



Universidad de Valladolid

Facultad de Ciencias Económicas
y empresariales
Grado en Economía

La función de consumo de Castilla y León

Presentado por:

Guillermo Torrego García

Tutelado por:

Jesús Caverro Álvarez

Valladolid, a 25 de Junio de 2014

ÍNDICE:

1. INTRODUCCIÓN	3
1.1. RESUMEN	3
1.2. OBJETIVOS PRINCIPALES	3
1.3. OBJETIVOS ESPECÍFICOS	3
1.4. RECOPIACION DE ANTECEDENTES	3
1.5. CONTEXTO	4
2. MODELO ECONÓMICO DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA DE CONSUMO DE CASTILLA Y LEÓN	5
2.1. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO	5
2.1.1. Estacionariedad	5
2.1.2. Cointegración	11
2.1.3. Modelo de corrección de error	13
2.2. EVALUACIÓN DE LA ECONOMETRÍA CLÁSICA	15
2.2.1. Estudio de un cambio estructural debido a la crisis en España de comienzos de 2007	16
2.2.2. Test de Hausman	18
2.2.3. Autocorrelación	19
2.2.4. Linealidad	21
2.2.5. Normalidad de las perturbaciones	22
2.2.6. Heteroscedasticidad	23
2.2.7. Análisis de la estimación	23
2.3. ELECCIÓN DEL MODELO MÁS APROPIADO	24
3. CONCLUSIONES	25
4. BIBLIOGRAFÍA	26
5. ANEXO	27

1. INTRODUCCIÓN.

1.1. RESUMEN.

Este trabajo describe el modelo de la función de consumo para Castilla y León. Se plantean en dicho artículo, tanto los problemas sugeridos en la elaboración de las series empleadas como en la especificación y evaluación de los modelos. En primer lugar, atendiendo a la econometría moderna se analiza la estacionariedad, cointegración de las variables y se emplea un modelo de corrección de error. A continuación, se efectúa un enfoque econométrico más clásico o convencional para especificar y evaluar los modelos de la función de consumo de Castilla y León. Finalmente, se optara por la elección del mejor modelo.

1.2. OBJETIVOS GENERALES.

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

1.3.OBJETIVOS ESPECÍFICOS.

- a) Formular modelos de tipo econométrico que explique la función de consumo para Castilla y León tanto a corto y largo plazo.
- b) Determinar la relación de las series temporales atendiendo a la econometría moderna para poder aplicar a posteriori la econometría convencional o clásica.
- c) Estudiar un posible cambio estructural en 2007 a causa de la crisis española
- d) Determinar la elasticidad de la función consumo respecto a las variables explicativas, de tal forma que podamos obtener parámetros útiles.
- e) Elegir el mejor modelo econométrico que explique la función de consumo.

1.4. RECOPIACIÓN DE ANTECEDENTES.

El consumo (C) es una proporción considerable, pero relativamente estable, del Producto Interior Bruto (PIB).

Como es bien sabido, Keynes asignó a la función de consumo un papel superior en su teoría general. La consecuencia es que a partir de entonces se han efectuado múltiples verificaciones econométricas de las hipótesis de Keynes. Entre las más conocidas figuran las de Samuelson, Mosak, Davis, Haavelmo. Los resultados empíricos aconsejaron modificar dicha función mediante la introducción de nuevas variables, tales como la población, los precios, el tiempo, y la distribución de la renta entre otras.

La función de consumo agregada fue plateada por primera vez en la teoría general de la ocupación, el interés y el dinero (1936) señalando que existe una relación estable entre el consumo agregado y la renta nacional. Se establece que la causa del consumo es la renta, de manera que a mayor renta mayor consumo y viceversa. Keynes establece que la propensión marginal a consumir, será mayor que cero y menor que uno, lo que significa que cuando la renta incrementa no todo ese crecimiento se dedica a aumentar el consumo, sino que parte se destina ahorro. Además, señala la elasticidad sería también menor que uno, es decir, el incremento del consumo fuese asimismo menor que el incremento de renta siendo esta circunstancia no estrictamente necesaria para su teoría.

