

## IMPACTO DE LA CRISIS ECONÓMICA 2008-2014 SOBRE EL TURISMO RECEPTOR EN ESPAÑA

José Luis Nieto González<sup>1</sup>

Isabel María Román Sánchez<sup>2</sup>

Domingo Bonillo Muñoz<sup>3</sup>

### Resumen:

El sector turístico tiene gran relevancia en la economía mundial y, de forma particular, en la economía española, siendo uno de los sectores estratégicos del sistema económico español. Dada su importancia, en el presente trabajo se analiza el sector turístico en época de crisis económica a través del estudio del efecto que sobre el gasto turístico tiene la situación económica y social de la población de los tres principales mercados emisores de turistas a España: Reino Unido, Alemania y Francia.

Se propone un modelo de regresión lineal múltiple en el que se analiza, por un lado, la relación entre el gasto turístico internacional en España y la situación económica de los países emisores de turistas, expresada a través de su tasa de desempleo y por otro lado, la tasa de variación del índice de precios al consumo en España. De este modo, se analiza el impacto de la crisis económica sobre el turismo a dos niveles: el primero, a nivel macroeconómico, utilizando datos de gasto turístico; y el segundo, a nivel microeconómico, considerando las características socioeconómicas de los hogares.

**Palabras Clave:** crisis económica, gasto turístico, tasa de desempleo, índice de precios al consumo (IPC), sector turístico.

---

<sup>1</sup> Universidad de Almería. [jl Nieto@ual.es](mailto:jl Nieto@ual.es)

<sup>2</sup> Universidad de Almería. [iroman@ual.es](mailto:iroman@ual.es)

<sup>3</sup> Universidad de Almería. [dbonillo@ual.es](mailto:dbonillo@ual.es)

## **IMPACT OF THE 2008–2014 ECONOMIC CRISIS ON INBOUND TOURISM IN SPAIN**

### **Abstract:**

The tourism sector is of great importance in the world economy and, particularly, in the Spanish one, where is one of the strategic sectors of their economic system. Due to its importance, we analyze the tourism sector during economic crisis through the study of the effect that has economic and social situation on tourism expenditure of the three main tourists markets towards Spain: United Kingdom, Germany and France.

We propose a model of multiple linear regression, which analyzes on the one hand the relationship between international tourism expenditure in Spain and the economic situation of the issuing countries of tourists, expressed through its unemployment rate and, on the other hand, the variation rate of consumer price index in Spain. Thus, the impact of the economic crisis on tourism is analyzed on two levels: first, at the macroeconomic level, using data from tourism expenditure; and the second, at the microeconomic level, considering the socioeconomic characteristics of households.

**Key words:** economic crisis, tourism expenditure, unemployment rate, consumer price index (CPI), tourism sector.

## 1. INTRODUCCIÓN

El sector turístico tiene gran relevancia en la economía mundial y, de forma particular, en la economía española, siendo uno de los sectores estratégicos del sistema económico español.

A nivel mundial, el informe anual del Consejo de Viajes y Turismo (WTTC, 2015a), cifra en 7.580,9 miles de millones de dólares la aportación del sector turístico al PIB de la economía mundial en el año 2014. En cuanto a España, el informe anual del Consejo de Viajes y Turismo (WTTC, 2015b), cifra en 161,1 miles de millones de euros la contribución del sector viajes y turismo al PIB de la economía española en el año 2014 (el 15,2% del PIB), y generó 2.652.500 puestos de trabajo (el 15,3% del empleo total), de los cuales 870.000 corresponden a empleos directos.

Dada su importancia, hemos analizado el sector turístico en época de crisis económica, y hemos estudiado el desempleo, entre otras variables, como explicativas del comportamiento de los turistas en relación a la demanda de los servicios turísticos en épocas de recesión económica.

## 2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Existen escasos trabajos de investigación que estudien el desarrollo del turismo en una época de crisis global.

Nos tenemos que remontar a la crisis energética de mediados de los años setenta para encontrar una pionera publicación que investiga el efecto de la crisis sobre el turismo en Estados Unidos a través de los patrones de comportamiento y actitudes de 162 turistas (Solomon y George, 1976). Veinte años más tarde encontramos otros estudios similares, en este caso en relación a la crisis financiera asiática de mediados de 1997 (Henderson, 1999a y 1999b; Prideaux, 1999a, 1999b; Prideaux y Witt, 2000; Law, 2001).

La reciente crisis económica global que tuvo sus orígenes en Estados Unidos a finales de 2007 y posteriormente se extendió por un gran número de economías, ha sido la más estudiada, sobre todo por el notable impacto negativo de la crisis en los distintos sectores económicos, entre ellos el turístico.

Se realizaron importantes contribuciones sobre la crisis internacional y el turismo en la conferencia de la Academia Internacional de Estudios de Turismo<sup>4</sup> que tuvo lugar en Mallorca en junio de 2009, y que sentó la base para posteriores publicaciones.

