



---

# ¿QUÉ HACE QUE LOS TURISTAS EUROPEOS VISITEN ESPAÑA?

---



ANTONIO MARÍA LÓPEZ CASTILLEJO  
3º GECO GRUPO A

## Índice del trabajo:

- i. Introducción.....(página 1)
- ii. Planteamiento del problema.....(páginas 2 - 6)
- iii. Análisis Econométrico.....(páginas 6 - 26)
  - ✚ DETECCIÓN DE MULTICOLINEALIDAD..... (páginas 15 - 24)
  - ✚ SOLUCIONES A LA MULTICOLINEALIDAD .....(páginas 24 - 26)
- iv. Conclusiones Finales.....(páginas 27 - 28)
- v. Revisión Bibliográfica.....(páginas 28 – 29)
- vi. Bibliografía y Bases de Datos.....(página 30)

## **I. Introducción:**

Primero, debemos saber que el turismo es el conjunto de actividades que realiza un individuo durante sus viajes y estancias en lugares distintos al de su entorno habitual, por un periodo de tiempo inferior a un año con fines de ocio, negocios u otros (Alegre Martín, Cladera Munar, & Juneda Sampol, 2003).

Por ello, turismo es un sector que podríamos llamar “conglomerado”, pues es un conjunto de elementos lo que lo afectan: precios de distintos mercados, avance social, capacidad de consumo, relaciones internacionales con otros países.

La internacionalización de España tuvo mucho que ver en cómo los diferentes sectores como el de servicios, más concretamente el turístico, han ido evolucionando en nuestra economía. Los avances técnicos y tecnológicos como los transportes o la introducción de la informática, junto con la liberalización de los diferentes mercados, han permitido ese desarrollo.

No obstante, desde antes que comenzara ese proceso de internacionalización, los servicios han sido considerados un sector harto cerrado debido a su propia naturaleza al requerir la presencia del demandante y oferente en la misma ubicación para el intercambio y por su dependencia del estado.

Desde que España se introdujo en la Unión Europea, la partida de “Turismo y viajes” ha sido la que mayor saldo ha presentado en el marco global de la estructura de la balanza de servicios española, permitiendo compensar no solo los bajos beneficios, o incluso saldos negativos de otras partidas como “Seguros”, sino también remediar posibles déficit comerciales que podría haber sufrido el país (García Velasco, Melchor Ferrer, & Genaro Moya, 2013).

También se ha complementado con los razonablemente altos resultados que han generado los transportes, que casualmente es un sector con alta relación con el turismo, pues sin la facilidad que estos proporcionan para viajar, el turismo no sería posible.

Por toda esa importancia que acabo de destacar sobre el turismo y por el interés que yo mismo (el realizador del trabajo) tengo en comprender cómo funciona el sector en el país, puesto que un gran porcentaje de la población se encuentra ocupada en puestos de trabajo relacionados directa o indirectamente con el mismo, en el presente informe vamos a intentar desentrañar las variables más representativas que podrían afectar o no sobre el acumulado de turismo trimestral que llega a España desde el resto de Europa.

## II. Planteamiento del problema:

Para estudiar el hecho del turismo, se ha utilizado un modelo temporal, basado en observaciones trimestrales a lo largo de 11 años, desde 2008 hasta 2018 (ambos incluidos).

Para ello, se han usado la siguiente *variable explicada*:

- **Turismo ( $T_t$ ):** Midiéndose los turistas europeos que visitan España por trimestre, y que vienen recogidos en la partida de “Viajeros y Pernoctaciones” proporcionada por el INE.
  - **Unidad de medida:** Expresado en unidades de viajeros y pernoctas.

Mientras, las *variables explicativas* son:

1. **PIB per cápita europeo ( $R_t$ ):** Cuyos valores proceden de la base de datos del Eurostat.
  - **Unidad de medida:** Expresado en unidades monetarias que un europeo recibe por trimestre.
2. **Precios relativos entre España y el resto de Europa ( $EE_t$ ):** Hallados a partir del cociente entre el IPC español y el IPC europeo, con los datos aportados en el Eurostat.
  - **Unidad de medida:** Expresado en un índice. Si es mayor de 1, entonces, el IPC español es mayor al europeo; y viceversa.
3. **Exportaciones netas de servicios ( $XNS_t$ ):** Exportaciones netas de servicios de España. Usando los datos proporcionados por el Eurostat.
  - **Unidad de medida:** Expresadas en millones de euros netos exportados de servicios a Europa.
4. **Exportaciones netas de bienes ( $XNG_t$ ):** Exportaciones netas de bienes de España. Usando los datos proporcionados por el Eurostat.
  - **Unidad de medida:** Expresadas en millones de euros netos exportados de bienes a Europa.
5. **Salarios ( $W_t$ ):** Salarios españoles. Usando los datos proporcionados por el Eurostat.
  - **Unidad de medida:** Expresadas en el total de unidades salariales cobradas en España por trimestre.
6. **Subsidios ( $S_t$ ):** Subsidios españoles. Usando los datos proporcionados por el Eurostat.
  - **Unidad de medida:** Expresados en millones de euros.
7. **Ocupados ( $O_t$ ):** Usando los datos proporcionados por el INE.
  - **Unidad de medida:** Expresado por el total de ocupados en dicho trimestre.
8. **Índice de precios de apartamentos ( $IA_t$ ):** Índice de precios de apartamentos en España. Usando los datos proporcionados por el INE.
  - **Unidad de medida:** Expresado con un índice cuyo año base es 2010 (inicios del año 2010 = 100).

En la siguiente tabla, se presentan los valores observados de las variables estudiadas:



		Tt	XNSt	XNGt	Wt	St	Ot	Rt	EEt	IAt
2008	1	34194,00	4733	-24543	105225	3074	20620000	6443,46	1,03	106,04
	2	48287,33	7973	-24260	112511	3808	20646900	6600,08	1,03	112,48
	3	67032,33	11650	-20750	107471	3434	20556400	6535,47	1,03	124,36
	4	33369,00	5476	-17485	116516	8098	20055300	6578,49	1,03	107,44
2009	1	29233,67	4958	-10117	104265	2793	19284400	5958,36	1,01	105,03
	2	44001,33	8037	-8337	111491	4042	19154200	6124,98	1,02	111,44
	3	54273,00	10575	-11066	105375	3303	19098400	6158,96	1,01	121,66
	4	35908,67	5490	-11953	115176	8672	18890400	6404,25	1,02	105,15
2010	1	31086,67	5236	-11098	102274	2569	18652900	6130,41	1,01	102,41
	2	56575,33	8758	-12856	110347	3440	18751100	6397,37	1,02	106,81
	3	65993,00	12398	-12069	103207	3179	18819000	6438,87	1,01	121,55
	4	41930,67	7305	-11780	112879	9152	18674900	6701,17	1,02	105,37
2011	1	36460,00	6764	-11852	100454	2630	18426200	6461,47	1,01	103,70
	2	64055,00	11462	-10227	108506	3270	18622000	6591,87	1,02	107,86
	3	75545,33	15005	-11420	101229	2609	18484500	6569,34	1,01	123,30
	4	41920,67	8613	-10977	110020	9447	18153000	6796,55	1,02	107,00
2012	1	36493,33	8024	-9868	96757	2328	17765100	6554,25	1,00	105,45
	2	63565,00	12016	-8126	103093	2429	17758500	6700,15	1,01	110,60
	3	73297,33	15665	-7024	95746	1767	17667700	6750,71	1,01	125,23
	4	41320,00	8816	-4230	99781	9130	17339400	6947,22	1,02	107,07
2013	1	34711,67	7936	-2636	91886	1704	17030200	6570,60	1,01	105,18
	2	57937,33	12580	-1585	98211	2046	17160600	6767,72	1,02	110,61
	3	79332,00	16855	-5067	93305	2157	17230000	6791,30	1,01	127,57
	4	47225,67	10031	-4723	101189	10401	17135200	7047,79	1,02	107,85
2014	1	40925,67	8366	-5178	90995	1813	16950600	6789,79	1,00	105,81
	2	69145,00	11859	-4973	99727	3047	17353000	6980,94	1,01	115,63
	3	89921,33	16827	-6855	95434	2155	17504000	7046,98	1,00	133,65
	4	52771,00	10381	-5213	104098	9789	17569100	7309,64	1,01	112,03
2015	1	41677,67	8194	-4678	95478	2496	17454800	7123,01	0,99	110,96
	2	79620,00	11966	-4706	104587	2854	17866500	7383,14	1,01	121,08
	3	94103,33	16663	-7045	100399	2697	18048700	7425,25	1,00	137,71
	4	60447,33	9992	-5159	110119	8824	18094200	7707,57	1,00	117,43
2016	1	49803,67	8576	-4164	98315	2882	18029600	7296,20	0,99	117,03
	2	90160,33	12890	-2168	107650	3566	18301000	7521,87	1,00	126,70
	3	115034,33	17464	-3989	102772	2751	18527500	7405,48	0,99	146,12
	4	68661,67	11616	-4946	112020	7985	18508100	7675,19	1,00	121,67
2017	1	59907,33	9012	-6211	100627	2658	18438300	7439,00	1,00	121,49
	2	107353,00	15334	-3416	110365	3729	18813300	7670,18	1,00	135,12
	3	133000,00	19163	-7258	106000	2954	19049200	7661,09	0,99	154,38
	4	77159,67	12325	-4958	115804	8516	18998400	7977,60	1,00	131,49
2018	1	64609,00	8879	-6387	103941	2749	18874200	7682,95	0,99	129,60
	2	109284,33	15176	-6962	114324	3491	19344100	7923,34	1,00	138,71
	3	133811,67	17803	-10069	110850	2939	19528000	7906,54	0,99	158,64
	4(*)	85534,00	10463	-6400	121324	8517	19564600	7945,15	1,00	134,08