Las diferentes teorías del consumo pueden concebirse como un debate sobre la propensión marginal a consumir (PMC), que es el aumento que experimenta el consumo por cada aumento unitario de la renta. Los primeros modelos keynesianos como son la renta del ciclo vital y la teoría de la renta permanente estudiaban el largo plazo basados en una regla práctica sociológica, sugerían que la PMC era elevada. Por el contrario, las teorías modernas basadas en las decisiones racionales de los consumidores indican que en ocasiones es baja, es decir, el consumo no responde mucho a las fuertes y breves oscilaciones de la renta. A largo plazo la PMC es alta, pero a corto plazo la PMC es baja.

1.5. CONTEXTO.

Para abordar la estimación del modelo de la función de consumo para Castilla y León se han obtenido datos trimestrales que abarcan desde el primer trimestre del año 2000 hasta el cuarto trimestre de 2013. 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.

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.

2. MODELO ECONOMÉTRICO DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA DE CONSUMO DE CASTILLA Y LEÓN.

2.1 ESPECIFICACIÓN DEL MODELO.

Partimos de que el consumo es una parte proporcional de la renta, por lo tanto la especificación de partida será la siguiente:

$$C_t = aY_t^b \quad (1)$$

Aplicando logaritmos obtendremos:

$$\ln(C_t) = A + b\ln(Y_t) + v_t \quad (2)$$

Las variables que intervienen en el modelo son:

- $\ln(C_t)$: Gasto en consumo final medido en porcentaje o incrementos.
- $\ln(Y_t)$: Producto interior bruto medido en porcentaje o incrementos.
- b : Mide directamente la elasticidad consumo renta, cuanto aumenta el gasto en consumo final en porcentaje si aumenta en una unidad porcentual el producto interior bruto.
- A : variable exógena del consumo final, es decir, no esta sujeta a variaciones.
- v_t : Perturbación del modelo.

Esta situación de partida en la que se aplican logaritmos es la idónea ya que mide directamente las elasticidades y mide por tanto las variaciones porcentuales.

2.1.1. Estacionariedad.

Sabemos que la teoría asintótica da validez a la estimación del modelo econométrico que incluye regresores aleatorios, para ello la teoría asintótica

requiere el cumplimiento de que las series sean estacionarias y ergódicas o débilmente dependientes, es decir, las series tienen media constante y la covarianza no depende del tiempo.

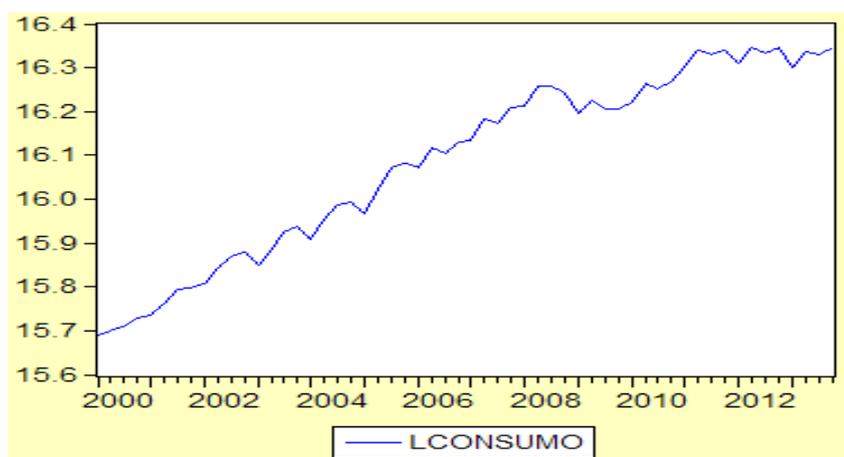
Es importante saber si las series que intervienen en el modelo son estacionarias, para ello no deben tener ni tendencia determinista ni estocástica. Si no lo son, podemos obtener una regresión espuria.

Para abordar esta cuestión analizaremos las series de datos económicos independientes atendiendo a cada variable que interviene en el modelo, tanto para las variables explicativas como dependientes.

En primer lugar, comenzamos con el estudio de la variable dependiente $\ln(C_t)$:

❖ Gráfico lineal:

Gráfico 1.- *Gasto en consumo final (porcentajes).*



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

Una primera intuición del gráfico nos indica que es posible que exista tendencia determinista y tendencia estocástica. Tendencia determinista porque tiene media creciente y tendencia estocástica debido a las varianzas no son constantes.

Podemos extraer como conclusión que debemos incluir tendencia en el modelo provocado por la tendencia determinista de $\ln(C_t)$. Se debe incluir la tendencia porque hay una variable con tendencia determinista independientemente si en las demás variables tiene o no este tipo de tendencia.