Ritchie, Amaya Molinar y Frechtling (2010) estudian el impacto de la crisis económica en Norteamérica, y aunque ha afectado negativamente a los tres países considerados –Estados Unidos, México y Canadá–, en los dos primeros se ha dejado notar con menos fuerza que en crisis anteriores; en este sentido, en Estados Unidos los atentados del 11 de septiembre tuvieron un impacto significativamente mayor, mientras que en el caso de México han sido otros factores –desastres naturales, tipos de cambio–

---

<sup>4</sup> La Academia Internacional de Estudios de Turismo es una organización internacional creada para promover tanto las investigaciones teóricas como prácticas en el campo del turismo.

los que han afectado en mayor medida al turismo. Song y Lin (2010) analizan como la crisis económica y financiera ha afectado al turismo emisor y receptor en el continente asiático y concluyen que existe un significativo impacto negativo tanto en la llegada de turistas a Asia como en el gasto que realizan los turistas asiáticos en otras regiones, sobre todo en 2009, si bien con un punto de inflexión en 2010. Por su parte, Smeral (2010) se centra en el análisis y estimación de la demanda turística en Australia, Canadá, Estados Unidos, Japón y la eurozona (15 países)<sup>5</sup>, observando que el impacto de la crisis en el turismo internacional registrado hasta el momento había sido notablemente más suave que la caída experimentada por el comercio exterior y la producción industrial. Por último, Papatheodorou, Rosselló y Xiao (2010) realizan un estudio a nivel global y por regiones mundiales, y resaltan la ralentización en las llegadas turísticas en el mundo a partir del segundo trimestre de 2008.

En relación a España, Hernández Solís, Muñoz Martínez y Rodríguez Oromendía (2012) estudian el impacto de la crisis internacional sobre el turismo español, realizando un análisis cuantitativo tanto del turismo receptor como del turismo interno y concluyen que el impacto ha sido mucho mayor en términos de gasto que en llegadas de turistas.

Para el caso griego, Papatheodorou y Arvanitis (2014) observan como el turismo interno ha resultado mucho más afectado que el turismo receptor. La complicada situación económica del país continúa afectando al primero, mientras que el turismo receptor ha conseguido alcanzar valores superiores a los registrados antes de la crisis, tanto en llegadas como en ingresos. Esto está en consonancia con lo expuesto por Guduraš (2014), en el sentido de que el turismo en Grecia se ha visto afectado por la crisis económica internacional, pero ha mostrado una recuperación relativamente rápida en relación a otros sectores, sobre todo debido a una diversificación de los mercados internacionales de origen de los turistas, lo que muestra la resistencia del sector en el largo plazo.

En Italia, Cellini y Cuccia (2014) concluyen que la industria turística se ha mostrado más resistente a la crisis económica que otras industrias. Esta evidencia, compartida por Smeral (2010), se apoya en la tesis de que los sectores más abiertos al exterior son más resistentes a las perturbaciones que aquellos más cerrados.

Para concluir, se incluye una nueva forma de analizar el impacto de la crisis económica sobre el turismo, propuesta por Eugenio Martín y Campos Soria (2014), que considera dos niveles: el primero, a nivel macroeconómico, utiliza datos de gasto turístico; y el segundo, a nivel microeconómico, considerando las características socioeconómicas de los hogares. Los autores afirman que, si bien el turismo es un sector particularmente sensible a las crisis económicas, en función del país, esta situación puede ser una oportunidad para el turismo interno en el sentido de permitirle mejorar su relativa competitividad respecto a otros destinos internacionales.

### **3. DESCRIPCIÓN DEL ESTUDIO REALIZADO Y LA METODOLOGÍA UTILIZADA**

Hemos analizado el efecto que sobre el gasto turístico tiene la situación económica y social de los tres principales países emisores de turistas a España: Reino

---

<sup>5</sup> En una anterior publicación, Smeral (2009) ya realizó un análisis del impacto de la crisis económica en la zona euro (15 países).

Unido, Alemania y Francia. Hemos acotado este estudio a estos tres países, ya que en términos agregados suponen más del 50% de las llegadas de turistas a nuestro país y cerca del 50% del gasto turístico realizado en España.

Para realizar el estudio, se propone un modelo de regresión lineal múltiple. Si consideramos las técnicas multivariantes, ésta “es la más utilizada y relevante para estimar la demanda turística internacional”<sup>6</sup> (Chandra y Menezes, 2001: 84). De hecho, un análisis de las principales publicaciones especializadas en turismo realizado por Reid y Andereck (1989: 21) pone de manifiesto que los métodos más utilizados son, por este orden, “los modelos de regresión/correlación, el análisis de varianza (ANOVA), las técnicas no paramétricas y el análisis factorial”<sup>7</sup>. Esta conclusión es compartida por Chen (2001: 39) en un análisis similar, al afirmar que “las técnicas estadísticas más utilizadas consistían en combinación de técnicas univariantes y multivariantes, tales como la correlación, el análisis de la varianza (ANOVA), la regresión múltiple y el análisis factorial”<sup>8</sup>. Ong (1995: 367) revela que “la mayoría de los modelos de demanda turística se basan en el análisis de regresión múltiple”<sup>9</sup>. Por consiguiente, los modelos de regresión lineal en sus diferentes variantes han sido utilizados como herramienta por diversos autores, como Song, Witt y Jensen (2003) para Alemania, Holanda, Noruega, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos; Athanasopoulos y Hyndman (2008) para Australia; o Welgamage (2015) para Sri Lanka.

#### **4. DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES, TAMAÑO MUESTRAL Y PLANTEAMIENTO DE LAS HIPÓTESIS**

Una vez delimitado el campo del estudio, procedemos a definir las variables a utilizar:

a) Gasto de los turistas alemanes, franceses y británicos en su viaje a España (GT\_AL\_FR\_RU): La fuente de estos datos es la Encuesta de Gasto Turístico (EGATUR), realizada por el Instituto de Estudios Turísticos que, en un sentido general, considera como gasto turístico “los gastos realizados por los visitantes o por cuenta de los visitantes, durante su viaje a España así como los gastos previos al mismo (como puede ser el billete de avión, o la compra del paquete turístico)” (Subdirección General de Conocimiento y Estudios Turísticos, 2014: 5). Los datos utilizados en el estudio vienen expresados en millones de euros.

b) Tasa de desempleo de Alemania (Paro\_AL), de Francia (Paro\_FR) y del Reino Unido (Paro\_RU): Estos datos han sido obtenidos de la Oficina Europea de Estadística (EUROSTAT) y están expresados en porcentaje. En este sentido, se consideran parados aquellas personas de 15 a 74 años de edad (de 16 a 74 años en España, y en el Reino Unido) que no trabajan durante la semana de referencia, han buscado activamente empleo durante las últimas cuatro semanas y que están dispuestos a empezar a trabajar inmediatamente o en el plazo de dos semanas.

