



---

**Universidad de Valladolid**

**Facultad de Ciencias  
Económicas y Empresariales**

**Grado en Administración y Dirección  
de Empresas**

**La función de consumo en  
Castilla y León**

Presentado por:

***Jorge Pardo Muzás***

Tutelado por:

***Jesús Caverro Álvarez***

*Valladolid, 20 Julio de 2016*

# ÍNDICE

<b>1. INTRODUCCIÓN.....</b>	<b>3</b>
<b>2. LA FUNCIÓN DE CONSUMO .....</b>	<b>4</b>
2.1 ANTECEDENTES .....	4
2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS .....	6
<b>3. ELABORACIÓN DEL MODELO .....</b>	<b>7</b>
<b>4. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO.....</b>	<b>10</b>
<b>5. EVALUACIÓN DEL MODELO.....</b>	<b>11</b>
5.1 MODELO 1 .....	11
5.2 MODELO 1 CORREGIDO.....	13
5.3 MODELO AUTORREGRESIVO .....	15
5.4 MODELO 2 .....	19
5.5. ESTUDIO DE UN CAMBIO ESTRUCTURAL DEBIDO A LA CRISIS FINANCIERA EN ESPAÑA A COMIENZOS DE 2008 .....	21
<b>6. PREDICCIONES .....</b>	<b>22</b>
6.1. ESPAÑA .....	23
6.2. CASTILLA Y LEON .....	24
<b>7. CONCLUSIONES.....</b>	<b>25</b>
<b>8. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>26</b>
<b>9. ANEXOS .....</b>	<b>28</b>

## 1. INTRODUCCIÓN

El proyecto que a continuación les presento trata de explicar la Función de Consumo en Castilla y León.

En primer lugar, hay que destacar que el consumo es una proporción considerable, pero relativamente estable, del Producto Interior Bruto, de hecho, aproximadamente las dos terceras partes del PIB de los países desarrollados o en vías de desarrollo se deben al mismo, por lo tanto, es importante su estudio.

El objetivo general de este trabajo econométrico es proponer modelos que permitan estimar el comportamiento de la función de consumo a nivel regional, más concretamente para Castilla y León.

En este proyecto, se plantearán los problemas sugeridos en la elaboración de las series empleadas, así como en la especificación y evaluación de los modelos. En primer lugar, se enumerarán y explicarán una serie de teorías, estudios e hipótesis en relación al consumo y al comportamiento de los consumidores a lo largo de la historia.

Posteriormente se analizan las variables explicativas que, más tarde, se introducirán en los modelos econométricos. Para abordar la estimación del modelo, se han recogido datos anuales que abarcan desde el año 2000-2015. Trabajaremos con series temporales recogidas de la base estadística de la Junta de Castilla y León. Una vez explicadas las variables, especificaremos un modelo econométrico simple para su posterior evaluación.

Una vez escogido el modelo más adecuado y, tras un estudio de una serie de contrastes de la econometría convencional o clásica sobre el mismo, realizaremos un análisis sobre un posible cambio estructural y, para finalizar, se realizarán una serie de predicciones tanto de nuestra comunidad, como de España. En el último apartado se expondrán las conclusiones extraídas.

## 2. LA FUNCIÓN DE CONSUMO

### 2.1 ANTECEDENTES

El consumo (C) es una proporción considerable, pero relativamente estable, del Producto Interior Bruto (PIB), de hecho, aproximadamente las dos terceras partes del PIB de los países desarrollados o en vías de desarrollo se deben al mismo.

A lo largo de la historia se han planteado diferentes hipótesis y teorías en relación al comportamiento de los consumidores en términos agregados, entre los que destacan: el estudio de Keynes, el de Smithies o las teorías de Modigliani, Friedman o Duesenberry. Todas estas hipótesis y teorías pretenden explicar un mismo comportamiento por lo que son muchas veces complementarias.

Keynes fue el primer economista en defender la idea de que el consumo depende en mayor medida del ingreso, ya que existen otros factores determinantes (clasificados en objetivos y subjetivos) pero no tienen la misma importancia, por lo tanto, trabajó la función de consumo como únicamente dependiente del ingreso real disponible.

Keynes asegura que la propensión marginal a consumir (PMC), incremento que se produce en el consumo a consecuencia de un incremento en el ingreso, puede tomar valores que se encuentren entre 0 y 1. Otra hipótesis que sostiene es que la propensión marginal a consumir disminuye a medida que el ingreso aumenta. También introdujo un nuevo término, la propensión media a consumir (PMeC), definida como la cantidad media destinada al consumo y supuso que esta es mayor a la PMC.

Posteriormente, se llevaron a cabo numerosos estudios que corroboraban las hipótesis de Keynes, hasta que en el año 1946, Simon Kuznets publicó estimados de la renta y productos nacionales de Estados Unidos, en los cuales no conseguían demostrar que la PMC es menor que la PMeC, por tanto significa, que la función de consumo no posee ordenada en el origen existiendo una contradicción con los datos sugeridos en las primeras investigaciones, ya que las series temporales cortas comprueban perfectamente las hipótesis de Keynes

pero las series temporales más largas no muestran evidencias del consumo autónomo. Se planteaba un problema: dos curvas diferentes de consumo (una a largo plazo y otra a corto) lo cual supuso un importante desafío para los economistas.

Uno de los primeros que intentó explicar esta contradicción fue Arthur Smithies. Este economista sostenía, que lo que sucedía realmente, era que la función de consumo de corto plazo se desplazaba hacia arriba con el paso del tiempo, por lo tanto, la función de largo plazo no era más que la unión de diferentes puntos de equilibrio de las curvas de consumo a corto plazo. Según Smithies que de la unión de dichos puntos se obtuviese una PmeC constante era pura casualidad.

Su propio alumno James Duesenberry se le oponía, ya que, sostenía que no era coincidencia que la PmeC fuese constante y también que las razones aportadas por su profesor no eran lo suficientemente sólidas para defender su teoría. Duesenberry creía que existía una relación proporcional entre el ingreso y el consumo, por lo tanto, intentó explicar los cambios en el comportamiento del consumo y del ingreso para poder explicar la aparente no proporcionalidad a corto plazo.

Si tomamos un periodo largo, el consumo se encuentra en función del ingreso, por lo tanto, son proporcionales. Por el contrario, si tomamos un periodo de tiempo más corto, el ingreso presenta un crecimiento no uniforme, mientras que la reacción del consumo es menos evidente. Para Duesenberry, esta reacción menos evidente del consumo frente al ingreso es debido a que el consumo no sólo depende del ingreso actual sino también del anterior y en especial, del máximo ingreso en el pasado reciente.