**NOTA SOBRE LOS DATOS:**

- La ausencia del dato del PIB per cápita europeo en el último trimestre del año 2018, me ha obligado a estimarlo a través de la tasa de variación (\*):

$$TVM = (((DATO_{2018; T3} / DATO_{2008; T1}) ^ (1/44)) - 1) * 100$$

Llegados a este punto, es inevitable preguntarse:

- ✓ ¿Por qué el uso de estas variables para intentar comprender el turismo que recibe España desde Europa? ¿En qué nos basamos para ello?

Vayamos analizando las variables:

El **Turismo** es medido a través de los “viajeros y pernoctas” debido a que es el método más fácil de contabilizar el turismo.

Además, se ha usado el concepto que proporciona el libro, “Análisis cuantitativo de la actividad turística”, el cual expone que un turista es: “un visitante que pernocta como mínimo una noche en el lugar visitado”. Siendo por lo tanto, el concepto de visitante que arroja: “el visitante es toda persona que se desplaza a un lugar distinto del de su entorno habitual, por una duración inferior a doce meses y cuya finalidad principal en el viaje no es ejercer una actividad que se remunere en el lugar visitado” (Alegre Martín, Cladera Munar, & Juneda Sampol, 2003) .

Así pues, la partida de “viajeros y pernoctas” encaja con el fenómeno a estudiar.

El **PIB per cápita europeo** también es interesante, debido a que intenta reflejar el poder adquisitivo medio de los europeos, cuya variación puede afectar sobre el turismo que recibe España.

El PIB trimestral ha crecido a una tasa media del 0’49% durante este período, mientras la tasa media de crecimiento trimestral del número de habitantes de Europa es del 0’22%. Esto nos hace entender por qué el PIB per cápita ha ido aumentando. ¿Pero esto es válido para suponer que el PIB per cápita va a ser una variable explicativa importante? La respuesta es no, ya que no sabemos si ese PIB que se ha visto incrementado ha sido realmente percibido por el grueso de turistas que visitan nuestro país. Por ello, debemos recurrir a índices como el de GINI que arrojen luz a esta incógnita.

Respecto a los **Precios relativos entre España y el resto de Europa**, decir que, en principio, sí es una variable interesante a la que acudir. El uso de esta variable se basa en la propia concepción de la economía como un sistema basado en el mercado, en el que existirá un equilibrio entre productor (en este caso España) y demandante (los turistas europeos). Si los precios relativos de España respecto a los de Europa son elevados, es de esperar una reducción de las visitas a nuestro país por la ley de la demanda y la oferta.

Además de ser tratada como un costo y/o precio, también puede ser considerada como un factor de carácter sustitutivo, y por lo tanto, el mayor crecimiento de los precios en España respecto al resto de Europa o viceversa, puede suponer una mayor o menor demanda de turismo durante un trimestre

concreto. (Álvarez-Díaz, González-Gómez, Otero-Giráldez, & Trigo Iglesias, 2014)

Las **Exportaciones netas tanto de Servicios como de Bienes** muestran las relaciones comerciales que tiene España con Europa, y supone un fuerte vínculo con el turismo. Sobre todo las de servicios, ya que el turismo es parte de dicho sector.

Cuando un turista se hospeda en un apartamento u hotel, realmente se produce una exportación de dicho servicio de hospedaje hacia el país europeo del que proceda el viajero.

Los **Salarios, Subsidios** y nivel de **Ocupados** españoles no son variables que parezcan tener una relación directa con el turismo, pero han sido tratados con el pensamiento de reflejar si el avance español en términos de mercado de trabajo y redistribución puede beneficiar al turismo.

Éste concepto es mucho más complejo que usar estas tres variables, pues los autores que han estudiado el turismo español señalan la importancia de agregar a los modelos otro tipo de variables como: Educación y Cultura entre otros, además de la inversión que se ha ido haciendo sobre ellas. Las bases de datos actuales no aportan información muy detallada trimestre por trimestre sobre dichas cuestiones, por lo que se ha acabado utilizando el salario, subsidios y nivel de ocupación para ello.

Finalmente, muy en la línea de los precios relativos entre España y Europa, se ha introducido la evolución del **Índice de Precios de Apartamentos**, pues considerando la validez de la ley de demanda y oferta, es de esperar que cuando el hospedaje sufre crecimientos altos de los precios, el nivel de viajeros y pernoctaciones se verá resentido.

Podemos visualizar y analizar el modelo en base a tres bloques diferentes de variables explicativas:

→ **BLOQUE 1 - VARIABLES QUE ENCIERRAN RELACIÓN CON EUROPA:**

Donde incluimos los Precios Relativos entre España y Europa y el PIB per cápita europeo. Pero también se deben añadir las Exportaciones netas tanto de Bienes como Servicios, mostrando las relaciones comerciales de España con el resto de Europa.

→ **BLOQUE 2 – VARIABLES DE TRABAJO Y DESARROLLO ESPAÑOL:**

Un bloque constituido por Salarios, Subsidios y Nivel de Ocupados españoles.

→ **BLOQUE 3 – ÍNDICE DE PRECIOS DE APARTAMENTOS**

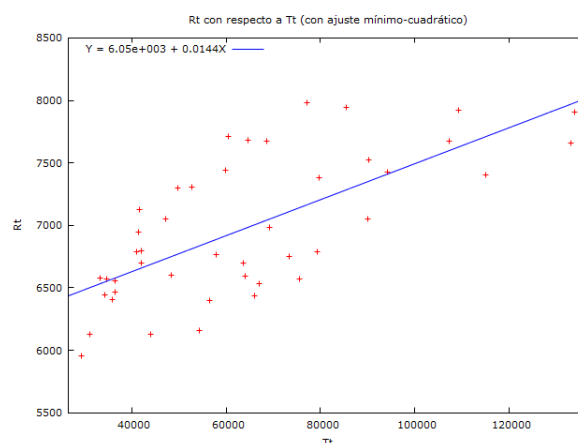
Por otra parte, el modelo también presenta ciertas carencias, variables que no han sido incorporadas. Autores en otras obras han señalado la importancia de diversos tipos de variables que son difíciles de cuantificar, pero es el efecto del transporte en el turismo las que más de menos se le echa, como no podía ser de otra manera, por la relevancia que tiene en este sector. Pero las fuentes que se encargan de recoger dicha información, como “FRONTUR”, “FAMILITUR” o “EGATUR”, no la poseen completa, faltando datos anteriores al año 2015.

Por su parte, la base de datos Eurostat tampoco ofrece información suficiente para el modelo que aquí se presenta. La información procurada, para el interés en este informe, es escasa e incompleta, faltando no solo datos o mayor desagregación en los mismos, sino que el estudio que la plataforma hace sobre los diferentes tipos de transporte cambia en estructura, mostrando datos heterogéneos.