---

<sup>6</sup> Traducción propia.

<sup>7</sup> Traducción propia.

<sup>8</sup> Traducción propia.

<sup>9</sup> Traducción propia.

c) Tasa de variación anual del índice de precios de consumo armonizado en España (IPCA\_VarAnu\_ES): La fuente de datos utilizada es la Oficina Europea de Estadística (EUROSTAT). Este índice, expresado en porcentaje y con 2005 como año base, ofrece una medida comparable de la inflación de países o grupos de países.

La serie de datos disponible abarca el período 2006-2013, y se utilizan datos mensuales. Sin embargo, debido a las características de las variables seleccionadas, existe un componente estacional que es necesario eliminar porque podría alterar los resultados de la investigación. Por ello, se procede a la definición de unas nuevas variables, que se obtienen de la desestacionalización de las anteriores:

a) Gasto desestacionalizado de los turistas alemanes, franceses y británicos en su viaje a España (GT\_AL\_FR\_RU\_Des).

b) Tasa de desempleo de Alemania desestacionalizada (Paro\_AL\_Des).

c) Tasa de desempleo de Francia desestacionalizada (Paro\_FR\_Des).

d) Tasa de desempleo del Reino Unido desestacionalizada (Paro\_RU\_Des).

e) Tasa de variación anual del índice de precios de consumo armonizado en España desestacionalizada (IPCA\_VarAnu\_ES\_Des).

En cuanto a las hipótesis acerca del comportamiento de las variables anteriormente consideradas, se pueden establecer las siguientes:

1. Hipótesis 1. Relación inversa entre el gasto turístico internacional en España y la tasa de desempleo en los países de origen: El turismo se considera una exportación “invisible” de un servicio, por lo que depende fundamentalmente de la situación económica del país de origen, y en épocas de crisis económica quedan afectadas algunas variables macroeconómicas, entre ellas el desempleo (Choudhry, Marelli y Signorelli, 2010; Guichard y Rusticelli, 2010; Naciones Unidas, 2011). Por tanto, se considera la existencia de una relación inversa entre tasa de desempleo en los países emisores de turistas y gasto turístico internacional en España. De esta hipótesis se derivan las tres siguientes:

1.1. Hipótesis 1a. Relación inversa entre el paro en Alemania y el gasto turístico de los principales países emisores en España.

1.2. Hipótesis 1b. Relación inversa entre el paro en Francia y el gasto turístico de los principales países emisores en España.

1.3. Hipótesis 1c. Relación inversa entre el paro en el Reino Unido y el gasto turístico de los principales países emisores en España.

2. Hipótesis 2. Relación inversa la tasa de inflación en España y el gasto turístico internacional en España: Durbarry y Sinclair (2003: 938) afirman que “tasas relativamente altas de inflación incrementan los precios turísticos, con efectos adversos sobre la demanda, ya que los turistas tienen cierto grado de conocimiento de las diferencias en las combinaciones de bienes y servicios que son capaces de adquirir, en diferentes países, por una cantidad de dinero determinada”<sup>10</sup>. Asimismo, Ritchie, Amaya Molinar y Frechtling (2010: 12), ante las subidas de precios derivadas de la buena situación económica o de los aumentos de costes de las empresas turísticas, “los consumidores suelen reaccionar frente a esta inflación de costes reduciendo su demanda

---

<sup>10</sup> Traducción propia.

real”<sup>11</sup>. En definitiva, esto viene a apoyar las palabras de Smeral (2010: 37) en el sentido de que “los turistas se han vuelto extremadamente sensibles a los precios, una tendencia que puede sobrevivir a la crisis, de tal manera que existe un riesgo real de ‘guerra de precios’”<sup>12</sup>. Por lo tanto, se hace necesario incluir esta variable en el estudio, considerando que un aumento en la tasa de inflación en España disminuye el gasto que los turistas internacionales realizan en nuestro país.

## 5. PLANTEAMIENTO, ANÁLISIS Y RESULTADOS DE LA INVESTIGACIÓN EMPÍRICA

Hemos utilizado un modelo de regresión lineal múltiple y la herramienta estadística usada ha sido el “IBM SPSS Statistics” en su versión 22.

El período objeto de estudio abarca entre los años 2006 y 2013 y, dado que los datos que se emplean son mensuales, el tamaño muestral disponible es de 96 observaciones.

Un análisis preliminar pone de manifiesto la existencia de multicolinealidad entre variables, tal y como se detalla en la tabla 1.