A continuación se plantea una estimación del posible modelo resultante en caso de poder utilizar la econometría clásica que nos permita ver la significación de la tendencia, el modelo será $\ln(C_t) = A + b\ln(Y_t) + t + v_t$ (3) donde t es la variable tiempo.

Tabla 1.- *Análisis de la regresión del modelo 3.*

Dependent Variable: LCONSUMO
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/14 Time: 12:11
 Sample: 2000Q1 2013Q4
 Included observations: 56

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRENTA	0.724753	0.039754	18.23114	0.0000
T	0.004885	0.000448	10.89531	0.0000
C	4.088064	0.638369	6.403918	0.0000
R-squared	0.993305	Mean dependent var		16.08552
Adjusted R-squared	0.993053	S.D. dependent var		0.210972
S.E. of regression	0.017585	Akaike info criterion		-5.191508
Sum squared resid	0.016388	Schwarz criterion		-5.083007
Log likelihood	148.3622	Hannan-Quinn criter.		-5.149442
F-statistic	3931.907	Durbin-Watson stat		1.619945
Prob(F-statistic)	0.000000			

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

Como para el valor estadístico de la tendencia $t = 0,0048$, el p-valor asociado es menor que 0,05 implica que se rechaza la hipótesis nula, es decir, la tendencia es significativa y se debe incluir en el modelo.

❖ Correlogramas:

Tabla 2.- *Esquemas de autocorrelación de la variable $\ln(C_t)$.*

Date: 05/08/14 Time: 12:34
 Sample: 2000Q1 2013Q4
 Included observations: 56

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.946	0.946	52.816	0.000
		2	0.895	0.004	100.97	0.000
		3	0.842	-0.044	144.41	0.000
		4	0.796	0.038	184.01	0.000
		5	0.735	-0.168	218.42	0.000
		6	0.681	0.025	248.56	0.000
		7	0.628	-0.010	274.73	0.000
		8	0.581	-0.004	297.53	0.000
		9	0.522	-0.102	316.39	0.000
		10	0.472	0.023	332.14	0.000
		11	0.421	-0.034	344.96	0.000
		12	0.376	-0.006	355.38	0.000
		13	0.319	-0.102	363.09	0.000
		14	0.272	0.016	368.81	0.000
		15	0.226	-0.011	372.84	0.000
		16	0.186	0.001	375.64	0.000
		17	0.134	-0.107	377.15	0.000
		18	0.093	0.021	377.88	0.000
		19	0.051	-0.029	378.11	0.000
		20	0.012	-0.042	378.13	0.000
		21	-0.042	-0.137	378.29	0.000
		22	-0.085	0.008	378.99	0.000
		23	-0.126	-0.002	380.54	0.000
		24	-0.161	-0.018	383.17	0.000

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

El esquema de autocorrelación simple no se hace cero hasta el coeficiente de autocorrelación 15^o, por lo que no decrece de forma exponencial. En cambio, el esquema de autocorrelación simple solo el primer coeficiente de autocorrelación es distinto de cero.

Podemos concluir de acuerdo al análisis que la serie puede ser ergódica.

❖ Contraste de raíz unitaria:

Tabla 3.- *Test ampliado o aumentado de Dickey-Fuller.*

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.572495	0.9763
Test critical values:		
1% level	-4.152511	
5% level	-3.502373	
10% level	-3.180699	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LCONSUMO)
 Method: Least Squares
 Date: 05/08/14 Time: 12:35
 Sample (adjusted): 2001Q3 2013Q4
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCONSUMO(-1)	-0.044068	0.076975	-0.572495	0.5700
D(LCONSUMO(-1))	0.100707	0.145447	0.692394	0.4925
D(LCONSUMO(-2))	-0.146198	0.134687	-1.085469	0.2839
D(LCONSUMO(-3))	-0.235627	0.129637	-1.817592	0.0763
D(LCONSUMO(-4))	0.553003	0.127107	4.350707	0.0001
D(LCONSUMO(-5))	-0.413371	0.152988	-2.701983	0.0099
C	0.719304	1.206386	0.596247	0.5542
@TREND(2000Q1)	0.000136	0.001042	0.130905	0.8965
R-squared	0.589163	Mean dependent var		0.011657
Adjusted R-squared	0.520690	S.D. dependent var		0.026423
S.E. of regression	0.018293	Akaike info criterion		-5.018950
Sum squared resid	0.014055	Schwarz criterion		-4.713026
Log likelihood	133.4738	F-statistic		8.604338
Durbin-Watson stat	1.954267	Prob(F-statistic)		0.000002