El modelo que desarrolló Modigliani intentaba dar una explicación a la aparente contradicción que existía entre la teoría del consumo de Keynes y las evidencias empíricas.

Su hipótesis se basaba en que los consumidores buscan tener un determinado nivel constante de calidad de vida. Por tanto, deben ahorrar en su vida activa para poder mantener su nivel de consumo en su vida pasiva. Dicho de otra forma, el total de ingresos debe ser igual al total de consumo a lo largo de la vida del consumidor.

Esta hipótesis afirma que la riqueza no varía año a año ni depende del ingreso de la persona, por tanto, a mayor renta menor debería ser la propensión marginal media a consumir (PMeC) a corto plazo, por el contrario, si hablamos de largo plazo, la riqueza y la renta crecen sensiblemente por lo tanto la PMeC será casi constante.

Milton Friedman clasifica el consumo en dos partes: consumo permanente y consumo temporal debido a que existen dos tipos de ingresos (permanente y temporal del mismo modo). El ingreso temporal es aquella parte del ingreso de un consumidor que se considera que no se mantendrá en el tiempo, por otro lado, el ingreso permanente se refiere a la parte del ingreso que los consumidores consideran que no va a variar en el futuro.

La hipótesis que sostiene Friedman se basa en que el consumo depende mayoritariamente de los ingresos permanentes, ya que a pesar de que los consumidores también gastan sus ingresos temporales, lo hacen en una proporción mucho más pequeña debido al ahorro al que dedican una parte del mismo. Por tanto, Friedman afirma que Keynes se equivoca al suponer que el consumo depende del ingreso y que por consiguiente ese es el motivo de las contradicciones existentes, De forma empírica demostró que las familias que tienen un mayor porcentaje de ingresos temporales registran niveles de consumo menores que las familias que tienen mayor proporción de ingresos permanentes.

## **2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS**

Los pasos a seguir para la elaboración de este proyecto son los siguientes:

- Formular modelos de tipo econométrico que expliquen la función de consumo para Castilla y León.
- Determinar la relación de las series temporales atendiendo a la econometría convencional o clásica.
- Estudiar un posible cambio estructural en 2008 a causa de la crisis española.
- Elaborar predicciones frente a los posibles escenarios en nuestra comunidad.

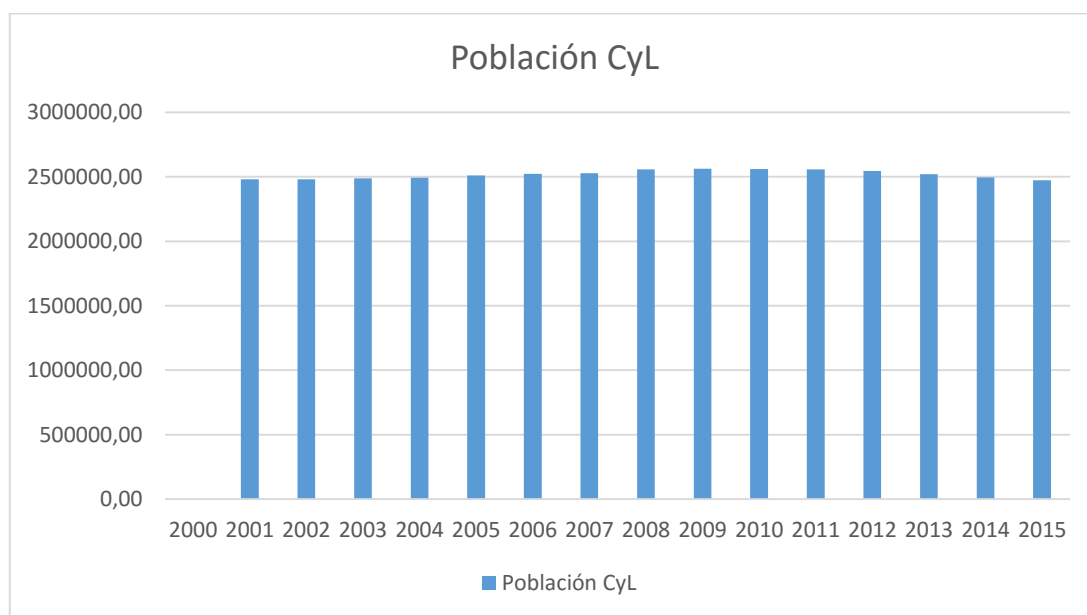
### 3. ELABORACIÓN DEL MODELO

Para abordar la estimación del modelo de la función de consumo para Castilla y León se han obtenido datos anuales que abarcan desde el año 2000 hasta el año 2015.

Trabajamos con series temporales, es decir, una colección de variables ordenadas en el tiempo. Los datos han sido recogidos de la base estadística de la Junta de Castilla y León.

A lo largo del trabajo, se han tomado datos de diferentes variables explicativas, en primer lugar, se han recogido datos sobre la población de Castilla y León (Anexos).

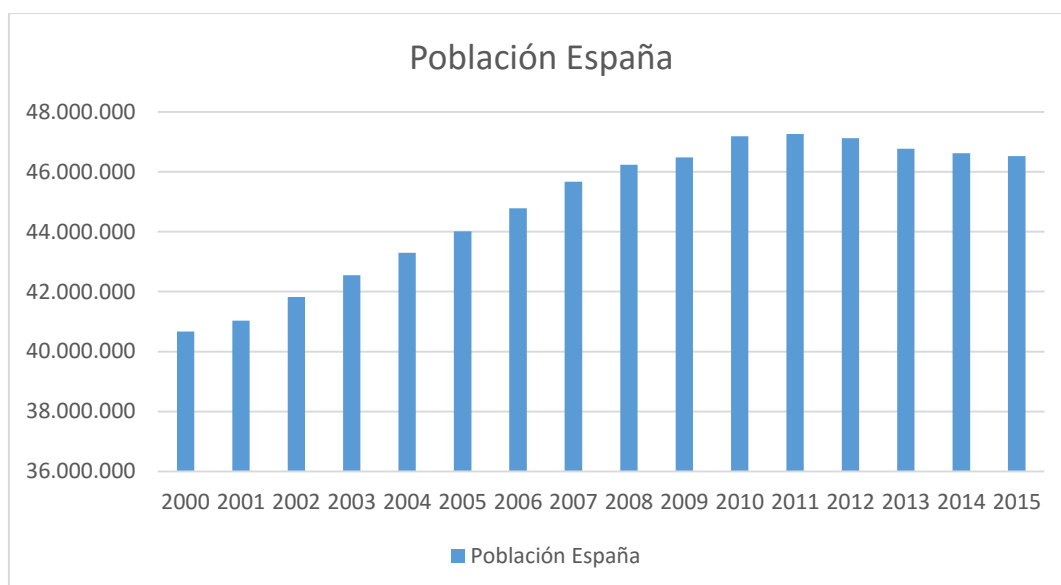
Gráfico 1.- Población en Castilla y León



Fuente: Elaboración propia

Como podemos observar en la gráfica, vemos una tendencia en los últimos cinco años de reducirse el número de habitantes de Castilla y León. A lo largo del trabajo estudiaremos si esto afecta al consumo en nuestra comunidad.