**Tabla 1. Diagnósticos de colinealidad<sup>a</sup>**

Modelo	Autovalor	Índice de condición	Proporciones de varianza					
			(Constante)	Paro_AL_ Des	Paro_FR_ Des	Paro_RU_ Des	IPCA_VarAnu _ES_Des	
1	1	4,678	1,000	,00	,00	,00	,00	,01
	2	,258	4,262	,00	,00	,00	,00	,54
	3	,060	8,833	,00	,19	,00	,02	,15
	4	,003	38,276	,00	,19	,75	,73	,02
	5	,002	51,874	1,00	,62	,25	,24	,28

a. Variable dependiente: GT\_AL\_FR\_RU\_Des

Hemos de tener en cuenta que índices de condición superiores a 30 son un indicativo de posible multicolinealidad (Belsley, Kuh y Welsch, 2005; Montgomery, Peck y Vining, 2012). Como podemos comprobar, las dimensiones 4 y 5 presentan índices de condición que superan ese umbral, por tanto es necesario emplear alguna técnica que permita eliminar el problema de la multicolinealidad.

<sup>11</sup> Traducción propia.

<sup>12</sup> Traducción propia.

El método que se ha utilizado para reducir la multicolinealidad ha sido el centrado de las variables<sup>13</sup> (Marquardt, 1980; Cohen, Cohen, West y Aiken, 2003). Así redefinimos las variables del siguiente modo:

a) Tasa de desempleo de Alemania desestacionalizada y centrada (Paro\_AL\_Des\_Centrada).

b) Tasa de desempleo de Francia desestacionalizada y centrada (Paro\_FR\_Des\_Centrada).

c) Tasa de desempleo del Reino Unido desestacionalizada y centrada (Paro\_RU\_Des\_Centrada).

d) Tasa de variación anual del índice de precios de consumo armonizado en España desestacionalizada y centrada (IPCA\_VarAnu\_ES\_Des\_Centrada).

A continuación, en la tabla 2 se ofrece el resumen del modelo.

**Tabla 2. Resumen del modelo<sup>b</sup>**

Modelo	R	R cuadrado	R cuadrado ajustado	Error estándar de la estimación	Durbin-Watson
1	,814 <sup>a</sup>	,663	,649	105,953056065276000	1,988

a. Predictores: (Constante), IPCA\_VarAnu\_ES\_Des\_Centrada, Paro\_AL\_Des\_Centrada, Paro\_FR\_Des\_Centrada, Paro\_RU\_Des\_Centrada

b. Variable dependiente: GT\_AL\_FR\_RU\_Des

El estadístico más utilizado que ofrece una medida de la bondad del ajuste es el coeficiente de determinación ( $R^2$ ). El valor de R cuadrado nos permite concluir que el gasto turístico conjunto de alemanes, franceses y británicos en España queda explicado en un 66,3% por las variables predictoras, según el modelo lineal considerado, lo que indica que dicho modelo proporciona un buen ajuste.

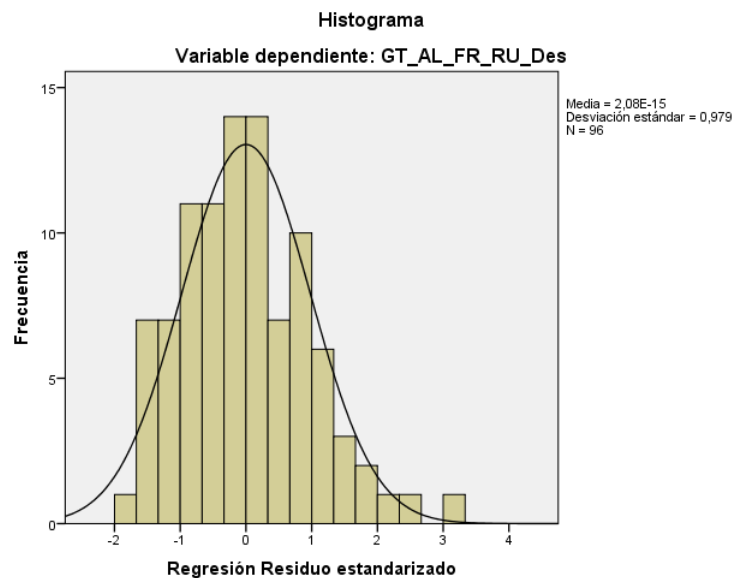
Por su parte, el estadístico Durbin-Watson se utiliza para detectar la autocorrelación, ya que “mide la correlación entre cada residuo y el residuo para el periodo de tiempo inmediatamente anterior al periodo de interés” (Levine, Berenson y Krehbiel, 2006). Su valor oscila entre 0 y 4, mientras que un valor cercano a 2 indica que los residuos no se correlacionan. En nuestro estudio se observa como su valor (1,988) es cercano a 2, por lo que se acepta la hipótesis nula de que los residuos no están autocorrelacionados.

Vamos a continuación a comprobar el cumplimiento de los supuestos a través del análisis de los residuos. La hipótesis de normalidad se puede analizar por medio del histograma.

<sup>13</sup> Este método consiste en restar a cada variable su media.



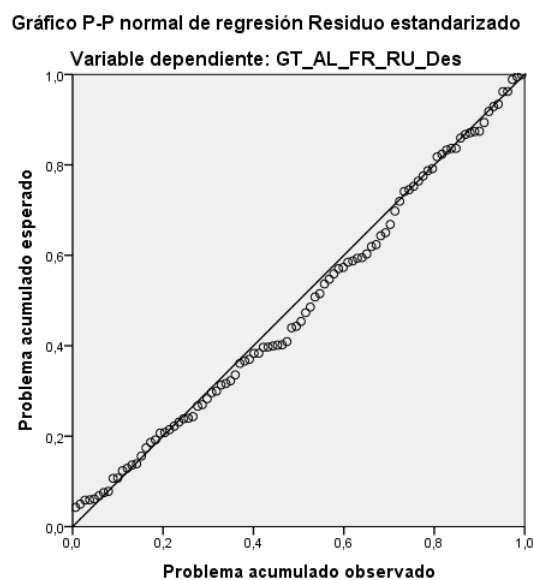
**Gráfico 1. Histograma**



El gráfico 1 muestra una disposición campaniforme, por lo que la distribución de los residuos sigue el modelo de probabilidad normal.