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

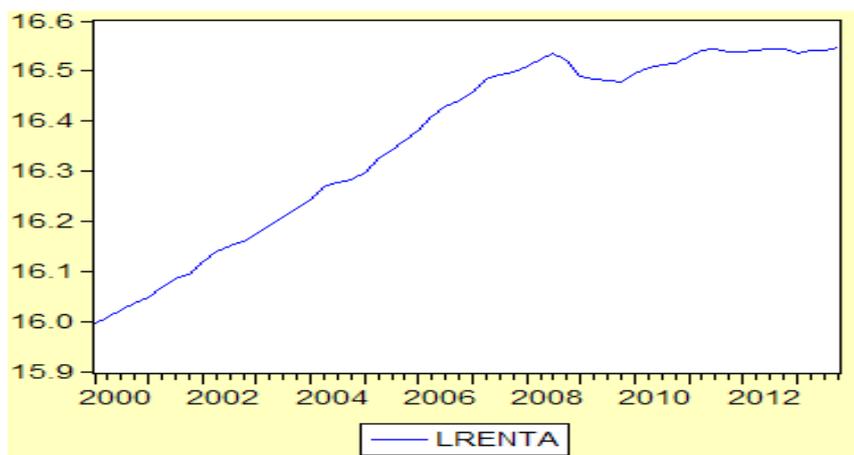
En el test ampliado o aumentado de Dickey-Fuller no existe autocorrelación porque la d de Durbin Watson pertenece al intervalo [1,85; 2,15] y el último retardo es significativo, por lo tanto se puede aplicar dicho contraste.

Como el valor estadístico de D-F=-0,5724 es mayor que el valor crítico=-3,5023 para un nivel de significación del 5%, nos encontramos en la región de no rechazo implicando el no rechazo de la hipótesis nula. La variable Ln (C_t) no es estacionaria, es un paseo aleatorio, es integrada de orden uno, tiene raíz unitaria.

En segundo lugar, estudiamos de la variable independiente $\ln(Y_t)$:

❖ Gráfico lineal:

Gráfico 2.- *Producto interior bruto (porcentajes).*



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

Una primera intuición del gráfico nos indica que es posible que exista tendencia determinista y tendencia estocástica de la variable Y_t . Tendencia determinista porque tiene media creciente y tendencia estocástica debido a las varianzas no son constantes.

❖ Correlogramas:

Tabla 4.- *Esquemas de autocorrelación de la variable $\ln(Y_t)$.*

Date: 05/08/14 Time: 12:38
Sample: 2000Q1 2013Q4
Included observations: 56

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.952	0.952	53.479	0.000
		2	0.901	-0.047	102.32	0.000
		3	0.850	-0.038	146.55	0.000
		4	0.797	-0.038	186.22	0.000
		5	0.742	-0.057	221.25	0.000
		6	0.686	-0.031	251.85	0.000
		7	0.632	-0.025	278.30	0.000
		8	0.576	-0.049	300.71	0.000
		9	0.521	-0.016	319.49	0.000
		10	0.467	-0.032	334.90	0.000
		11	0.413	-0.038	347.23	0.000
		12	0.359	-0.038	356.76	0.000
		13	0.306	-0.030	363.84	0.000
		14	0.254	-0.030	368.84	0.000
		15	0.204	-0.021	372.15	0.000
		16	0.156	-0.023	374.12	0.000
		17	0.110	-0.024	375.13	0.000
		18	0.066	-0.020	375.49	0.000
		19	0.020	-0.056	375.53	0.000
		20	-0.026	-0.060	375.59	0.000
		21	-0.075	-0.075	376.11	0.000
		22	-0.121	-0.032	377.52	0.000
		23	-0.165	-0.012	380.18	0.000
		24	-0.205	-0.021	384.44	0.000

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

El esquema de autocorrelación simple no se hace cero hasta el coeficiente de autocorrelación 15^o, por lo que no decrece de forma

exponencial. En cambio, el esquema de autocorrelación simple solo el primer coeficiente de autocorrelación es distinto de cero.

Podemos concluir de acuerdo al análisis que la serie puede ser ergódica.