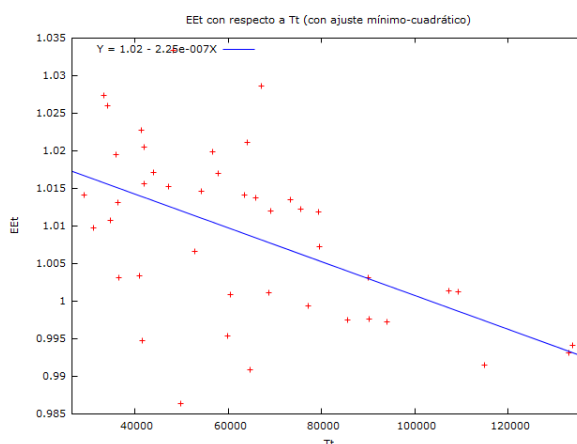
### **III. Análisis Económico:**

Primero debemos saber cómo se relacionan las variables explicada con las explicativas de forma individual. Gráficamente, se presentan tal que:

#### **A. Relación: Turismo - PIB per cápita europeo:**

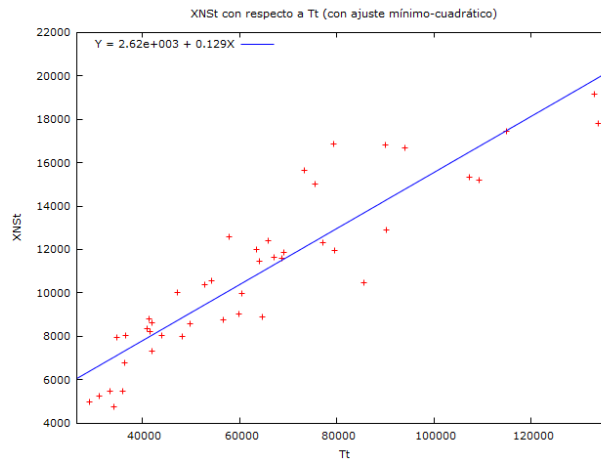


#### **B. Relación: Turismo - Precios relativos entre España y el resto de Europa:**

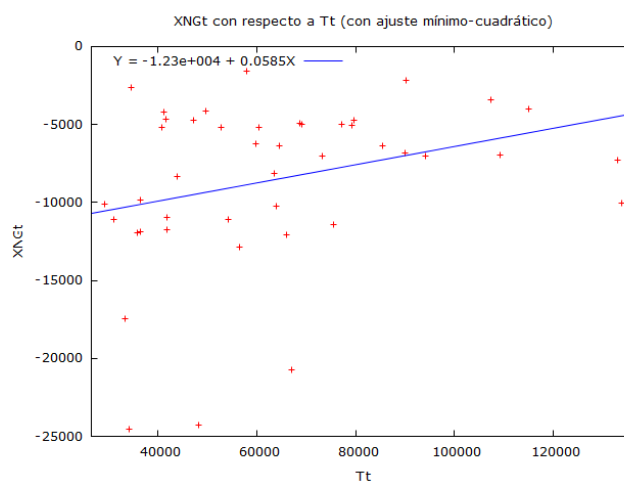




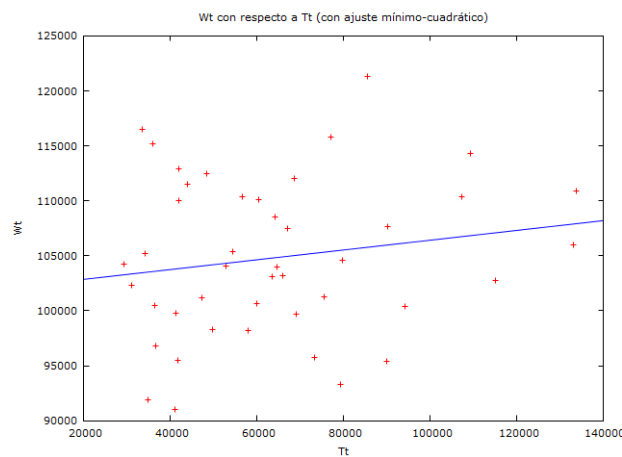
**C. Relación: Turismo - Exportaciones netas de servicios:**



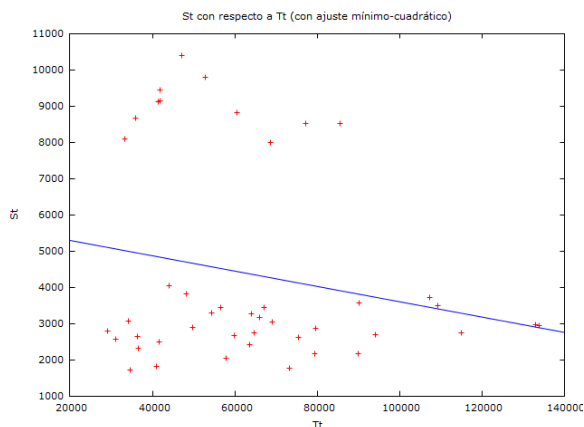
**D. Relación: Turismo - Exportaciones netas de bienes:**



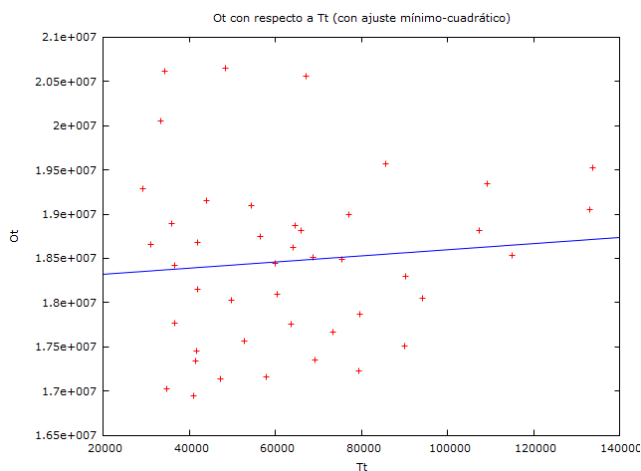
**E. Relación: Turismo - Salarios:**



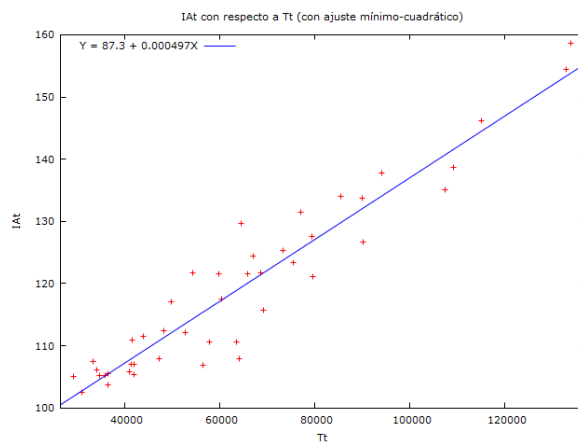
**F. Relación: Turismo – Subsidios:**



**G. Relación: Turismo – Ocupados:**



**H. Relación: Turismo - Índice de precios de apartamentos:**



Entonces, como la relación que entabla el turismo con las variables explicativas las podemos suponer lineales, utilizamos el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios para estimar los coeficientes ( $\beta$ ) correspondientes.

En la siguiente tabla se verán presentados los datos con los que iremos trabajando a lo largo del informe.

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	p-valor
const	-251232	177502	-1'415	0.1658
XNS <sub>t</sub>	3'12509	0'789750	3'957	0.0004 ***
XNG <sub>t</sub>	-0'159149	0'406480	-0'3915	0.6978
W <sub>t</sub>	1'15828	0'289107	4'006	0.0003 ***
S <sub>t</sub>	-2'02331	0'505758	-4'001	0.0003 ***
O <sub>t</sub>	-0'00404715	0'00367081	-1'103	0.2778
R <sub>t</sub>	7'34727	2'87903	2'552	0.0152 **
EE <sub>t</sub>	90859'5	169972	0'5346	0.5963
IA <sub>t</sub>	832'268	276'451	3'011	0.0048 ***
Media Var. Dep.	64015'42	D.T. de la variable dep.	26894'02	
SCR	8'12e+08	D.T. de la regresión	4817'806	
R-Cuadrado	0'973879	R-Cuadrado Corregido	0'967909	
F(8,35)	163'1160	p-valor(F)	2'27e-25	
Log-verosimilitud	-430'5220	Crit. Akaike	879'0441	
Crit. Schwartz	895'1018	Crit. Hanna-Quinn	884'9990	
rho	-0'020701	Durbin-Watson	1'997835	

El modelo econométrico teórico resultante quedaría tal que:

$$T_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} * XNS_t + \beta_{2t} * XNG_t + \beta_{3t} * W_t + \beta_{4t} * S_t + \beta_{5t} * O_t + \beta_{6t} * R_t + \beta_{7t} * EE_t + \beta_{8t} * IA_t + u_t$$

O lo que es lo mismo:

$$T_t = -251232 + 3'12509 * XNS_t - 0'159149 * XNG_t + 1'15828 * W_t - 2'02331 * S_t - 0'00404 * O_t + 7'34727 * R_t + 90859'5 * EE_t + 832'268 * IA_t + u_t$$

Siendo económicamente expresado como:  $T_t = f(XNS_t, XNG_t, W_t, S_t, O_t, R_t, EE_t, IA_t)$

Los valores que adoptan los “β” a partir del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios tienen una interpretación:

- **Término Independiente:** Cuando todas las variables explicativas resulten ser cero a la vez (claramente, nos encontramos ante una situación hipotética), podemos decir que habrá una llegada negativa de turistas.

La única interpretación que podemos hacer de ello es que el saldo del turismo español sería negativo, y si lo tratáramos como una partida más de contabilidad nacional, podríamos argumentar que se produciría una salida de turistas españoles hacia otros países europeos a un nivel de 251232 turistas españoles por trimestre.

- **Variables Explicativas:**
  - **Exportaciones Netas de Servicios:** cuyo signo es positivo y su coeficiente es de 3'125; es decir, si las exportaciones netas de servicios aumentan en 1 unidad, por lo tanto, 1 millón de euros derivados de la exportación neta de servicios, el turismo crecerá en 3'125 turistas.