También se puede comprobar introduciendo el diagrama P-P, el cual compara la probabilidad acumulada observada y la esperada bajo la hipótesis de normalidad.

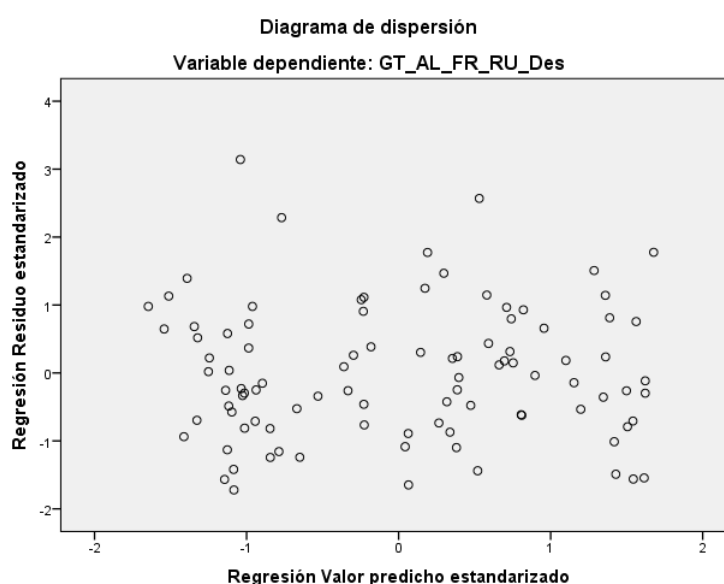
**Gráfico 2. Gráfico P-P normal de regresión**



Del análisis del gráfico P-P se desprende que los valores se ajustan razonablemente bien a la diagonal sin alejamientos sustanciales o sistemáticos, por lo que podemos concluir que los residuos se distribuyen normalmente.

A continuación, y para comprobar si existe homocedasticidad de los residuos elaboramos un diagrama de dispersión que relaciona los residuos tipificados y las predicciones.

**Gráfico 3. Diagrama de dispersión**



El diagrama de dispersión nos muestra que los residuos varían de forma similar a lo largo de todo el gráfico, sin reflejar pautas de aumento o disminución de los mismos, lo que demuestra la existencia de homocedasticidad en los residuos.

Por último, y tal como indicamos al comienzo del análisis, el centrado de variables consiguió eliminar el problema de multicolinealidad existente, sin alterar la eficacia del modelo. Los valores obtenidos con las variables transformadas se muestran en la tabla 3.

**Tabla 3. Diagnósticos de colinealidad<sup>a</sup>**

Modelo	Autovalor	Índice de condición	Proporciones de varianza					
			(Constante)	Paro_AL_Des_Centrada	Paro_FR_Des_Centrada	Paro_RU_Des_Centrada	IPCA_VarAnu_Des_Centrada	
1	1	2,674	1,000	,00	,03	,05	,03	,04
	2	1,000	1,635	1,00	,00	,00	,00	,00
	3	,800	1,828	,00	,13	,00	,00	,58
	4	,383	2,644	,00	,21	,75	,01	,19
	5	,143	4,323	,00	,63	,21	,96	,19

a. Variable dependiente: GT\_AL\_FR\_RU\_Des

Como se puede observar, el centrado de variables ha conseguido reducir los índices de condición a valores muy inferiores a 30, solucionando el problema de multicolinealidad inicialmente detectado.

A continuación, y debido a la importancia de los residuos en el análisis de regresión<sup>14</sup>, resulta conveniente realizar un análisis de los mismos para detectar posibles anomalías. En primer lugar, en la tabla 4 se incluyen las estadísticas de residuos.

**Tabla 4. Estadísticas de residuos<sup>a</sup>**

	Mínimo	Máximo	Media	Desviación estándar	N
Valor pronosticado	1920,108642578120000	2403,929687500000000	2159,78255375810000	145,556651881779000	96
Residuo	-182,479415893554000	332,843719482421000	,000000000000218	103,698477791752000	96
Valor pronosticado estándar	-1,647	1,677	,000	1,000	96
Residuo estándar	-1,722	3,141	,000	,979	96

a. Variable dependiente: GT\_AL\_FR\_RU\_Des

Con la tabla 4 podemos comprobar la existencia de valores atípicos, ya que los valores máximo y mínimo de los residuos estándar deben estar situados, en valor absoluto, por debajo de dos (o de tres, según se considere)<sup>15</sup> y, aunque el valor mínimo no presenta problemas, el valor máximo (3,141) excede de los límites marcados. Por ello, es necesario un análisis más exhaustivo para comprobar cuantos valores exceden dicho criterio. En la tabla 5 se muestran los diagnósticos por caso, donde se reflejan aquellos valores atípicos superiores a dos desviaciones típicas.