Gráfico 2.- Población en España

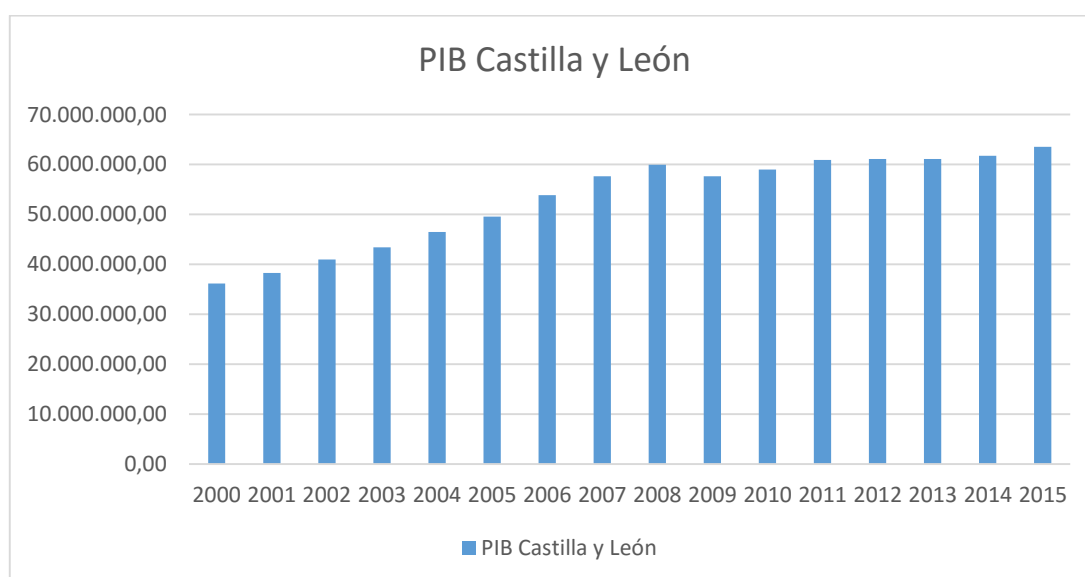


Fuente: Elaboración propia

Observamos también que el número de habitantes en España se ha reducido en los últimos años.

Otra variable explicativa que tendremos muy en cuenta será el Producto Interior Bruto de Castilla y León, la cual, utilizaremos para elaborar nuestro primer modelo econométrico.

Gráfico 3.- PIB en Castilla y León



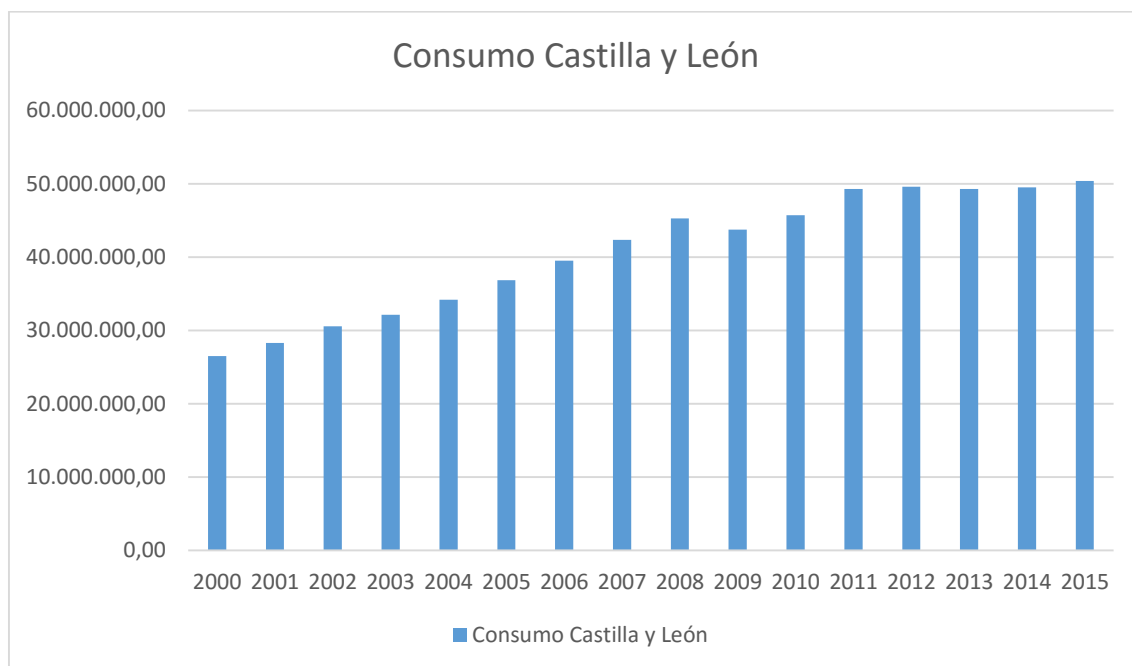
Fuente: Elaboración propia



Podemos ver la evolución que ha sufrido el PIB en nuestra comunidad a lo largo de los últimos años, observamos que en el año 2008 se produce un estancamiento en el crecimiento del mismo.

Por último, hemos recogido datos del gasto en consumo final en Castilla y León.

Gráfico 4.- Consumo en Castilla y León



Fuente: Elaboración propia

Vemos la evolución que ha sufrido el Consumo en nuestra comunidad a lo largo de los últimos años, observamos que hasta el año 2008 se produce un importante aumento del consumo, tras sufrir un retroceso, los últimos años se ha mantenido más o menos estable. Analizaremos si existe un posible cambio estructural debido a la crisis.

Se ha tomado como base para la aplicación de la inferencia econométrica un nivel de significación del 5%, es decir, cuando realicemos contrastes podremos afirmar con un nivel de confianza del 95% la decisión que tomemos.