❖ Contraste de raíz unitaria:

Tabla 5.- *Test ampliado o aumentado de Dickey-Fuller.*

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.961728	0.9404
Test critical values:		
1% level	-4.144584	
5% level	-3.498692	
10% level	-3.178578	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LRENTA)
 Method: Least Squares
 Date: 05/08/14 Time: 12:42
 Sample (adjusted): 2001Q1 2013Q4
 Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRENTA(-1)	-0.020926	0.021758	-0.961728	0.3412
D(LRENTA(-1))	0.636573	0.143628	4.432096	0.0001
D(LRENTA(-2))	-0.324261	0.162509	-1.995348	0.0519
D(LRENTA(-3))	0.257990	0.146790	1.757542	0.0855
C	0.345623	0.348248	0.992463	0.3262
@TREND(2000Q1)	4.09E-05	0.000272	0.150203	0.8813
R-squared	0.518106	Mean dependent var		0.009806
Adjusted R-squared	0.465726	S.D. dependent var		0.011205
S.E. of regression	0.008190	Akaike info criterion		-6.663667
Sum squared resid	0.003085	Schwarz criterion		-6.438523
Log likelihood	179.2553	F-statistic		9.891336
Durbin-Watson stat	2.014967	Prob(F-statistic)		0.000002

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

En el test ampliado o aumentado de Dickey-Fuller no existe autocorrelación porque la d de Durbin Watson pertenece al intervalo [1,85; 2,15] y el último retardo no es significativo, se puede aplicar dicho contraste pero teniendo en cuenta que implica la no significación.

Como el valor estadístico de D-F=-0,9617 es mayor que el valor crítico=-3,4986 para un nivel de significación del 5%, nos encontramos en la región de no rechazo implicando el no rechazo de la hipótesis nula. La variable Ln (Y_t) no es estacionaria, es un paseo aleatorio, es integrada de orden uno, tiene raíz unitaria.

2.2.2. Cointegración.

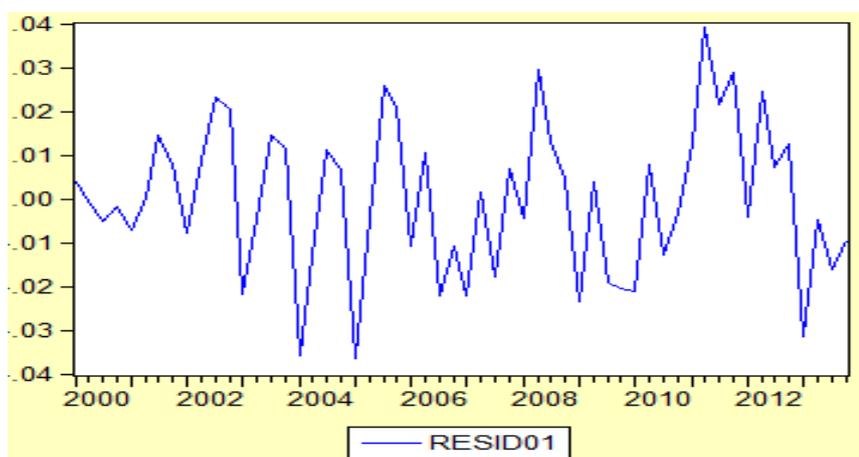
Sean $\ln(C_t)$ y $\ln(Y_t)$ dos series integradas de orden 1 $I(1)$, en general una combinación entre dichas variables es $I(1)$, pero puede haber alguna excepción de manera que se dice $\ln(C_t)$ y $\ln(Y_t)$ están cointegradas o cointegran con parámetro de cointegración β si existe un β tal que $\ln(C_t) - \beta \ln(Y_t)$ sea $I(0)$.

Hay veces que los modelos si explican la realidad, en este caso de la economía y más específicamente de la función de consumo de Castilla y León, por ello hay que estudiar la relación entre las variables y no solo por separado porque puede existir una buena relación. Para esto se analiza el análisis de la cointegración como vemos a continuación.

En la práctica para el análisis de la cointegración utilizamos la estacionariedad de los residuos resultantes de la estimación del modelo 3.

❖ Gráfico lineal:

Gráfico 3.- Residuos.



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

Una primera intuición del gráfico nos indica que los residuos no muestran ni tendencia determinista y tampoco tendencia estocástica. No presentan tendencia determinista porque tiene media constante y ni tendencia estocástica debido a las varianzas son constantes.