- *Exportaciones Netas de Bienes:* teniendo signo negativo y un coeficiente aproximado de 0'159, podemos decir que si las exportaciones netas de bienes incrementan en 1 unidad, esto es, 1 millón de euros derivado de la exportación neta de bienes, el turismo se verá reprimido en 0'159, es decir, que el turismo ni siquiera se vería reducido en una única persona durante ese trimestre.
- *Salario:* esta variable presenta signo positivo tras un coeficiente aproximado de 1'16, lo que nos dice que si los salarios se incrementan en 1 unidad, es decir, 1000 euros, el turismo total por trimestre incrementaría en 1'16 turistas el trimestre.
- *Subsidios:* los subsidios presentan signo negativo y un coeficiente de 2'02331, por lo que, si aumentan los subsidios en 1 unidad (1 millón de euros en subsidios), el total de turistas menos que visitaría España sería de 2'02331 turistas por trimestre.
- *Ocupación:* presentando signo negativo y un coeficiente de 0'004 aproximadamente, el modelo nos indica que si el número total de ocupados aumenta en 1 unidad, es decir, 1 ocupado más, el total turístico disminuirá en prácticamente 0 viajeros ese trimestre.
- *PIB per cápita europeo:* posee signo positivo tras un coeficiente cercano a 7'35, por lo que, si el PIB per cápita europeo aumenta en 1 unidad, el turismo lo hará en 7'35 unidades durante el trimestre.
- *Precios Relativos entre España y Europa:* la variable adquiere signo positivo con un coeficiente de 90859'5, por lo que si el ratio del IPC español sobre el europeo se incrementara en 1 unidad, es decir, si creciese en 1 punto porcentual, el turismo europeo lo haría en 90859'5 turistas el trimestre.
- *Índice de precios de Apartamento:* el cual refleja signo positivo con coeficiente de 832'268, por lo que, si el índice aumentara en 1 punto porcentual, el total de turistas europeos que visiten España, crecería en 832'268 unidades por trimestre.

A parte de toda esa interpretación más matemática sobre el propio modelo, es interesante hacer un análisis de corte más economista sobre los resultados procedentes del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Destacan:

- No significación de los Precios Relativos entre España y Europa: Es interesante observar que la evolución del IPC español respecto al IPC europeo no tenga secuelas relevantes en el turismo.

De todas formas, la teoría económica puede dar respuesta a ello.

Si consideramos el turismo como un mercado cualquiera, el precio de vivir allí sería un coste para los demandantes, y a mayor precio, supuestamente, la demanda de dicho servicio (hacer turismo en España) cae. Como la razón entre ambos IPC no son significativas, llegamos a tres posibles interpretaciones:

Primero, el análisis nos hace pensar que realmente, esa relación de IPC no representa el precio real de dicho mercado, y por eso no va a tener partido en la decisión de los demandantes para visitar más o menos a España.

Segundo, el mercado del turismo español es muy inelástico, es decir, la importancia que los turistas europeos le dan a visitar España es tal que la bajada o subida de los precios le son indiferentes.

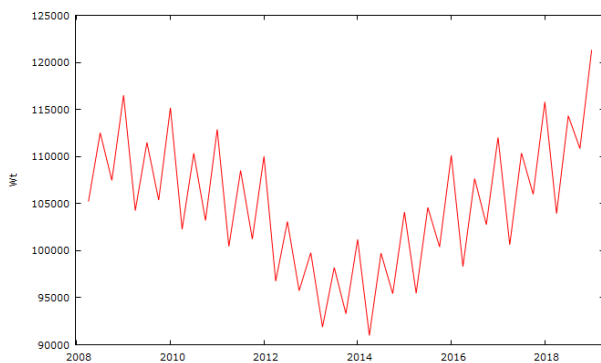
Y tercero, el mercado del turismo no es necesariamente muy inelástico, sino que la variación de los precios relativos ha sido insignificante, es decir, ha existido la suficiente estabilidad de precios a lo largo de los once años analizados, que no ha bastado para interceder sobre la elección turística última de visitar o no España.

- Alta significación del Índice de Precios de Apartamentos: Como se ha dicho primeramente, la evolución del índice de precios de apartamentos guarda relación con los precios relativos entre España y Europa.

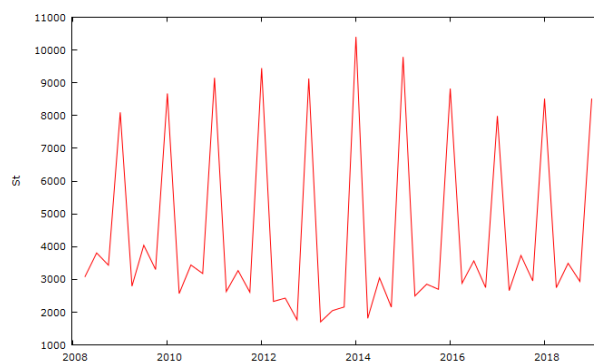
El método de Mínimos Cuadrados Ordinarios nos enseña que sí aporta información relevante al modelo, por lo que es posible que este índice represente mejor absoluta o parcialmente los precios reales del turismo que el anterior mencionado.

- Alta significación de los Salarios y Subsidios: Al comienzo del informe, se expuso la finalidad de introducir estas variables al modelo, y como resultado las variables son realmente significativas, a más del 99% de confianza.

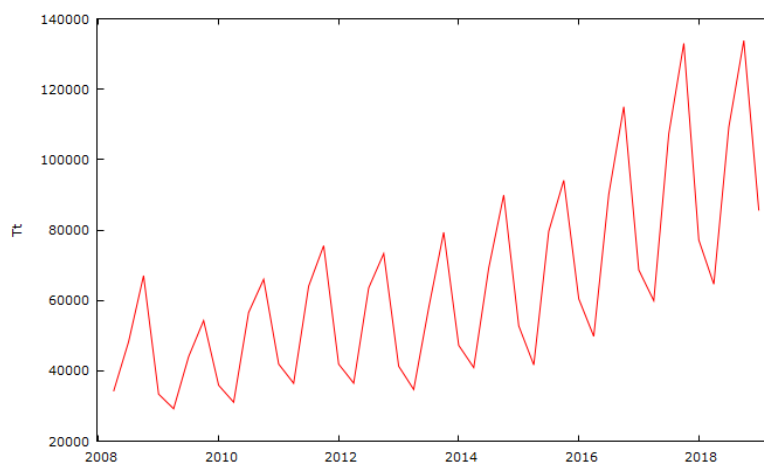
Si nos remitimos a la página dos del trabajo, donde se presenta la tabla de valores de las observaciones por las variables, podemos observar lo siguiente:



**EVOLUCIÓN TEMPORAL DE LOS SALARIOS**



**EVOLUCIÓN TEMPORAL DE LOS SUBSIDIOS**



**EVOLUCIÓN TEMPORAL DE LA OCUPACIÓN TURÍSTICA**

Por una parte, desde el año 2012 hasta el año 2016, los salarios se desmoronaron y volvieron a alzarse, mientras que los subsidios, como es normal, trazaron la evolución contraria, debido a que las familias no eran capaces de mantenerse sólo con los salarios que percibían.

La obtención de esos subsidios pudo haber compensado la pérdida de renta a través de salarios, lo que provocó que el turismo no se viese muy afectado, pues como vemos en la gráfica, siguió creciendo en ese período, aunque a una tasa menor.

Aun así, centrándonos en los picos máximos (que son los momentos/trimestres en los que el turismo llega a su mayor ocupación a lo en el ejercicio económico) vemos que hubo cierta recesión en el crecimiento, que se recuperó con una subida más exponencial en torno al tercer trimestre del año 2017.

Esto implica que el sector servicios y en concreto el turístico, uno de los que proporciona mayores saldos positivos a España, se ve afectado de forma directa con la situación laboral del país, mejorando las tasas de ocupación a medida que mejoran los salarios, y por consiguiente, el nivel de vida de la población.

Los datos mencionados pueden ser los más recalables, pero es necesario comentar también las primeras impresiones sobre las particularidades de las demás variables explicativas:

- No significación del nivel absoluto de **Ocupados**: Es un dato que podía esperarse dado que a los extranjeros europeos no tiene por qué interesarle la situación laboral del país que visitan.  
Ello también puede deberse a que Europa ha sido capaz de forjar fuertes relaciones comerciales y políticas entre sus países desde el final de la 2ª Guerra Mundial, haciéndose más homogénea que otros bloques continentales como el asiático o africano, donde hay más inestabilidad económica y divergencias entre países.  
Esa similitud entre naciones supone que niveles, entre otros el de ocupación, sean semejantes y no supongan un obstáculo para la movilidad internacional; aspecto que podría cambiar si el estudio englobase países extra-europeos como Qatar o La India.
- Alta significación de las **Exportaciones Netas de Servicios** y la no significación de las **Exportaciones Netas de Bienes**: Por supuesto, en este estudio evaluamos el turismo, que es parte del sector servicios de un país, por ello, no hace falta comentar el porqué de la importancia que el modelo da a la exportación de servicios, es decir, el consumo de los turistas en productos servicios como visitas a museos, edificios antiguos y otro eventos y actividades cualesquiera de la misma índole.  
Por su parte, se podría destacar esta situación respecto a los bienes, debido a que toda adquisición de cualquier bien por parte de los turistas es considerada una exportación de bienes, sin necesidad de tener que transportarlos directa y físicamente al lugar de origen.  
No obstante, este análisis no recoge ese hecho, sino que lo que representa es cómo afecta la variación en tales exportaciones sobre la llegada de nuevos turistas de forma trimestral.  
Por lo tanto, si en un trimestre “x” concreto la demanda de bienes entre turistas aumenta o disminuye no es una razón por la que en los trimestres posteriores haya una mayor o menor afluencia turística.