## 4. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

Para especificar el modelo utilizamos el modelo de regresión lineal normal clásico (MRLNC).

El objetivo de la regresión es intentar explicar los cambios que se producen en la variable endógena (Consumo) en relación a los cambios producidos en las variables explicativas.

En este caso hablamos de una regresión simple porque solo introducimos una variable explicativa, especificamos nuestro modelo de la siguiente manera:

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

$Y$  = Consumo (variable endógena).

$\beta$  = Constantes del modelo que nos permiten cuantificar las relaciones entre las variables  $Y$  y  $X$  que posteriormente estimaremos mediante métodos estadísticos. (Coeficientes del modelo y recogen la estructura del mismo).

$X$  = Conjunto de variables explicativas, a lo largo del trabajo, incluiremos:

- Producto Interior Bruto (PIB) de Castilla y León.
- Población Castilla y León.
- Consumo desfasado un periodo en Castilla y León. ( $C_{t-1}$ )

$\varepsilon$  = Variable de los residuos. No es igual que la perturbación aleatoria, aunque es parecida. (Error o residuo).

## 5. EVALUACIÓN DEL MODELO

### 5.1 MODELO 1

La estimación por MCO con el programa Eviews es la siguiente:

Tabla 1.- Análisis de la regresión del modelo 1

Dependent Variable: CONSUMO  
Method: Least Squares  
Date: 06/27/16 Time: 10:50  
Sample: 2000 2015  
Included observations: 16

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB	0.885075	0.036784	24.06143	0.0000
C	-6244847.	1985150.	-3.145782	0.0072

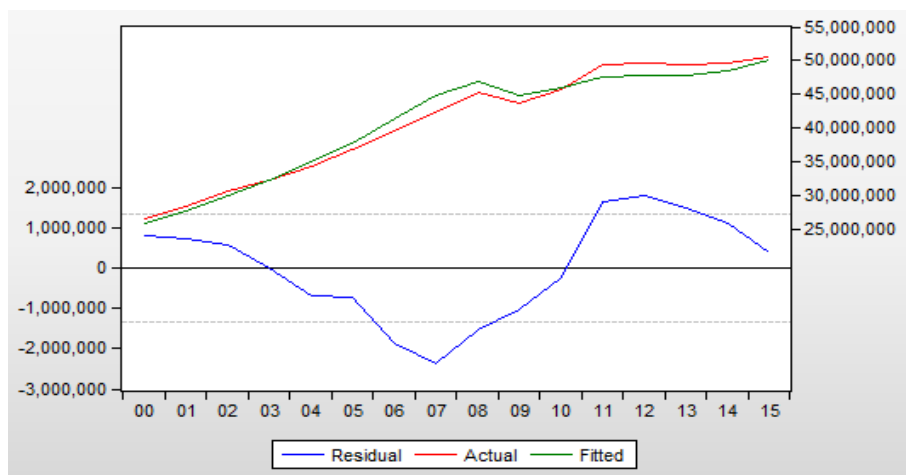
  

R-squared	0.976389	Mean dependent var	40848109
Adjusted R-squared	0.974703	S.D. dependent var	8348551.
S.E. of regression	1327844.	Akaike info criterion	31.15248
Sum squared resid	2.47E+13	Schwarz criterion	31.24905
Log likelihood	-247.2198	Hannan-Quinn criter.	31.15742
F-statistic	578.9522	Durbin-Watson stat	0.339611
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Podemos sospechar que estamos ante un error de especificación. Efectivamente, aunque se verá con detalle más adelante, un simple vistazo al valor del estadístico de Durbin-Watson (0,339611) indica una fuerte autocorrelación positiva.

Tabla 2.- Análisis gráfico del residuo



Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

El análisis gráfico del residuo de la estimación indica un claro patrón de autocorrelación positiva, pese a que la evolución de la endógena real y la estimada parece muy similar, lo cierto es que el componente autorregresivo del error es muy claro.

Hemos observado que, en esta regresión, obtenemos un buen valor en el contraste individual y un elevado coeficiente de determinación ( $R^2$ ) y, sin embargo, existe una acusada presencia de autocorrelación, por lo tanto, estamos ante una regresión espuria.

En estas regresiones, la probabilidad de un error en el cálculo y aplicación de los test de significatividad individual convencionales es muy importante, sin contar los insalvables problemas de no ineficiencia en la estimación propios de una situación de matriz de varianzas y covarianzas no escalar para la perturbación aleatoria.

A través del contraste de Breusch-Godfrey también podemos observar la presencia de la autocorrelación:

Tabla 3.- Contraste Breusch-Godfrey del modelo 1

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	20.50065	Prob. F(2,12)	0.0001
Obs*R-squared	12.37745	Prob. Chi-Square(2)	0.0021

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Observamos que se rechaza la hipótesis nula, por lo tanto, hay autocorrelación.

Por último, podemos ver el correlograma de los residuos para tratar de comparar las funciones de autocorrelación estimadas a partir de los residuos con las funciones de autocorrelación teóricas de las perturbaciones.

Tabla 4.- Análisis correlograma de los residuos

Sample: 2000 2015  
Included observations: 16

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.814	0.814	12.732	0.000
		2	0.473	-0.564	17.337	0.000
		3	0.089	-0.238	17.510	0.001
		4	-0.310	-0.434	19.823	0.001
		5	-0.538	0.280	27.391	0.000
		6	-0.572	-0.033	36.806	0.000
		7	-0.488	-0.099	44.428	0.000
		8	-0.302	-0.148	47.703	0.000
		9	-0.107	-0.159	48.175	0.000
		10	0.038	0.031	48.244	0.000
		11	0.127	-0.068	49.180	0.000
		12	0.126	-0.161	50.324	0.000
		13	0.089	0.022	51.090	0.000
		14	0.047	-0.085	51.409	0.000
		15	0.013	0.091	51.455	0.000

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

## 5.2 MODELO 1 CORREGIDO

Para corregir este problema de autocorrelación, estimamos un segundo modelo suponiendo un esquema AR (1) obteniendo el estimador factible.

Tabla 5.- Análisis de la regresión del modelo 1 corregido

Dependent Variable: CONSUMO  
Method: Least Squares  
Date: 07/10/16 Time: 11:56  
Sample (adjusted): 2001 2015  
Included observations: 15 after adjustments  
Convergence achieved after 26 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB	0.735029	0.153220	4.797218	0.0004
C	5057261.	11789155	0.428976	0.6755
AR(1)	0.929305	0.115616	8.037879	0.0000
R-squared	0.991383	Mean dependent var		41802977
Adjusted R-squared	0.989947	S.D. dependent var		7684164.
S.E. of regression	770434.4	Akaike info criterion		30.12415
Sum squared resid	7.12E+12	Schwarz criterion		30.26576
Log likelihood	-222.9311	Hannan-Quinn criter.		30.12264
F-statistic	690.3379	Durbin-Watson stat		1.402541
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

A continuación, vemos si la perturbación de este modelo cumple las hipótesis clásicas con el test de Breusch-Godfrey y el análisis del correlograma de los residuos.