❖ Correlogramas:

Tabla 6.- *Esquemas de autocorrelación de los residuos.*

Date: 05/08/14 Time: 12:49
 Sample: 2000Q1 2013Q4
 Included observations: 56

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.187	0.187	2.0622	0.151
		2	0.026	-0.009	2.1037	0.349
		3	-0.101	-0.108	2.7337	0.435
		4	0.346	0.403	10.201	0.037
		5	-0.334	-0.606	17.322	0.004
		6	-0.323	-0.094	24.119	0.000
		7	-0.382	-0.220	33.796	0.000
		8	0.082	-0.076	34.252	0.000
		9	-0.223	0.070	37.680	0.000
		10	0.008	0.027	37.685	0.000
		11	0.002	0.067	37.685	0.000
		12	0.378	0.083	48.252	0.000
		13	-0.015	-0.242	48.268	0.000
		14	0.111	0.010	49.218	0.000
		15	-0.027	-0.078	49.274	0.000
		16	0.155	-0.119	51.223	0.000
		17	-0.264	0.002	57.045	0.000
		18	-0.042	0.076	57.199	0.000
		19	-0.134	-0.042	58.765	0.000
		20	-0.027	-0.214	58.829	0.000
		21	-0.256	-0.009	64.915	0.000
		22	0.157	0.076	67.258	0.000
		23	0.122	0.043	68.722	0.000
		24	0.163	0.058	71.410	0.000

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

El esquema de autocorrelación simple y el esquema de autocorrelación simple tienen muchos datos atípicos si observamos los coeficientes de autocorrelación.

No podemos concluir de acuerdo al análisis que la serie puede ser o no ergódica.

❖ Contraste de raíz unitaria:

Tabla 7.- *Contraste de Cointegración.*

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.449828	0.0044
Test critical values:		
1% level	-4.148465	
5% level	-3.500495	
10% level	-3.179617	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID01)
 Method: Least Squares
 Date: 05/08/14 Time: 12:49
 Sample (adjusted): 2001Q2 2013Q4
 Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.860857	0.193459	-4.449828	0.0001
D(RESID01(-1))	0.408477	0.193054	2.115863	0.0401
D(RESID01(-2))	0.296639	0.160608	1.846973	0.0715
D(RESID01(-3))	0.089543	0.136224	0.657323	0.5144
D(RESID01(-4))	0.727327	0.116736	6.230531	0.0000
C	0.000796	0.003953	0.201383	0.8413
@TREND(2000Q1)	-1.92E-05	0.000119	-0.160877	0.8729
R-squared	0.746717	Mean dependent var	-4.16E-05	
Adjusted R-squared	0.712178	S.D. dependent var	0.023007	
S.E. of regression	0.012343	Akaike info criterion	-5.824608	
Sum squared resid	0.006703	Schwarz criterion	-5.559455	
Log likelihood	155.5275	F-statistic	21.61978	
Durbin-Watson stat	1.952672	Prob(F-statistic)	0.000000	

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

Para abordar el contraste de cointegración no existe autocorrelación porque la $d=1,9526$ de Durbin Watson pertenece al intervalo $[1,85; 2,15]$ y el último retardo es significativo, por lo tanto se puede aplicar dicho contraste.

Como el valor estadístico $=-4,4498$ es menor que el valor crítico $=-3,78$ para un nivel de significación del 5% atendiendo a las tablas de Davidson y Mackinnon, nos encontramos en la región crítica implicando el rechazo la hipótesis nula. Los residuos son estacionarios, cointegran con parámetro de cointegración β donde la regresión de la primera etapa no es espuria, se denomina regresión de cointegración. Existe una relación de equilibrio a l/p entre $\ln(C_t)$ y $\ln(Y_t)$, que es la que se explica en el modelo econométrico 3, se puede aplicar la econometría clásica a este modelo.