**Tabla 5. Diagnósticos por casos<sup>a</sup>**

Nº del caso	Residuo estándar	GT_AL_FR_RU_Des	Valor pronosticado	Residuo
40	2,286	2289,9501007641700	2047,698030379090000	242,252070385079000
64	3,141	2341,1383286810900	2008,294600279890000	332,843728401196000
92	2,569	2509,2261864449500	2237,024123013770000	272,202063431175000

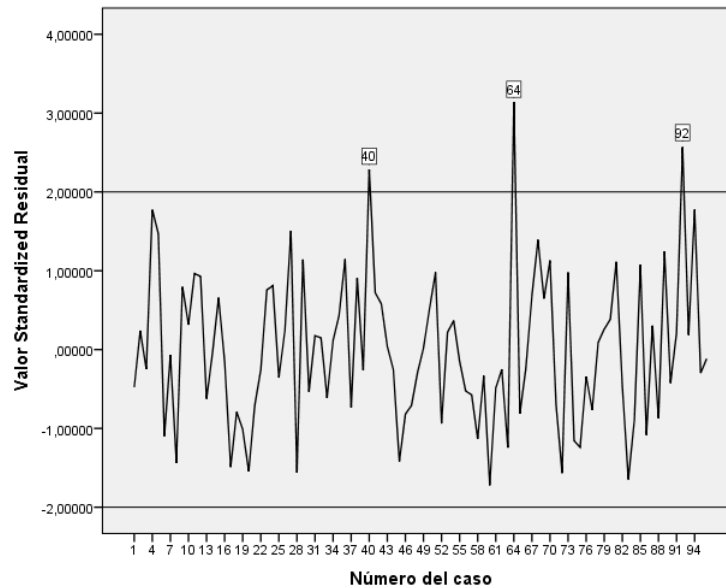
a. Variable dependiente: GT\_AL\_FR\_RU\_Des

Como se puede observar en la tabla 5, hay únicamente tres residuos tipificados que exceden del valor de referencia, y tomando como límite máximo el correspondiente a tres desviaciones típicas, tendríamos un único caso. Estos tres valores atípicos se detallan en el gráfico 4, que relaciona los residuos estandarizados para cada observación.

<sup>14</sup> Esto se debe a que los residuos son la “diferencia entre el valor observado de la variable dependiente y el valor ajustado por la función” (Guisande González, Vaamonde Liste y Barreiro Felpeto, 2013: 453).

<sup>15</sup> En este sentido, Gil Pascual (2015: 400) afirma lo siguiente: “También se puede valorar los casos atípicos a través de los residuos estandarizados cuya distribución es  $N(0,1)$  y por tanto, valores mayores a 2 o 3, según criterio del investigador, serán considerados datos atípicos”.

**Gráfico 4. Gráfico de residuos estandarizados para cada observación**



Al disponer de 96 observaciones y 3 valores atípicos, estos últimos suponen únicamente un 3,12% del total. Además, si consideramos aquellos que exceden de tres desviaciones típicas, solo encontramos un valor, esto es, un 1,04% del total. Álvarez Cáceres (1994: 142) señala que “en cada caso hay que tener en cuenta el número de datos total, antes de considerar que tenemos un número excesivo de valores atípicos”, considerando que se puede esperar que un 5% del total de datos pueda corresponder a valores atípicos, y si un dato se aleja de forma significativa, se debería estudiar de forma individualizada. Por tanto, en nuestro estudio el número de valores atípicos puede ser considerado normal<sup>16</sup>.

El siguiente paso nos conduce al cálculo de la tabla de análisis de la varianza (ANOVA), que nos ofrece el estadístico F de Fisher-Snedecor con su nivel de significación.

<sup>16</sup> La observación 64, que es la que más extrema, corresponde al mes de abril de 2011. En dicho mes, el gasto turístico acumulado de alemanes, franceses y británicos aumentó un 26,2% respecto al mismo mes del año anterior. Según publica el IET en su nota de coyuntura 2011, este resultado viene en parte influido por los efectos, un año antes, de las cenizas del volcán islandés de Eyjafjallajökull (cuya erupción obligó a cerrar el espacio aéreo sobre la mayor parte del norte de Europa) y por el efecto Semana Santa.

**Tabla 6. ANOVA<sup>a</sup>**

Modelo	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
1 Regresión	2012740,196	4	503185,049	44,823	,000 <sup>b</sup>
Residuo	1021570,558	91	11226,050		
Total	3034310,754	95			

a. Variable dependiente: GT\_AL\_FR\_RU\_Des

b. Predictores: (Constante), IPCA\_VarAnu\_ES\_Des\_Centrada, Paro\_AL\_Des\_Centrada, Paro\_FR\_Des\_Centrada, Paro\_RU\_Des\_Centrada

A través de los resultados obtenidos mediante el análisis de la varianza, procedemos a probar las siguientes hipótesis:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1 : \exists i, \beta_i \neq 0 \quad (\text{algún } \beta \text{ es distinto de } 0^{17})$$

El valor de F obtenido es de 44,823, con una probabilidad asociada (p-valor) de 0,000 (columna Sig.), que es menor que el nivel de significación  $\alpha = 0,05$  (e incluso es inferior a un  $\alpha = 0,01$ ), por lo que se rechaza la hipótesis nula, suponiendo por tanto que existe un efecto real de las variables independientes sobre la variable dependiente, es decir, que el hiperplano que nos define la ecuación de regresión proporciona un buen ajuste a la nube de puntos.

Para finalizar, en la tabla 7 se ofrecen los datos sobre el modelo de regresión, donde se incluyen los coeficientes estimados, el error estándar de la estimación, la significación individual de los coeficientes y los intervalos de confianza.

<sup>17</sup> Esto sería un indicativo de que al menos una de las variables independientes consideradas sería válida.