Tabla 6.- Contraste Breusch-Godfrey del modelo 1 corregido

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.664621	Prob. F(2,10)	0.5358
Obs*R-squared	1.759431	Prob. Chi-Square(2)	0.4149

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Vemos que se acepta la hipótesis nula, ya que, obtenemos un resultado de 0,5358, superior al nivel de confianza, no hay presencia de autocorrelación.

Tabla 7.- Análisis correlograma de los residuos modelo 1 corregido

Sample: 2001 2015  
 Included observations: 15  
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.078	-0.078	0.1116	
		2 -0.147	-0.154	0.5376	0.463
		3 -0.003	-0.029	0.5378	0.764
		4 -0.123	-0.154	0.8891	0.828
		5 0.085	0.057	1.0754	0.898
		6 -0.105	-0.145	1.3895	0.925
		7 -0.021	-0.025	1.4041	0.966
		8 -0.014	-0.084	1.4108	0.985
		9 -0.100	-0.110	1.8357	0.986
		10 -0.084	-0.179	2.1936	0.988
		11 0.035	-0.029	2.2737	0.994
		12 0.028	-0.067	2.3393	0.997

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Tanto a través del contraste de Breusch-Godfrey como del correlograma se deduce que no hay autocorrelación, por lo que, el estimador factible es consistente y asintóticamente eficiente y los test de hipótesis son válidos asintóticamente.

### 5.3 MODELO AUTORREGRESIVO

Hemos analizado la función de consumo no desfasada en Castilla y León, es decir, suponiendo que el consumo de cada periodo depende, tanto del consumo autónomo como de la renta de ese periodo. Indica que los consumidores ajustan el gasto a los cambios de renta de forma tan rápida como ocurre el cambio.

A continuación, procederemos al estudio de la función de consumo desfasada en Castilla y León, introduciendo en el modelo la variable explicativa ( $C_{t-1}$ ), supone que el consumo de cada período depende del consumo autónomo del mismo periodo y de la renta del periodo anterior. Proporciona un intervalo entre el momento en que se recibe la renta y el gasto que el perceptor de la misma decide hacer.

A través de Eviews obtenemos:

Tabla 8.- Análisis de la regresión del modelo autorregresivo

Dependent Variable: CONSUMO				
Method: Least Squares				
Date: 07/10/16 Time: 13:06				
Sample (adjusted): 2001 2015				
Included observations: 15 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB	0.442736	0.103541	4.275941	0.0011
CONSUMO(-1)	0.484203	0.105930	4.570947	0.0006
C	-1727910.	1891662.	-0.913435	0.3790
R-squared	0.989495	Mean dependent var	41802977	
Adjusted R-squared	0.987744	S.D. dependent var	7684164.	
S.E. of regression	850687.2	Akaike info criterion	30.32233	
Sum squared resid	8.68E+12	Schwarz criterion	30.46394	
Log likelihood	-224.4175	Hannan-Quinn criter.	30.32082	
F-statistic	565.1518	Durbin-Watson stat	1.726211	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Una vez estimado el modelo podemos destacar lo siguiente:

- El estimador del término independiente C ( $\beta_0$ ), representa el valor que tomaría la variable dependiente si las variables independientes fuesen igual a cero (En este caso sería igual a -1.727.910).

Con frecuencia este término independiente carece de interpretación porque no tiene sentido plantearse que las variables independientes tomen el valor cero.

- Los estimadores de los coeficientes de las variables representan el incremento de la variable dependiente cuando las variables independientes aumentan en una unidad. Así, en nuestro caso, si aumenta en una unidad la variable del PIB, el efecto sobre el consumo será de un aumento de 0,442736 unidades. En el caso del consumo desfasado, aumentaría 0,484203 unidades.
- La variable explicativa PIB tiene un p-valor asociado de 0,0011, inferior al  $(\alpha) = 0,05$ , rechazo la hipótesis nula por lo que es significativa individualmente.
- En el caso del consumo desfasado su p-valor también es inferior a 0,05 por lo que también es significativa individualmente.
- En este caso ambas variables presentan significación conjunta, ya que presentan un estadístico F (565,1518) asociado a un p-valor 0,0000.
- La  $R^2$  es muy elevada, con un valor de 0,989495, muy próximo a 1.
- En este caso, al ser un modelo autorregresivo, no podemos tener en cuenta el estadístico de Durbin-Watson, por lo que realizaremos varios contrastes para detectar la presencia de autocorrelación.

Tabla 9.- Contraste Breusch-Godfrey modelo autorregresivo

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	0.795576	Prob. F(2,10)	0.4779
Obs*R-squared	2.059095	Prob. Chi-Square(2)	0.3572

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Obtenemos un p-valor de 0,4779, superior al nivel de confianza establecido por lo que no se rechaza la hipótesis nula, no hay presencia de autocorrelación.



Tabla 10.- Análisis correlograma de los residuos modelo autorregresivo

Sample: 2001 2015  
Included observations: 15

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.132	0.132	0.3197	0.572
		2	-0.321	-0.345	2.3404	0.310
		3	0.014	0.135	2.3448	0.504
		4	-0.160	-0.352	2.9373	0.568
		5	-0.122	0.059	3.3180	0.651
		6	0.010	-0.222	3.3212	0.768
		7	-0.153	-0.148	4.0630	0.772
		8	-0.100	-0.192	4.4275	0.817
		9	0.100	-0.034	4.8559	0.847
		10	0.084	-0.077	5.2152	0.876
		11	0.011	-0.082	5.2227	0.920
		12	0.000	-0.111	5.2227	0.950
		13	0.002	-0.063	5.2233	0.970
		14	0.001	-0.095	5.2234	0.982

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Observamos en la tabla anterior que los valores obtenidos se encuentran dentro del intervalo de confianza, por lo tanto, el modelo no presenta autocorrelación.

Como hemos podido comprobar a través de ambos contrastes, no existe presencia de autocorrelación.