Así pues, tras las interpretaciones y los valores concretos de las diferentes variables, estamos preparados para comenzar a estudiar los errores del modelo.

Es importante buscar que se cumplan los tres supuestos del término de perturbación:

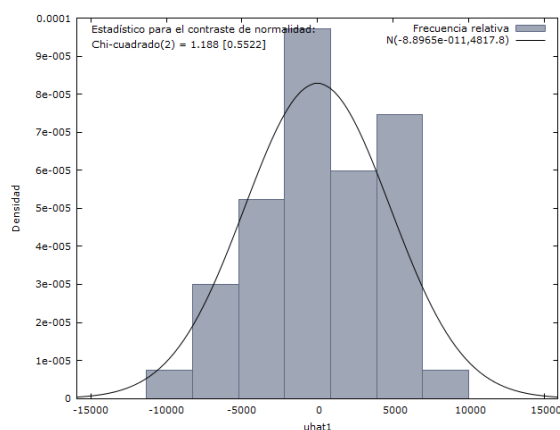
a) Normalidad de los residuos:

Para ello, planteamos el siguiente contraste de hipótesis:

- H<sub>0</sub>: [La perturbación aleatoria sigue una distribución normal]
- H<sub>1</sub>: [La perturbación aleatoria no sigue una distribución aleatoria normal]

El estadístico de contraste asociado es:  $X^2_{(n-k);(1-\alpha)}$ ; con (n-k) grados de libertad y “(1- α)” como nivel de aceptación, siendo el nivel de significación 5% ( $\alpha = 0.05$ ):

- Siendo  $X^2_{\text{experimental}} = 1.18786$
- Siendo  $X^2_{\text{teórica}} = X^2_{(44-9);(0.95)} = X^2_{(35);(0.95)} = 49.81$



El resultado no nos permite rechazar la hipótesis nula, y consideramos que las perturbaciones aleatorias del modelo siguen una normal, y por lo tanto, la esperanza del vector de perturbaciones aleatorias es nulo:

$$E[u] = 0$$

b) Heterocedasticidad. Contraste de Breusch y Pagan:

Para ello, planteamos el siguiente contraste de hipótesis:

- H<sub>0</sub>: [No hay heterocedasticidad]
- H<sub>1</sub>: [Hay heterocedasticidad]

Bajo un nivel de significación del 5% ( $\alpha = 0.05$ )

El estadístico de contraste asociado es:  $X^2 = 6.22636$

Al ser: p-valor = 0.621892, es decir, mayor al nivel de significación: p-valor > 0.05, entonces, no podemos rechazar H<sub>0</sub>, por lo que, existe homocedasticidad, y podemos suponer que la varianza de las perturbaciones aleatorias se mantienen constante en cada observación:

$$\text{var} [u_t] = E [u_t^2] = \sigma^2 \quad \text{donde: } \forall t = 1, \dots, n$$



c) Autocorrelación. Contraste de Durbin-Watson:

Sabiendo que el estadístico de Durbin-Watson es:  $DW \approx 2(1 - \rho)$ : la pregunta que nos debemos hacer es, ¿es el valor de “ $\rho$ ” significativo o no?

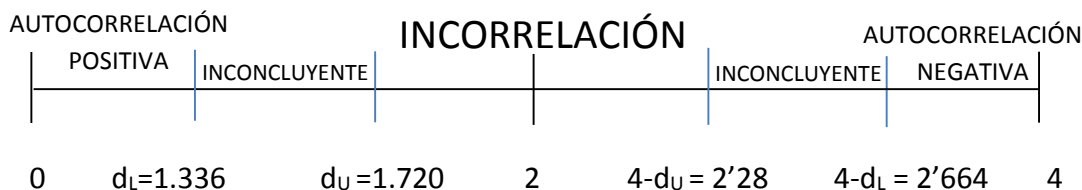
- $H_0$ : [No hay autocorrelación];  $\rho = 0$
- $H_1$ : [Hay autocorrelación];  $\rho \neq 0$

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	p-valor
const	-186542	14826'2	-12'58	4.01e-015 ***
XNSt	3'90079	0'412014	9'468	1'53e-011 ***
Wt	0'875452	0'150233	5'827	9'82e-07 ***
St	-1'65902	0'395684	-4'193	0'0002 ***
Rt	8'24039	2'12713	3'874	0'0004 ***
IAt	554'705	143'916	3'854	0'0004 ***

Entonces:  $DW = 1.99784 \approx 2$

Usando un modelo reducido que incluye las variables más deterministas y el término independiente, con  $k_{durbin} = k_{deterministas} - 1$ ;  $k_{durbin} = 5 - 1 = 4$ .

Si “ $k_{durbin} = 4$ ” y “ $n = 44$ ”, entonces:  $d_L$  y  $d_U$  son 1.336 y 1.720 respectivamente.



Como el estadístico Durbin-Watson tiende a 2 (estadístico de Durbin-Watson = 1.99784), lo que nos hace suponer la existencia de incorrelación. Por consiguiente, no podemos rechazar  $H_0$ .

Esto se confirma cuando observamos el p-valor del estadístico. Como el p-valor es 0.298379, esto es, mayor a 0.05 (el nivel de significación), debemos aceptar la presencia de incorrelación:

$$\text{cov}[u_t, u_j] = 0$$

**DETECCIÓN DE MULTICOLINEALIDAD**

Sabemos que la multicolinealidad se define como la relación lineal existente entre las variables explicativas (Chica Olmo & Salmerón Gómez, 2019).

Para detectar si en un modelo existe o no dicha colinealidad, se pueden usar diversos métodos:

## 1. $R^2$ , significación conjunta-individual, varianza de los estimadores y coeficientes de correlación simple :

Estos aspectos del modelo nos pueden ayudar a percibir la existencia de multicolinealidad, pero no es una condición suficiente, y por ello, se deben llevar a cabo otros análisis al unísono de éste.

Este análisis nos dice que si la bondad del ajuste es alta (alto  $R^2$ ), los resultados de la relación entre el contraste de significación conjunta e individual son incoherentes y los coeficientes de correlación simple son 0 (independencia entre variables), entonces podemos encontrarnos ante una situación de colinealidad grave.

Aunque también encontramos el análisis sobre la varianza de los estimadores, que puede sernos útil de la misma forma que los anteriores.

Los correspondientes datos son:

❖  $R^2=0.973879$ : Lo cual es considerado un valor alto del coeficiente de determinación, pues el 97'39% del modelo es explicado con las variables explicativas, y solo el 2'61% del mismo lo explican las perturbaciones aleatorias.

❖ Respecto a los contrastes de significación, debemos indicar lo siguiente.

Observando el p-valor de las diferentes variables al generar los Mínimos Cuadrados Ordinarios, nos damos cuenta que las variables significativas individualmente son: Las Exportaciones Netas de Servicios, Salarios, Subsidios, el PIB per cápita europeo y el índice de precios de apartamentos. Es decir, sus coeficientes no son estadísticamente cero, aportando así, información relevante a un nivel de confianza del 95%.

Y, por otra parte, el contraste de significación conjunta basado en el mismo nivel de confianza, nos arroja un resultado tal que:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: [\beta_1 = \beta_2 = \dots = 0] \\ H_1: [\exists \beta_t \neq 0] \end{array} \right.$$

- $F_{\text{Experimental}} = 163'116$
- $F_{(8);(35);(0'95)} = F_{\text{teórica}} = 2'22$

Así pues, rechazamos  $H_0$  tanto en cinco de los ocho contrastes de hipótesis individuales que pueden realizarse, como en el contraste de hipótesis conjunta. Esto nos puede inspirar dos cosas:

- 1) Se presenta coherencia porque la mayoría de las variables explicativas son significativas junto a la significación

conjunta del modelo, y nos transmite posibilidad de inexistencia de multicolinealidad aproximada. Además, todo ello concuerda con un p-valor de 2.27e-25.

2) Exsitencia de multicolinealidad aproximada por ese mismo hecho: al sólo existir cinco variables significativas frente a la significación conjunta, solo cabe esperar coherencia y multicolinealidad, pues necesitan que sean todas las variables explicativas significativas.