**Tabla 7. Coeficientes<sup>a</sup>**

Modelo	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados	t	Sig.	95,0% intervalo de confianza para B	
	B	Error estándar	Beta			Límite inferior	Límite superior
(Constante)	2159,452	10,814		199,69 2	,000	2137,971	2180,932
1 Paro_AL_Des_Centrada	-81,771	11,443	-,724	-7,146	,000	-104,501	-59,042
Paro_FR_Des_Centrada	48,698	18,706	,240	2,603	,011	11,541	85,856
Paro_RU_Des_Centrada	-228,295	19,646	-1,524	-11,621	,000	-267,318	-189,272
IPCA_VarAnu_ES_Des_Centrada	-27,863	8,908	-,234	-3,128	,002	-45,558	-10,168

a. Variable dependiente: GT\_AL\_FR\_RU\_Des

Para simplificar el análisis, vamos a denominar a las variables de la siguiente forma:

- Y = GT\_AL\_FR\_RU\_Des
- X<sub>1</sub> = Paro\_AL\_Des\_Centrada
- X<sub>2</sub> = Paro\_FR\_Des\_Centrada
- X<sub>3</sub> = Paro\_RU\_Des\_Centrada
- X<sub>4</sub> = IPCA\_VarAnu\_ES\_Des\_Centrada

La ecuación de regresión estimada por el modelo quedaría de la siguiente forma:

$$\hat{Y} = 2.159,452 - 81,771 X_1 + 48,698 X_2 - 228,295 X_3 - 27,863 X_4$$

Además, en la tabla se nos ofrece el valor del estadístico t de Student y el nivel de significación correspondiente para cada uno de los coeficientes. Las hipótesis a contrastar, de forma individual (donde i toma alternativamente valores entre 0 y 4), son las siguientes:

$$H_0 : \beta_i = 0$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0$$

Si analizamos de forma independiente cada uno de los coeficientes observamos que en todos ellos su p-valor es inferior al nivel de significación  $\alpha = 0,05$ , por lo que se rechaza la hipótesis nula, indicando que la variable correspondiente contribuye de forma significativa al modelo.

## 6. CONCLUSIONES

A continuación se ofrece el contraste de las distintas hipótesis, según los resultados obtenidos:

**Tabla 8. Resumen de las hipótesis contrastadas en el modelo**

Hipótesis	Factores relacionados	Contraste
H1a	Paro Alemania – Gasto turístico en España (relación inversa)	<b>CIERTA</b>
H1b	Paro Francia – Gasto turístico en España (relación inversa)	<b>FALSA</b>
H1c	Paro Reino Unido – Gasto turístico en España (relación inversa)	<b>CIERTA</b>
H2	Tasa de inflación en España – Gasto turístico en España (relación inversa)	<b>CIERTA</b>

Fuente: Elaboración propia.

Aunque inicialmente se ha considerado que una situación de crisis económica afecta negativamente al turismo, tanto en volumen de llegadas como en el gasto realizado, en el caso de Francia los resultados obtenidos podrían parecer contradictorios. No obstante, de acuerdo con Smeral (2010: 31-32), “hay evidencias de que en términos generales, los destinos nacionales y extranjeros cercanos (aquellos que se encuentren a una distancia razonable de mercados emisores muy poblados) sufren considerablemente menos que los destinos de larga distancia ya que, en momentos de dificultad económica, los turistas se decantan por lugares de vacaciones que son fáciles de alcanzar en coche” pues “permanecer cerca de sus hogares reduce el factor sorpresa porque los turistas pueden minimizar el riesgo en términos de precios de los productos y calidad”. Esta misma consideración es compartida por otros autores (Lim, 2004; Papatheodorou, Rosselló y Xiao, 2010). De hecho, a diferencia de los demás países estudiados, los turistas franceses se decantan mayoritariamente por el transporte terrestre (un 65,4% del total en 2013).

Por tanto, podemos concluir que los resultados que arroja el modelo coinciden con las hipótesis planteadas: existe una relación inversa entre la tasa de inflación y el gasto turístico en España y entre la tasa de paro de los países emisores de turistas (Alemania y Reino Unido) y el gasto turístico en España y que en el caso particular de Francia no existe esa relación inversa y la explicación se debe a que es un país vecino y la mayoría de los turistas viajan en coche (por eso su gasto turístico no es tan elevado, considerando que gran parte del gasto turístico se debe a los gastos de desplazamiento).

## **7. BIBLIOGRAFÍA**

Álvarez Cáceres, R. (1994). *Estadística multivariante y no paramétrica con SPSS: Aplicación a las ciencias de la salud*. Madrid: Ediciones Díaz de Santos.

Athanasopoulos, G. y Hyndman, R. J. (2008). Modelling and forecasting Australian domestic tourism. *Tourism Management*, 29(1), 19-31.

Baró Llinàs, J. (1981). En torno al cambio de medida de las variables que intervienen en la regresión lineal. *Estadística Española*, 90, 21-28.

Belsley, D. A., Kuh, E. y Welsch, R. E. (2005). *Regression diagnostics. Identifying influential data and sources of collinearity*. New York: John Wiley & Sons.

Boukas, N. y Ziakas, V. (2013). Impacts of the global economic crisis on Cyprus tourism and policy responses. *International Journal of Tourism Research*, 15(4), 329-345.

Cellini, R. y Cuccia, T. (2014). The tourism industry in Italy during the Great Recession (2008-12): What data show and suggest. *MPRA Paper No. 62473*, 1-27.

Chandra, S. y Menezes, D. (2001). Applications of multivariate analysis in international tourism research: The marketing strategy perspective of NTOs. *Journal of Economic and Social Research*, 3(1), 77-98.

Chen, Y. (2001). *Recent trends of hospitality and tourism research literature on China: A content analysis*. Doctoral dissertation. Menomonie: University of Wisconsin-Stout.

Choudhry, M. T., Marelli, E. y Signorelli, M. (2010). Financial crises and labour market performance. *69th International Atlantic Economic Conference (24-27 March 2010)*, Prague, Czech Republic.

Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. y Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.

Dalal, D. K. y Zickar, M. J. (2012). Some common myths about centering predictor variables in moderated multiple regression and polynomial regression. *Organizational Research Methods*, 15(3), 339-362.

Durberry, R. y Sinclair, M. T. (2003). Market shares analysis: The case of French tourism demand. *Annals of Tourism Research*, 30(4), 927-941.

Eugenio Martín, J. L. y Campos Soria, J. A. (2014). Economic crisis and tourism expenditure cutback decisión. *Annals of Tourism Research*, 44, 53-73.

Gil Pascual, A. (2015). *Estadística e informática (SPSS) en la investigación descriptiva e inferencial*. Madrid: Editorial UNED.

Guduraš, D. (2014). Economic crisis and tourism: case of the Greek tourism sector. *Ekonomika Misao i Praksa*, 23(2), 613-632.

Guichard, S. y Rusticelli, E. (2010). Assessing the impact of the financial crisis on structural unemployment in OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 767, Paris: OECD Publishing.

Guisande González, C., Vaamonde Liste, A. y Barreiro Felpeto, A. (2013). *Tratamiento de datos con R, Statística y SPSS*. Madrid: Ediciones Díaz de Santos.



Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (1999). *Análisis multivariante*. Madrid: Prentice Hall.

Henderson, J. C. (1999a). Managing the Asian financial crisis: tourist attractions in Singapore. *Journal of Travel Research*, 38(2), 177–181.

Henderson, J. C. (1999b): Asian tourism and the financial Indonesia and Thailand compared. *Current Issues in Tourism*, 2(4), 294-303.

Hernández Solís, M., Muñoz Martínez, A. y Rodríguez Oromendía, A. (2012). Impact of the international financial crisis on the spanish tourism sector. *GSTF Journal on Business Review*, 1(4), 149-152.

Law, R. (2001). The impact of the Asian financial crisis on Japanese demand for travel to Hong Kong: a study of various forecasting techniques. *Journal of Travel & Tourism Marketing*, 10(2-3), 47–65.

Levine, D. M., Berenson, M. L. y Krehbiel, T. C. (2006). *Estadística para administración*. Madrid: Pearson Educación.

Lim, C. (2004). The major determinants of Korean outbound travel to Australia. *Mathematics and Computers in Simulation*, 64(3), 477-485.

Marquardt, D. W. (1980). You should standardize the predictor variables in your regression models. *Journal of the American Statistical Association*, 75(369), 87-91.

Mason, C. H. y Perreault Jr, W. D. (1991). Collinearity, power, and interpretation of multiple regression analysis. *Journal of Marketing Research*, 28(3), 268-280.

Montgomery, D. C., Peck, E. A. y Vining, G. G. (2012). *Introduction to linear regression analysis*. New York: John Wiley & Sons.

Ong, C. (1995). Tourism demand models: a critique. *Mathematics and Computers in Simulation*, 39(3), 367-372.

Papatheodorou, A., Rosselló, J. y Xiao, H. (2010). Global economic crisis and tourism: consequences and perspectives. *Journal of Travel Research*, 49(1), 39-45.

Papatheodorou, A. y Arvanitis, P. (2014). Tourism and the economic crisis in Greece: Regional perspectives. *Région et Développement*, (39), 183-203.

Prideaux, B. (1999a). Tourism perspectives of the Asian financial crisis: lessons for the future. *Current Issues in Tourism*, 2(4), 279–293.

Prideaux, B. (1999b). The Asian financial Crisis: causes and implications for Australia's tourism industry. *Australian Journal of Hospitality Management*, 6(2), 35-44.

Prideaux, B. y Witt, S. F. (2000). The impact of the Asian financial crisis on Australian tourism. *Asia Pacific Journal of Tourism Research*, 5(1), 1-7.

Reid, L. J. y Andereck, K. L. (1989). Statistical analyses use in tourism research. *Journal of Travel Research*, 28(2), 21-24.

Ritchie, J. R. B., Amaya Molinar, C. M. y Frechtling, D. C. (2010). Impacts of the world recession and economic crisis on tourism: North America. *Journal of Travel Research*, 49(1), 5-15.

Secretaría de Estado de Turismo (2012). *Plan Nacional e Integral de Turismo (PNIT) 2012-2015*. Madrid: Secretaría de Estado de Turismo, Ministerio de Industria, Energía y Turismo.

Smeral, E. (2009). The impact of the financial and economic crisis on European tourism. *Journal of Travel Research*, 48(1), 3-13.

Smeral, E. (2010). Impacts of the world recession and economic crisis on tourism: forecasts and potential risks. *Journal of Travel Research*, 49(1), 31-38.

Solomon, P. J. y George, W. R. (1976). An empirical investigation of the effect of the energy crisis on tourism. *Journal of Travel Research*, 14(3), 9-13.

Song, H., Witt, S. F. y Jensen, T. C. (2003). Tourism forecasting: accuracy of alternative econometric models. *International Journal of Forecasting*, 19(1), 123-141.

Song, H. y Lin, S. (2010). Impacts of the financial and economic crisis on tourism in Asia. *Journal of Travel Research*, 49(1), 16-30.

Welgamage, P. P. L. (2015). Tourism Economics in Sri Lanka: An Econometric Analysis. *International Journal of Business and Social Research*, 5(1), 90-101.

World Travel & Tourism Council (2015a). *Travel & Tourism: Economic impact 2015*. London: WTTC.

World Travel & Tourism Council (2015b). *Travel & Tourism: Economic impact 2015 Spain*. London: WTTC.