Procederemos a realizar un análisis de los contrastes clásicos:

Tabla 11.- Contraste Reset de Ramsey modelo autorregresivo

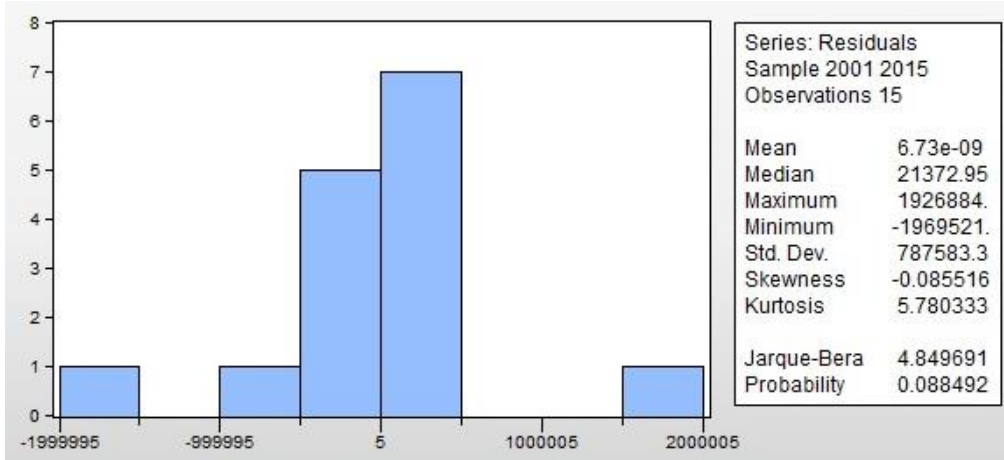
Ramsey RESET Test  
Equation: MODELODESASFASADO  
Specification: CONSUMO PIB CONSUMO(-1) C  
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.821578	11	0.0958
F-statistic	3.318146	(1, 11)	0.0958
Likelihood ratio	3.954486	1	0.0467

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

A través del contraste de Reset de Ramsey obtenemos un estadístico de 3,318146 y un p-valor asociado de 0,0958. Aceptamos la hipótesis nula, el modelo no tiene errores de especificación y es lineal.

Gráfico 5.- Contraste Jarque-Bera modelo autorregresivo



Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Como podemos observar en el gráfico, el valor muestral del estadístico de Jarque-Bera es 4,849691 con un p-valor de 0,088492. La hipótesis nula no es rechazada y el modelo presenta normalidad en las perturbaciones.

Tabla 12.- Contraste White modelo autorregresivo

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.678640	Prob. F(5,9)	0.2352
Obs*R-squared	7.238347	Prob. Chi-Square(5)	0.2035
Scaled explained SS	11.07255	Prob. Chi-Square(5)	0.0500

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Rechazamos la hipótesis nula ya que el estadístico de White es igual a 7,238347 y el p-valor asociado es de 0,2352 (mayor que  $\alpha$ ), así que el modelo es homoscedástico, no existen varianzas distintas.

Una vez analizados ambos modelos, selecciono el modelo autorregresivo, ya que tiene más sentido económico que el modelo 1 corregido que camufla el problema de autocorrelación que presenta. Este modelo presenta normalidad en las perturbaciones, es un modelo lineal, homoscedástico y no presenta problemas de autocorrelación.

## 5.4 MODELO 2

Una vez hemos estudiado la función de consumo desfasada y no desfasada en Castilla y León, realizaremos un nuevo análisis, en esta ocasión, añadiremos al modelo autorregresivo la variable explicativa Población. Observaremos los cambios que se producen en el nuevo modelo.

Tabla 13.- Análisis de la regresión del modelo 2

Dependent Variable: CONSUMO  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/13/16 Time: 11:10  
 Sample (adjusted): 2001 2015  
 Included observations: 15 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB	0.456893	0.118642	3.851036	0.0027
POBLACION	-2.581329	9.054730	-0.285081	0.7809
CONSUMO(-1)	0.475124	0.114742	4.140816	0.0016
C	4368410.	21474951	0.203419	0.8425
R-squared	0.989572	Mean dependent var		41802977
Adjusted R-squared	0.986728	S.D. dependent var		7684164.
S.E. of regression	885249.5	Akaike info criterion		30.44831
Sum squared resid	8.62E+12	Schwarz criterion		30.63712
Log likelihood	-224.3623	Hannan-Quinn criter.		30.44629
F-statistic	347.9493	Durbin-Watson stat		1.699229
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

En esta nueva estimación del modelo observamos:

- Los contrastes individuales son significativos para la variable PIB, pero por el contrario no lo es para la variable Población, cuyo p-valor es muy elevado (0,7809).
- Las variables serían significativas de forma conjunta, ya que, se rechaza la hipótesis nula.
- La  $R^2$  es muy elevada (0,986728).

A la vista de los resultados obtenidos, podemos detectar una posible presencia de multicolinealidad en el modelo. Procederemos a realizar un análisis sobre la misma, realizando un estudio sobre los indicios que nos indican su existencia.

Tabla 14.- Coeficientes correlación lineal modelo 2

Correlation				
	CONSUMO	PIB	POBLACION	CONSUMO(-1)
CONSUMO	1.000000	0.985497	0.510577	0.986655
PIB	0.985497	1.000000	0.556834	0.965377
POBLACION	0.510577	0.556834	1.000000	0.477420
CONSUMO(-1)	0.986655	0.965377	0.477420	1.000000

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

En la tabla anterior observamos el coeficiente de correlación lineal simple entre las variables, vemos que entre la variable PIB y la variable Consumo (-1) existe una alta correlación, por lo tanto, hay multicolinealidad en el modelo.

La variable que presenta problemas es la variable Población, ya que, si la introducimos en el modelo, no mejora los resultados que obteníamos en el modelo autorregresivo.

En el modelo autorregresivo obteníamos un  $R^2$  ajustado de 0,987744 y unos resultados de los estadísticos de Akaike y Schwarz de 30,32233 y 30,46394 respectivamente, mientras que, en el modelo 2 obtenemos un  $R^2$  ajustado de 0,986728 y unos estadísticos de 30,44831 y 30,63712. Por lo tanto, observamos que el  $R^2$  es ligeramente inferior y los estadísticos son superiores.

Una vez estudiados los datos, y teniendo en cuenta la presencia de multicolinealidad, podemos afirmar que la variable Población, es una variable superflua, es decir, una variable irrelevante en este modelo.