2.2.3. Modelo de corrección de error.

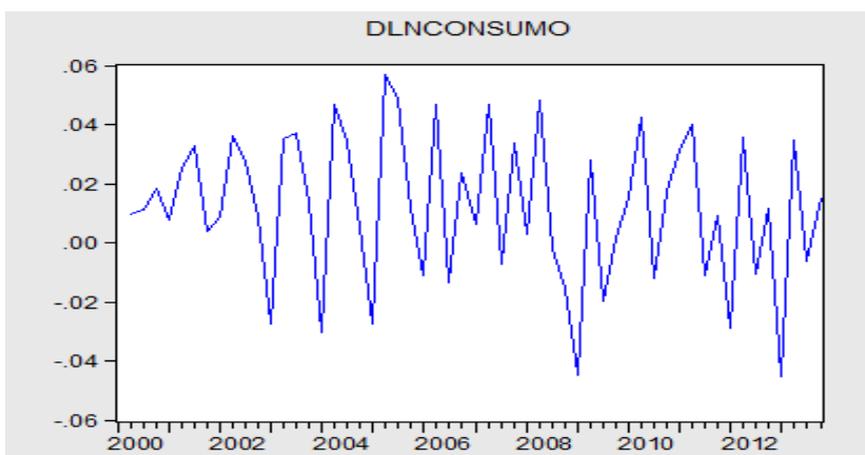
El modelo de corrección de errores permite estudiar la dinámica a corto plazo pues es más completo que el modelo en primeras diferencias, ya que se tienen en cuenta las desviaciones de los niveles producidas en periodos anteriores.

Como tenemos dos series $I(1)$ y cointegran, además del modelos 3 podemos plantear un modelo de corrección de error que analiza las relaciones a c/p teniendo en cuenta las desviaciones respecto al equilibrio producidas en periodos anteriores.

La especificación de este modelo sería, $\Delta \ln(C_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln(Y_t) + \alpha_2 S_{t-1} + v_t$ (4) siendo el término de corrección de error $S_{t-1} = \ln(C_t) - \beta \ln(Y_t)$. En la práctica como término de corrección de error utilizamos los residuos retardados del modelo 3 un periodo, e_{t-1} .

En los gráficos 4 y 5 podemos afirmar una primera intuición de la que las primeras diferencias de las variables $\ln(C_t) - \ln(Y_t)$ son $I(0)$, no presentan tendencia determinista y estocástica por ello se puede emplear el modelo de corrección de error.

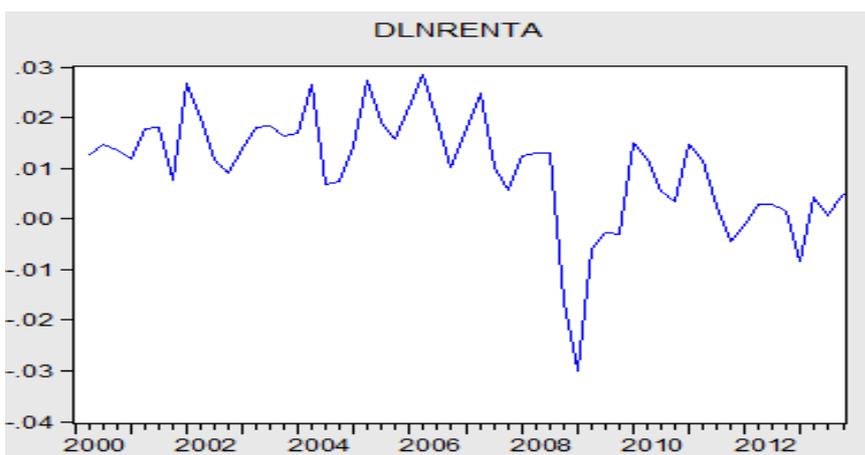
Gráfico 4.- *Primeras diferencias Ln (C_t).*



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

Como se observa en el gráfico 4 la media y la varianza de las primeras diferencias de Ln (C_t) son constantes.

Gráfico 5.- *Primeras diferencias Ln (Y_t).*



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

Como se observa en el gráfico 4 la media y la varianza de las primeras diferencias de Ln (C_t) son constantes salvo el dato atípico de 2009.

Pasamos a realizar la estimación del modelo de corrección de error porque las primeras diferencias de las variables, Ln (C_t) y Ln (Y_t) son I (0). Las primeras diferencias de las variables mencionadas no presentan ni tendencia determinista ni estocástica.