❖ La varianza de los estimadores es un dato que nos puede avisar de la existencia de multicolinealidad aproximada, cuando la varianza de las perturbaciones aleatorias se presume elevada, usando la varianza de los coeficientes hallados.

$$\text{Var}(\beta_j) = [\sigma^2 / \text{SCR}_j] = [\sigma^2 / \text{SCT}_j (1 - R_j^2)]$$

Donde  $\beta_j$  es cada uno de los coeficientes;  $\sigma^2$  representa la varianza de la perturbación aleatoria;  $\text{SCT}_j$  es la Suma de Cuadrados Totales; y  $R_j^2$  es el coeficiente de determinación de la regresión auxiliar entre una variable independiente "j" como nueva variable explicada auxiliar, y el resto de variables explicadas.

**NOTA SOBRE LOS DATOS:**

- El valor  $R_j^2$  ha sido presentado para el cálculo del FIV en las páginas ---. Remitirse a los datos mostrados en esas tablas para conocer el valor del  $R_j^2$ .

	Desv. Típica	Varianza [(Var ( $\beta_j$ ))]	SCRj
const	177502	31506960004	0,000737
XNSt	0,78975	0,623705063	37215129
XNGt	0,40648	0,16522599	1,40E+08
Wt	0,289107	0,083582857	2,78e + 08
St	0,505758	0,255791155	2,48E+08
Ot	0,00367081	1,34748E-05	1,72E+12
Rt	3	8,288813741	2800304
EEt	169972	28890480784	0,000803
IAt	276	76425,1554	466,6156

Con los datos presentados, podemos hallar  $\sigma^2$ :

	Var. de la Per. Aleat.
const	23220629,52
XNSt	23211264,36
XNGt	23131638,66
Wt	23236034,37
St	63436206,33
Ot	23176735,22
Rt	23211198,27
EEt	23199056,07
IAt	35661169,74

Comparando estos datos con el FIV, en un modelo sin multicolinealidad, debería suceder que los  $R^2_j$  mayores de las variables independientes en una regresión auxiliar (superiores a 0'9), coincidiesen con altas variaciones de las perturbaciones aleatorias de esa misma variable.

También es posible una comparativa con el estadístico "t", en la cual, ante un modelo libre de multicolinealidad, debería presentar los menores "t", para las variables dependientes auxiliares con mayor  $R^2_j$ , ya que este se halla de la expresión:

$$t = \beta_j / \text{Desv.Típ.}$$

Por lo tanto, llevando esas comparativas a la práctica, podemos considerar multicolinealidad aproximada debido a la incoherencia que presentan los datos con la primera comparativa, pues cuando el  $R^2_j$  de las Exportaciones Netas de Servicios, la Ocupación y el Índice de Precios de Apartamentos es superior a 0.9, solo coincide en relevancia con la alta varianza de la perturbación aleatoria del último índice mencionado. Además, la varianza de la perturbación de los subsidios es elevada mientras su  $R^2_j$  no lo es.

También es posible aceptar la existencia de multicolinealidad aproximada a través de la comparación con el estadístico "t", pues variables como las Exportaciones Netas de Servicios o el Índice de precios de Apartamentos, presentan incoherencia al tener  $R^2_j$  elevados junto con altos estadísticos "t".

❖ Y finalmente, la matriz de correlación simple correspondiente:

	T	XNS	XNG	W	S	O	R	EE	IA
T	1	0'9	0'3	0'2	-0.2	0'1	0'7	-0'5	1
XNS		1	0'4	-0'1	-0'3	-0'2	0'5	-0'4	0'8
XNG			1	-0'3	0	-0'8	0'5	-0'7	0'2
W				1	0'6	0'7	0'2	0'2	0'2
S					1	0'1	0'2	0'2	0'2
O						1	-0'1	0'3	0'2
R							1	-0'7	0'7
EE								1	-0'6
IA									1

La matriz de correlación simple que representa el tipo de correlación lineal entre variables, siendo la relación negativa o positiva si los signos son menos (-) y más (+) respectivamente. Entonces, el modelo hace ver que, efectivamente, existe relación entre las variables explicativas, pero podemos considerar que la multicolinealidad presentada no es perfecta, ya que no existe relación lineal exacta entre variables independientes. De todas formas, aunque se nos presentara posible multicolinealidad perfecta por los valores de la matriz, esta no debería considerarse si es posible estimar los coeficientes a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Además, existe la excepción de las Exportaciones Netas de Bienes, cuya relación es nula con el nivel de subsidios.

En principio, si nos basáramos únicamente en este análisis, sólo aceptaríamos la existencia de multicolinealidad aproximada, ya que se aprecia incoherencia entre los análisis utilizados.

## 2. Factor de Inflación de la Varianza (FIV<sub>j</sub>):

El análisis FIV<sub>j</sub> va a comparar la varianza de las variables explicativas del modelo conocido hasta ahora, con la varianza de esas mismas variables si fuesen ortogonales (coeficiente de relación simple igual 0) entre sí.

El criterio nos indica que, cuando el FIV<sub>j</sub> gira en torno al 1, entonces, existe colinealidad pero de baja intensidad, mientras que si dicha cifra asciende a 10 o más nos encontraremos ante un caso de multicolinealidad grave.

Siendo la expresión utilizada:  $FIV_j = [1/(1- R_j^2)]$ . Vemos las regresiones individuales de cada variable explicativa:

•  $FIV_{XNS} = [1/(1 - 0.940658)] = 16.851$

	Coef.	D.Típica	Estadístico t	p-valor
CONST.	-119181	31759,3	-3,753	0,0006
XNGt	-0,12999	0,0830016	-1,566	0,1261
Wt	0,132686	0,0568636	2,333	0,0253
St	-0,268087	0,0969314	-2,766	0,0089
Ot	-0,00321977	0,00055871	-5,763	1,44E-06
Rt	-0,242982	0,60757	-0,03999	0,9683
EEt	135476	27872,2	4,861	2,30E-05
IAt	329,174	19,8458	16,59	1,94E-18
R-Cuadrado ( j = XNSt )			0,940658	
SCR			37215129	

•  $FIV_{XNG} = [1/(1 - 0.882588)] = 8.517$

	Coef.	D.Típica	Estadístico t	p-valor
CONST.	142696	68784,5	2,075	0,0452
XNSt	-0,490692	0,313319	-1,566	0,1261
Wt	0,400123	0,0980038	4,083	0,0002
St	-0,349173	0,19904	-1,754	0,0879
Ot	-0,00681463	0,00098763	-6,9	4,44E-08
Rt	0,139755	1,18024	0,1184	0,9064
EEt	-84599,8	68251,3	-1,24	0,2232
IAt	201,267	108,274	1,859	0,0712
R-Cuadrado ( j = XNGt )			0,882588	
SCR			1,40E+08	

•  $FIV_W = [1/(1 - 0.87275)] = 7.859$

	Coef.	D.Típica	Estadístico t	p-valor
CONST.	-45941,3	102041	-0,4502	0,6552
XNSt	0,990114	0,424322	2,333	0,0253
XNGt	0,790961	0,193733	4,083	0,0002
St	1,17842	0,215487	5,469	3,57E-06
Ot	0,0100858	0,00128551	7,846	2,64E-09
Rt	1,64708	1,63687	1,006	0,321
EEt	-13700,9	97960,1	-0,1399	0,8895
IAt	-356,089	147,908	-2,408	0,0213
R-Cuadrado ( j = Wt )			0,87275	
SCR			2,78E+08	

•  $FIV_s = [1/(1 - 0.721992)] = 3.597$

	Coef.	D.Típica	Estadístico t	p-valor
CONST.	-114544	55290,6	-2,072	0,0455
XNSt	-0,653686	0,236351	-2,766	0,0089
XNGt	-0,225546	0,128568	-1,754	0,0879
Wt	0,385064	0,0714131	5,469	3,57E-06
Ot	-0,00401325	0,00100792	-3,982	0,0003
Rt	1,82359	0,898752	2,029	0,0499
EEt	124647	52017,2	2,396	0,0219
IAt	163,009	86,9559	1,875	0,069
R-Cuadrado ( j = St )			0,721992	
SCR			2,48E+12	

•  $FIV_o = [1/(1 - 0.95684)] = 22.980$

	Coef.	D.Típica	Estadístico t	p-valor
CONST.	-5,17E+06	8,01E+06	-0,6451	0,523
XNGt	-149,033	25,8607	-5,763	1,44E-06
Wt	-83,5599	12,1101	-6,9	4,44E-08
St	62,5612	7,9739	7,846	2,64E-09
Ot	-76,1832	19,1333	-3,982	0,0003
Rt	-61,9838	130,309	-0,4754	0,6372
EEt	1,22E+07	7,45E+06	1,633	0,1111
IAt	54495,3	8663,41	6,29	2,85E-07
R-Cuadrado ( j = Ot )			0,956484	
SCR			1,72E+12	