## 5.5. ESTUDIO DE UN CAMBIO ESTRUCTURAL DEBIDO A LA CRISIS FINANCIERA EN ESPAÑA A COMIENZOS DE 2008

En el año 2008 España entró en recesión, y con ello, todas las comunidades autónomas. Como estamos estudiando la función de consumo de Castilla y León debemos estudiar un posible cambio estructural en dicho año, ya que, las gráficas nos indican que es posible que se dé este fenómeno, para ello, realizamos un Contraste de Chow en el modelo autorregresivo:

A través de Eviews obtenemos los siguientes resultados:

Tabla 15.- Contraste de Chow modelo autorregresivo

Chow Breakpoint Test: 2008			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Varying regressors: All equation variables			
Equation Sample: 2001 2015			
<hr/>			
F-statistic	2.106560	Prob. F(3,9)	0.1696
Log likelihood ratio	7.978706	Prob. Chi-Square(3)	0.0465
Wald Statistic	6.319681	Prob. Chi-Square(3)	0.0971
<hr/>			

Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Como podemos observar en esta tabla, para el valor estadístico de  $F= 2,106560$  el  $p$ -valor = 0,1696 es mayor que 0,05 implicando el no rechazo de la hipótesis nula, es decir, en el año 2008 hay permanencia estructural.

Por lo tanto, podemos decir que los coeficientes del modelo de regresión explicado se mantienen constantes a lo largo del periodo muestra.

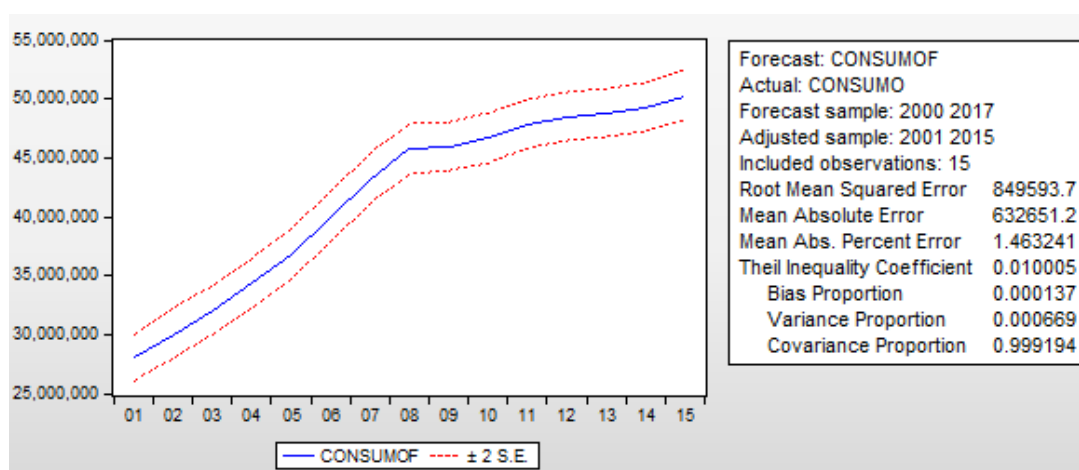
A pesar de lo que se podía intuir en las gráficas, observamos que no hay cambio estructural, esto se puede deber a que hay pocas observaciones por el momento y por tanto aún no es relevante.

## 6. PREDICCIONES

Por último, realizaremos un estudio acerca de las posibles predicciones sobre el consumo tanto en Castilla y León, como en España.

Antes de hacer un análisis de las mismas, estudiaremos la capacidad predictiva de nuestro modelo, para ello, se puede utilizar diversos estadísticos. Emplearemos el Coeficiente de desigualdad de Theil que nos permite conocer en qué medida es capaz de reproducir el modelo estimado los movimientos del fenómeno analizado.

Tabla 16.- Coeficiente desigualdad de Theil modelo autorregresivo



Fuente: Elaboración propia mediante Eviews

Como podemos observar en la tabla, la U de Theil = 0,010005 es muy pequeña lo cual indica una buena capacidad predictiva del modelo.

Comenzaremos nuestro análisis sobre las predicciones con España, posteriormente nos centraremos en nuestra comunidad, Castilla y León.

## 6.1. ESPAÑA

La revisión de expectativas por países de la Unión Europea respecto a las predicciones de hace seis meses, son generalmente a la baja para 2016 y 2017, sin embargo, España es una de las excepciones, ya que, en los últimos seis meses apenas han variado las precisiones de crecimiento a corto plazo.

En relación a los riesgos de un futuro inmediato que pesan sobre la unión europea, siguen vigentes los problemas relacionados con la inestabilidad política interna (acuciados por el impacto en la economía del Brexit), flujo de inmigrantes y tensiones geopolíticas Rusia-Ucrania, además de los atentados terroristas.

En nuestro país, si no se producen cambios importantes, lo más probable es que se vaya reduciendo progresivamente el ritmo de crecimiento, acercándose a los promedios de la eurozona, aunque manteniendo un diferencial positivo.

El crecimiento económico en España en el año 2016 será cercano al 2,6% (Fuente: Hispalink), se mantendrá gracias a una creación sostenible de empleo, progreso en las condiciones financieras y cierta mejoría de la confianza, pese a la incertidumbre política.

Para los años 2017 y 2018 se pronostica una recuperación sostenida del crecimiento, con un promedio nacional en torno al 2,2% aunque se plantean ciertas incógnitas de evolución, que dependen del avance en la situación económica internacional y de los persistentes riesgos de tipo geopolítico,

Entre los retos pendientes, podemos encontrar, mejora en la formación del capital humano y la necesidad de ampliar la base empresarial exportadora que difícilmente puede conseguirse con un tamaño empresarial pequeño.

## 6.2. CASTILLA Y LEON

Tras los seis primeros meses de este año 2016, parece adivinarse el agotamiento del fuerte impulso de la economía regional en 2015, que finalizó con un crecimiento del 2,9%, en términos del PIB alcanzó un valor de 63.577.688,88 (medido en miles de millones de euros).

Debido a la ausencia de estímulos adicionales, que en estos momentos no parecen probables, el incremento de la economía regional se podría situar en un 2,3% (Fuente: Hispalink), tres décimas por debajo del crecimiento nacional (2,6%). Con los datos obtenidos del PIB de Castilla y León se correspondería con un valor próximo a 65.039.975,72 (medido en miles de millones de euros).

Deben darse por finalizados los impulsos que, en el año 2015, se produjeron como consecuencia de los bajos precios de la energía, así como de la solidez del gasto público derivado de las convocatorias electorales en los ámbitos español y autonómico. Por el contrario, la contención del déficit provocará la del gasto público y, posiblemente, una moderación de las rentas reales vía un estrechamiento de la política fiscal.

Las negociaciones para la salida del Reino Unido de la Unión europea, provocarán una contención en nuestros mercados exteriores, si bien no se esperan en nuestra región escenarios catastróficos.

