable a Corto Plazo	Coefficientes Estimados	p-value	Estimation por Intervalo mediante Bootstrap
$\hat{\nu}_{t-1}$	-0,11	0,00	(-0,17; -0,05)
ETA _t	-0,05	0,00	(-0,08; -0,02)
11M _t	-0,04	0,11	(-0,11; 0,03)
RA _t	0,05	0,02	(0,01; 0,07)
VISA _t	0,04	0,00	(0,02; 0,09)
ΔY_{t-1}	-0,59	0,00	(-0,75; -0,43)
ΔR_{t-1}	0,76	0,05	(-0,16; 1,60)
ΔPS_{t-1}	-0,89	0,01	(-1,65; -0,17)
ΔY_{t-2}	-0,38	0,00	(-0,59; -0,20)
ΔY_{t-3}	-0,20	0,01	(-0,38; -0,02)
ΔR_{t-3}	1,21	0,00	(0,33; 2,05)
ΔP_{t-3}	1,53	0,00	(0,44; 2,81)
ΔPS_{t-3}	-2,09	0,00	(-3,40; -0,86)
ΔY_{t-4}	-0,36	0,02	(-0,51; -0,20)
ΔR_{t-4}	1,56	0,00	(0,57; 2,39)
ΔY_{t-5}	-0,28	0,00	(-0,45; -0,11)
ΔY_{t-6}	-0,37	0,00	(-0,54; -0,23)
ΔP_{t-6}	-0,99	0,00	(-1,56; -0,31)
ΔY_{t-7}	-0,26	0,00	(-0,41; -0,11)
ΔY_{t-8}	-0,27	0,00	(-0,40; -0,13)
ΔR_{t-8}	1,14	0,00	(0,40; 1,85)
ΔR_{t-9}	0,57	0,02	(-0,19; 1,35)
ΔR_{t-10}	0,72	0,10	(-0,04; 1,41)
ΔY_{t-12}	-0,25	0,00	(-0,36; -0,12)

Nota: La estimación por intervalo fue llevada a cabo empleando el método bootstrap y, en concreto, el accelerated bias-corrected method. Se consideraron 10.000 réplicas y un nivel de confianza del 95 por ciento.

Tabla 6. Diagnósis de los residuos del MCE

		Valor	p-valor
R² Ajustado		0,53	-
F-Estadístico		9,24	0,00
Autocorrelación	B-G LM Test		
	LM(1)	1,11	0,29
	LM(12)	0,49	0,92
Heterocedasticidad	B-G-P Test	1,11	0,34
	Test de Harvey	0,88	0,62
Mala Especificación del Modelo	Test RESET	0,62	0,54

Nota: El F-estadístico contrasta la hipótesis nula de la nulidad conjunta de todos los parámetros del MCE; LM(1) y LM(12) es el test de correlación serial de Breusch y Godfrey considerando 1 y 12 retardos; el B-G-P test es el test de Breusch-Godfrey-Pagan para detectar heterocedasticidad, al igual que el test de Harvey. El test RESET de Ramsey contrasta la correcta especificación del modelo.