•  $FIV_R = [1/(1 - 0.794518)] = 4.867$

	Coef.	D.Típica	Estadístico t	p-valor
CONST.	27627,3	9186,13	3,007	0,0048
XNSt	-0,00182835	0,0457174	-0,03999	0,9683
XNGt	0,00278582	2352650,0165	0,1184	0,9064
Wt	0,0166088	0,0165058	1,006	0,321
St	0,0562755	0,0277353	2,029	0,0499
Ot	-0,00010077	0,00021184	-0,4757	0,6372
EEt	-22806,5	9075,81	-2,513	0,0166
IAt	19,0926	15,6842	1,217	0,2314
R-Cuadrado ( j = Rt )			0,794518	
SCR			2800304	

•  $FIV_{EE} = [1/(1 - 0.855578)] = 6.924$

	Coef.	D.Típica	Estadístico t	p-valor
CONST.	1,02749	0,0311084	330	1.61e-028
XNSt	2,92E-06	6,02E-07	4,861	2.30e-05
XNGt	-4,84E-07	3,90E-07	-1,24	0.2232
Wt	-3,96E-08	2,83E-07	-0,1399	0,8895
St	1,10E-06	4,61E-07	2,396	0,0219
Ot	5,67E-09	3,47E-09	1,633	0,1111
Rt	-6,54E-06	2,60E-06	-2,513	0,0166
IAt	-0,00096101	0,0002187	-4,394	9,40E-05
R-Cuadrado ( j = EEt )			0,855578	
SCR			0,000803	

•  $FIV_{IA} = [1/(1 - 0.964286)] = 28.001$

	Coef.	D.Típica	Estadístico t	p-valor
CONST.	306,539	94,0289	3,26	0,0024
XNSt	0,00268638	0,00016196	16,59	1,94E-18
XNGt	0,00043513	0,00023408	1,859	0,0712
Wt	-0,00038944	0,00016176	-2,408	0,0213
St	0,00054558	0,00029104	1,875	0,069
Ot	9,61E-06	1,53E-06	6,29	2,85E-07
Rt	0,00207072	0,00170105	1,217	0,2314
EEt	-363,283	82,6721	-4,394	9,40E-05
R-Cuadrado ( j = IAt )			0,964286	
SCR			466,6156	

En el cuadro siguiente se presenta con mayor claridad los diferentes Factores de la Inflación de la Varianza:

j	FIVj
XNSt	16.851
XNGt	8.517
Wt	7.859
St	3.597
Ot	22.980
Rt	4.867
EEt	6.924
IAt	28.001

Como es de esperar, a mayor R2 mayor colinealidad, ya que un ajuste de bondad alto indica que la relación entre la variable explicada y explicativa es más estrecha.

Según los datos proporcionados por GRETL, debemos considerar la existencia de multicolinealidad grave en las variables del Índice de



precios de Alquiler, el número absoluto de Ocupados y las Exportaciones Netas de Servicios.

Aun así, el resto de variables no dejan de presentar colinealidad, pero ésta no se presupone grave.

Por último decir que, los datos que nos da el FIV son de importancia parcial, pues sólo detecta la multicolinealidad esencial, es decir, conocemos la relación entre las variables independientes, pero no tenemos información sobre la constante. Para ello, seguiremos analizando la multicolinealidad con el siguiente método.

### 3. Número de Condición:

El siguiente análisis va a complementar al método anterior ya que no solo permite saber cuál es la relación de las variables independientes entre sí, sino que también mide cómo se relaciona la constante con éstas, es decir, es capaz de medir tanto la multicolinealidad esencial como la no esencial.

Éste método no usa la matriz de observaciones de las variables independientes y la constante (X), sino una modificación de la misma, la cual es:

$$X^*_{ij} = x_{ij} / (\sum x_{ij}^2)^{(1/2)} \quad (1)$$

De la matriz resultante (X\*) se usará su combinación: (X<sup>t</sup>\*X\*); y así, con los autovalores de la misma, se haya el número de condición de la siguiente forma:

$$K(X^*) = (\text{Valor Propio Mayor/Valor Propio Menor})^{(1/2)} \quad (2)$$

Los resultados que se nos muestra de este método son:

	lambda	cond.
1	8.370	1.000
2	0.295	5.323
3	0.279	5.481
4	0.049	13.038
5	0.004	46.491
6	0.002	70.886
7	0.001	98.122
8	0.000	307.577
9	0.000	983.967

Las lambdas representan los valores propios, y “cond.” es la columna de índices de condición, que son resultado de aplicar la ecuación (2).

En ella; el numerador se mantiene constante, es decir, el primer lambda: 8.37; mientras que el denominador va variando, esto es, el índice de condición de la fila uno sería resultado de dividir el lambda de la fila uno entre sí mismo aplicándole la raíz cuadrada; el índice de condición de la columna dos sería el resultado de dividir el lambda de la fila uno entre el lambda de la fila dos aplicándole la raíz cuadrada, y así sucesivamente.

Como el número de condición se basa en los valores propios mayores y menores, para el actual modelo, el número de condición sería la raíz cuadrada del ratio entre lambda de la fila uno y lambda de la fila:

$$K(X^*) = 983.967$$

Éste es un número de condición especialmente alto, puesto que este método de detección de multicolinealidad considera que si el índice se encuentra en torno a 20 y 30, la multicolinealidad es moderada, pero si supera dicho límite, la multicolinealidad existente será grave, como así se muestra en este caso, asumiendo una multicolidad esencial y no esencial.

#### SOLUCIONES PARA LA MULTICOLINEALIDAD

Ante presencia de multicolinealidad, podemos llevar a cabo modificaciones en el modelo que nos permitan reducirla:

- Es posible que el problema real sea la multicolinealidad errática, es decir, aquella provocada por la propia disposición de los datos, haciendo que la muestra (n = 44) no sea lo suficientemente alta, y generando por consiguiente ese problema.  
Por su puesto, aquí cabe destacar la posibilidad de mejorar la calidad de los datos, lo cual sí es posible por lo comentado al principio del informe, esto es, existen carencias debido a las bases de datos y desconocimiento teórico.
- El elevado número de condición nos mostró que, verdaderamente, existe multicolinealidad esencial y no esencial, lo cual nos hace plantearnos la posibilidad de mermar dicha colinealidad drenando los valores de las variables, es decir, restando la media a las variables con poca varianza.

Llevando este método a la práctica, es decir, restando la media de los valores observados en la tabla inicial de la página 3, a aquellas

variables cuyas varianzas son reducidas, se ha observado que el número de condición es:  $K(X^*) = 615.475$ ; mientras que los datos del FIV no varían respecto al modelo inicial (las variables con menos varianza son todas excepto los Precios relativos entre España y Europa y el Índice de Precios de Apartamentos).

Esta irrelevante modificación nos verifica finalmente que la multicolinealidad más representativa en el modelo es la multicolinealidad esencial, ya que ésta hace inoperativo el método usado en el párrafo anterior.

- La solución directamente anterior propuesta, nos desvela que la multicolinealidad preocupante es la esencial, por lo que la teoría nos exigiría utilizar métodos de estimación alternativos: **Estimador Cresta**.

El estimador cresta es un método de estimación alternativo al MCO, que considera la sesgidez de los  $\beta$ , y proporciona un error cuadrático medio menor que con la estimación ordinaria en casos como este en los que se presenta grave multicolinealidad (Chica Olmo & Salmerón Gómez, 2019).

Este método pretende hacer esa minimización del error cuadrático medio (ECM), sustituyendo la expresión:  $(X^tX)^{-1}$ ; por la expresión siguiente:  $(X^tX + hI)^{-1}(X^ty)$ .

Esta nueva pretende mejorar el condicionamiento de la matriz inversa de  $(X^tX)$  y hacerla más estable (Chica Olmo & Salmerón Gómez, 2019).

Llevando a cabo la regresión, nos resultan los siguientes datos:

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	p-valor
const	-224481	NA	NA	NA
XNSt	3'39359	0'347957	9'753	1'79E-022***
XNGt	0'0650339	0'255072	0'2550	0'7988
Wt	0'919594	0'176464	5'211	1'88E-07***
St	(-1'69934)	0'359522	(-4'727)	2'28E-06 ***
Ot	(-0'00122158)	0'00159367	(-0'7665)	0'4434
Rt	7'43183	2'23618	3'323	0'0009***
EEt	49213'3	110116	0'4469	0.6549
IAt	706'882	115'466	6'122	9'24E-10***
Parámetro h	0'986297			
Error Cuadrático Medio	4353'63			

Esta sería una regresión alternativa a la de MCO. Comparando los resultados, realmente no se aprecian grandes cambios, ya que aunque las variables son significativas a un mayor nivel de confianza, siguen siendo las mismas variables que anteriormente.

El parámetro  $h$  mostrado es el más apropiado, pues realmente se presentan varios de ellos. De todas formas, el que más nos interesa es el que hace menor el ECM, el decir:  $h = 0'986297$ .