En definitiva, si bien estimamos crecimientos en todos los sectores de actividad, el crecimiento de la economía regional se sostendrá fundamentalmente en dos apoyos, por un lado, el mantenimiento del dinamismo exportador, tal vez en perspectiva desacelerada, y la coyuntura cerealista, que en 2016 propiciará incrementos notables al sector agrario.

Estos debilitamientos de los ritmos de actividad atenuarán consecuentemente el ritmo de creación de empleo.



## 7. CONCLUSIONES

Mediante la elaboración de este trabajo, he logrado el objetivo que planteaba al principio del mismo, conseguir explicar la función de consumo de Castilla y León a través de la elaboración de modelos econométricos.

- En el Modelo 1, una vez estimado, observamos que podía tener ciertos errores de especificación, más tarde, comprobamos que presentaba una fuerte autocorrelación positiva.
- Para corregir este problema de autocorrelación, estimamos un segundo modelo (Modelo 1 corregido), suponiendo un esquema AR (1) obteniendo el estimador factible. En este modelo comprobamos que no había problemas de autocorrelación, por lo que, el estimador factible es consistente y asintóticamente eficiente y los test de hipótesis eran válidos asintóticamente.
- Posteriormente, en el modelo autorregresivo, observamos que presenta normalidad en las perturbaciones, obtenemos un buen ajuste  $R^2$ , es un modelo lineal, homoscedástico y no existen problemas de autocorrelación, por lo tanto, es un modelo correctamente especificado y cumple las hipótesis clásicas.
- El modelo 2, pretendía introducir la variable explicativa población, pero, tras un estudio de la multicolinealidad, la descartamos, ya que, no era relevante en el modelo.
- Una vez escogido el modelo autorregresivo, pudimos comprobar que en el año 2008 existía permanencia estructural, a pesar de lo que se podía intuir en las gráficas, debido a que hay pocas observaciones por el momento y por tanto, aún no es relevante.
- Por último, en cuanto a las predicciones, podemos decir que se ha ralentizado el crecimiento en relación al año 2015, a pesar de ello, Castilla y León presenta un crecimiento positivo que se mantendrá los próximos años.

## 8. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Alfonso G. Barbancho: *La función de consumo de la Economía española*, pp.67-83.

Elperiódico (2016): *El consumo privado toma las riendas del crecimiento por la mejora del empleo*. Disponible en:

<http://www.elperiodico.com/es/noticias/economia/economia-crece-primer-trimestre-consumo-inversion-5159184>

Expansión (2015): *Propensión marginal al consumo/ahorro*. Disponible en: <http://www.expansion.com/diccionario-economico/propension-marginal-al-consumo-ahorro.html>

Europapress (2015): *Evolución del consumo en España durante la crisis*. Disponible en: <http://www.europapress.es/economia/noticia-evolucion-consumo-espana-crisis-20150916130516.html>

Fernández Lorenzo, A: *Aplicaciones del cálculo diferencial e integral en la economía. Ejemplos 22,23 y 24*.

Hernández Alonso, J (2009): *Análisis de series temporales económicas I: modelos estructurales*. Editorial: Esic Editorial

Hernández Alonso, J (2014): *Análisis de series temporales económicas I: modelos estructurales*. Editorial: Esic Editorial

Jesús, C.A. Carmen, L.L. Beatriz, R.P. y José Luis, R.G: *Un modelo econométrico predictivo para España.*, pp.396-414.

Junta de Castilla y León: *Consulta de datos anuales del gasto en consumo final y producto interior bruto para el periodo 2000-2015*. Disponible en: <http://www.jcyl.es>

López Ruiz, E. y Jaén García, M. (2001): *Modelos econométricos de series temporales, teoría y práctica*. Editorial: Septem Ediciones, S.L.

Mariano, M.G. Pedro A, P.P y Basilio, S.C (2005): *Análisis de la estabilidad de la función consumo*, revista ICE "tribuna de economía" n°827, pp. 209-221.

Novales, J. (1997): *Estadística y Econometría*. McGraw Hill. Madrid.

R.F. Wynn-K. Holden (1998): *Introducción al análisis econométrico aplicado*. Ariel, pp. 5-13.

Rodríguez, B. Carrascal, U. y González, Y. (2001): *Análisis econométrico con Eviews*. Editorial RA-MA.

Universidad de Santiago de Chile (2002): *El comportamiento de la función de consumo de Chile*, pp.2-40.

Web de datos macroeconómicos: [www.datosmacro.com](http://www.datosmacro.com)

Web del Instituto Nacional de Estadística: [www.ine.es](http://www.ine.es)

Web de la gran enciclopedia de la economía: <http://www.economia48.com>

Web <http://www.hispalink.es/>

## 9. ANEXOS

Tabla 17.- Gasto en consumo final medido en miles de millones de euros

<b>AÑOS</b>	<b>Consumo</b>
2000	26.525.092,57
2001	28.324.721,94
2002	30.589.762,04
2003	32.173.410,39
2004	34.196.209,12
2005	36.887.019,86
2006	39.543.182,12
2007	42.360.220,95
2008	45.298.495,41
2009	43.770.344,06
2010	45.720.496,66
2011	49.298.832,09
2012	49.623.349,55
2013	49.315.844,23
2014	49.522.335,56
2015	50.420.433,28

Fuente: Elaboración propia con datos de Junta de Castilla y León.

Tabla 18.- PIB medido en miles de millones de euros

<b>AÑOS</b>	<b>PIB</b>
2000	36.129.500,93
2001	38.246.109,44
2002	40.973.504,89
2003	43.425.146,97
2004	46.463.626,09
2005	49.540.272,58
2006	53.868.367,50
2007	57.614.760,27
2008	59.968.026,79
2009	57.673.491,26
2010	58.993.481,10
2011	60.898.321,91
2012	61.108.852,44
2013	61.090.412,11
2014	61.754.579,15
2015	63.577.688,88

Fuente: Elaboración propia con datos de Junta de Castilla y León.

Tabla 19.- Población Castilla y León

<b>AÑOS</b>	<b>POBLACIÓN</b>
2000	2.463.479
2001	2.479.425
2002	2.480.369
2003	2.487.646
2004	2.493.918
2005	2.510.849
2006	2.523.020
2007	2.528.417
2008	2.557.330
2009	2.563.521
2010	2.559.515
2011	2.558.463
2012	2.546.078
2013	2.519.875
2014	2.494.790
2015	2.472.052

Fuente: Elaboración propia con datos de Junta de Castilla y León