Lo importante de este método es observar la desviación típica y/o varianza, pues como se puede apreciar, es menor en el método del estimador cresta. Esto es positivo, pues ayuda al modelo a ser más significativo individualmente. En la página 18 del presente informe, se nos muestra la expresión del estadístico  $t$ , que depende de la estimación del coeficiente (en el numerador) y la desviación típica (en el denominador). Si esa desviación típica se hace menor, el resultante estadístico  $t$  es mayor, facilitando que en un posible contraste de hipótesis individual se rechace  $H_0$ , es decir, aceptando que el coeficiente es distinto a 0 y que aporta notable información.

- Entre otras posibles soluciones que pueden plantear son: Eliminar Variables o sustituir la matriz  $X_{-i}$  (la matriz de regresores usada hasta ahora pero sin la columna  $i$ -ésima) por una matriz  $X_0$  ortogonal, es decir, una matriz con variables ortogonales con residuos perpendiculares a la matriz de regresores (Sánchez González, López Martín, & García Muñoz, 2015), cuya matriz inversa es igual a la traspuesta.

Específicamente el eliminar variables tiene mucho que ver con los efectos relacionados con el estimador cresta. La eliminación de variables (modelo reducido) hace que surja un nuevo modelo con nuevos coeficientes, los cuales se presume contengan información omitida por haber prescindido de esas variables.

El problema se resume en un contraste de hipótesis en el que se evalúa si la eliminación de la/s variable/s es un método útil econométricamente. Para ello es necesario usar el Error Cuadrático Medio cuyo valor incluye la suma de la varianza y el sesgo al cuadrado, es decir:

$$\text{ECM} = \text{varianza} + \text{sesgo}^2 \quad (\text{Chica Olmo \& Salmerón Gómez, 2019})$$

La razón de un coeficiente del modelo reducido con su correspondiente coeficiente del modelo original, depende de un estadístico  $t$  presentado al cuadrado:

$$[\text{ECM}(\alpha_t)/\text{ECM}(\beta_t)] = 1 + R_t^2 * t^2_{(n-k; 1-\alpha/2)}$$

Al final se presenta una hipótesis nula de T-student, que está viciada ya que el estadístico  $t$  está elevado al cuadrado.

Si  $t^2 < 1$ , debemos omitir la variable, de lo contrario, tendremos que mantenerla.

#### **IV. Conclusiones finales:**

En este apartado no se pretende exponer nada nuevo, más allá de lo que se ha expuesto ya, sino más bien resumir la información procurada y, de una forma más esquemática, presentar los resultados.

El modelo turístico que se ha analizado en el informe ha resultado poseer una perturbación aleatoria **centrada** (existe normalidad de los residuos), **homocedástica** (la varianza de las perturbaciones es la misma para cada observación) e **incorrelada** (el error que puede observarse en un momento “i”, no se relaciona con los errores de otros momentos).

Aun así, la multicolinealidad que se ha descubierto del modelo se caracteriza por ser: *errática* por la posible carencia de datos y bondad de los mismos; *no esencial* por los resultados que arrojan los métodos del FIV y Número de Condición, y debido a la relación de la constante con el resto de variables independientes consideradas (Chica Olmo & Salmerón Gómez, 2019); y *esencial* por el alto valor del Número de Condición. Además, queda confirmada la importancia que tiene la multicolinealidad esencial en el modelo cuando al intentar solucionar la multicolinealidad a través del drenaje con la media, la multicolinealidad sigue siendo grave.

Econométricamente, esto nos dice que comprender el modelo del turismo con toda esa multicolinealidad es complejo, pues se van a tener que utilizar diversas herramientas para poder desligarla del modelo.

Pero esto confirma la teoría que se expone en el primer párrafo del documento, y es que el turismo es un sector conglomerado, puesto que muchas variables diferente índole van a afectar a su funcionamiento.

Entonces, como futuros economistas, tendremos que dar consejo a los ministros y demás encargados de guiar al país, y con los anteriores datos y análisis podemos argumentar que: si España desea influir sobre el futuro del turismo entrante va a tener que centrarse más decisivamente sobre:

- Mejorar la **Exportaciones Netas de Servicios**, que traducido al ámbito turístico, podríamos iniciar proyectos de mejora de infraestructuras, implantación de mejores redes de información y conocimiento sobre los principales eventos y monumentos de España.
- Desarrollar políticas de fomento social y laboral, procurando converger hacia una situación con tasas bajas de paro e índices respetables de

desarrollo humano; ya que el **Salario** y las **Subvenciones** se creen relevantes (según el modelo) para el turismo.

- El **PIB per cápita europeo** es un aspecto que un único país no puede controlar, pero España debe concienciarse de la importancia de crecer, no solo como país, sino como componente de algo más grande, como el proyecto europeo; y por consiguiente, debería también pensar en la capacidad adquisitiva bien redistribuida entre los ciudadanos de la Unión Europea, y actuar en consecuencia.
- Y el **Índice de los Apartamentos**, que es bastante relevante para el turismo. Teniendo en cuenta que España es uno de los países con mayores tasas turísticas, tiene que esforzarse por ser más competitiva comercialmente a través de los precios, y por lo tanto, se podrían poner a prueba proyectos y/o políticas de incentivos a los arrendatarios de apartamentos, para lograr la bajada de precios de los mismos, haciendo que incrementara la llegada de viajeros.

#### **V. Revisión bibliográfica:**

El estudio que se ha buscado como referencia para dar comienzo al trabajo fue: “Modelización econométrica de la demanda de turistas británicos a España” por Marcos Álvarez Díaz, Manuel González Gómez, María Soledad Otero Giráldez, Ana Belén Trigo Iglesias, profesores del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Vigo (2014).

Es evidente que el estudio realizado en la Universidad de Vigo no analiza el turismo procedente desde toda Europa que llega a España, sino que se centra en el turismo británico. Aun así, se han podido sacar conclusiones, por lo que, de dicho trabajo se han extraído ideas como la introducción del Nivel de Renta, representado en el actual informe a través del PIB per cápita de los europeos.

Por otra parte, el estudio de la Universidad de Vigo nos presenta la idea de introducir elementos que reflejen el “coste real” de los bienes que ofrece el país, lo cual no sólo ayudó a implementar dos variables que reflejasen el precio de los bienes y servicios (es decir, IPC Relativos de España y Europa, y el Índice de Precios de Apartamentos), sino que permitió comprender la importancia de las exportaciones, tanto de bienes como de servicios, como variable relevante en el modelo. Esto se debe a que, recordando los conceptos aprendidos en la carrera, el turismo (visita de monumentos y eventos) y la compra-venta de un no residente en nuestro país son considerados también exportaciones.

Además, al introducir en el presente escrito la variable: Precios Relativos entre España y Europa, se pretende emular la reflexión que hacen los profesores de la Universidad de Vigo al referirse a una variable que represente el Efecto Sustitución de la economía. Es decir, pensando en las teorías competitivas, el precio de un bien que ofrezca y país, compite con el precio de ese mismo bien procedente de otro país. Por lo tanto, es de esperar que si el IPC de España varía con respecto al del resto de Europa, se produzcan cambios en la demanda.

Finalmente, el trabajo: “Modelización econométrica de la demanda de turistas británicos a España”; habla sobre la importancia de introducir elementos que muestren, de alguna forma, ámbitos más allá de lo meramente económico, como por ejemplo: posibilidad de ataques terroristas o efecto de eventos como manifestaciones.

Las posibilidades y herramientas de medición que tiene autores de este calibre no se asemejan a las de un alumno de Grado de Economía, por lo que, haciendo un somero intento de réplica, se han incorporado variables como: Salario, Subsidios y Ocupados; intentando reflejar superficialmente la situación socio-laboral del país, y pretendiendo ver si esas son variables verdaderamente sustanciales para la evolución del turismo.

## **VI. Bibliografía y Bases de datos:**

### **→ Bibliografía:**

- Título: “Temas de Economía Española” por Marcos Miguel García Velasco, Elías Melchor Ferrer y Dolores Genaro Moya.  
Editorial: Tirant lo Blanc. Edición 5ª edición.  
Año de publicación: 2013.
- Título: “Análisis cuantitativo de la actividad turística” por Joaquín Alegre Martín, Magdalena Cladera Munar y Catalina N. Juneda Sampol.  
Editorial Anaya-Ediciones Pirámide.  
Año de publicación: 2003.
- Título: “Econometría” por Jorge Chica Olmo y Román Salmerón Gómez.  
Editorial: Técnica Avicam-Fleming.  
Año de publicación: 2019.
- Título: “Econometría” Carlos Sánchez González, María del Mar López Martín y Teresa María García Muñoz.  
Editorial: Técnica Avicam-Fleming.  
Año de publicación: 2015.
- Título: “Modelización econométrica de la demanda de turistas británicos a España” por Marcos Álvarez Díaz, Manuel González Gómez, María Soledad Otero Giráldez, Ana Belén Trigo Iglesias, profesores del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de Vigo.  
Revista: Revista de Economía Aplicada.  
Año de publicación: 2014.

### **→ Bases de Datos:**

- Instituto Nacional de Estadística (INE).
- Eurostat.