Tabla 8.- *Análisis de la regresión del modelo 4.*

Dependent Variable: DLNCONSUMO
 Method: Least Squares
 Date: 05/14/14 Time: 11:39
 Sample (adjusted): 2000Q2 2013Q4
 Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNRENTA	0.928499	0.220971	4.201902	0.0001
RESID01(-1)	-0.783268	0.138978	-5.635927	0.0000
C	0.002736	0.003218	0.850238	0.3991
R-squared	0.548819	Mean dependent var		0.011903
Adjusted R-squared	0.531466	S.D. dependent var		0.025258
S.E. of regression	0.017289	Akaike info criterion		-5.224487
Sum squared resid	0.015543	Schwarz criterion		-5.114996
Log likelihood	146.6734	Hannan-Quinn criter.		-5.182146
F-statistic	31.62657	Durbin-Watson stat		2.033184
Prob(F-statistic)	0.000000			

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

Se estudia la significación del término de corrección del error, como el valor estadístico del término de corrección del error $t = -0,7832$ tiene asociado un p-valor=0,0000 menor que 0,05 se rechaza la hipótesis nula y podemos afirmar que α_2 es distinto de cero, que es significativo el término de corrección del error. Por lo tanto, los ajustes en los cambios de las dos series se producen en periodos posteriores. Se puede incluir S_{t-1} en el modelo, porque S_t es estacionario.

Podemos concluir que el modelo 4 está bien especificado. A continuación se analizarán los coeficientes y se observará si están acordes con teorías económicas.

- α_0 : Se espera que el gasto en consumo final aumente en un 0.0027 % sin tener en cuenta la influencia del producto interior bruto.
- α_1 : el incremento en gasto final si aumenta en una unidad porcentual el PIB es de un 0,92% el trimestre siguiente. Esta acorde con la economía ya que es inferior a 1.
- α_3 : coeficiente del término de corrección del error.

2.2 EVALUACIÓN DE LA ECONOMETRÍA CLÁSICA.

En el apartado de la evaluación de la econometría clásica, partimos de la especificación de los modelos 3 y 4. Comenzaremos analizando un posible

cambio estructural en 2007 en el modelo 3. A continuación se realizara el test de Hausman, se analizara la autocorrelación, normalidad de las perturbaciones, linealidad, heteroscedasticidad y se finalizara con un análisis sobre la estimación general de los modelos resultantes.

2.2.1. Estudio de un cambio estructural debido a la crisis financiera en España a comienzos de 2007.

Como bien es sabido, en 2007 España entro 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 para ello realizamos un contraste de Chow en el modelo 3.

Tabla 9.- *Contraste de Chow en el modelo 3.*

Chow Breakpoint Test: 2007Q1

Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints

Varying regressors: All equation variables

Equation Sample: 2000Q1 2013Q4

F-statistic	6.041493	Prob. F(3,50)	0.0014
Log likelihood ratio	17.32156	Prob. Chi-Square(3)	0.0006
Wald Statistic	18.12448	Prob. Chi-Square(3)	0.0004

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

Como podemos observar en esta tabla, para el valor estadístico de $F=6,0414$ el p -valor= $0,0014$ es menor que $0,05$ implicando el rechazo de la hipótesis nula, es decir, hay un cambio estructural en 2007. En el modelo 3, se debe incluir una variable ficticia de forma aditiva y multiplicativa que recoja dicho cambio.

El modelo como concluiremos posteriormente resultante sería:

$$\ln(C_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_t) + \beta_2 D_t + \beta_3 D_t \cdot \ln(Y_t) + t + v_t \quad (5)$$

donde $D_t=0$ antes del cambio y $D_t=1$ después del cambio.

Podremos concluir que el modelo 5 está bien especificado estudiando la significación individual y conjunta de la variable que recoge dicho cambio. A continuación se analizaran los coeficientes y se observara si están acordes con teorías económicas.

- β_0 : variable exógena del consumo final es igual $4,0995$.

- β_1 : el incremento en gasto final si aumenta en una unidad porcentual el PIB es de un 0,8083% antes del primer trimestre de 2007, la elasticidad antes de producirse el cambio estructural.
- β_2 : la variable exógena disminuye en 11,0123 después del cambio estructural.
- β_3 : la elasticidad después del primer trimestre de 2007 se incrementa en 0,6679% más.

No está acorde con la economía ya que la suma de β_2 y β_3 es superior a 1, condición que no es necesariamente necesaria. Esto implica que el incremento del consumo es mayor que el incremento de renta.

Tabla 10.- *Análisis de la estimación del modelo 5.*

Dependent Variable: LCONSUMO
 Method: Least Squares
 Date: 06/12/14 Time: 18:32
 Sample: 2000Q1 2013Q4
 Included observations: 56

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRENTA	0.808300	0.040467	19.97433	0.0000
D1	-11.01359	2.564042	-4.295401	0.0001
D1*LRENTA	0.667991	0.155502	4.295712	0.0001
T	0.003267	0.000562	5.815044	0.0000
C	2.757419	0.648996	4.248747	0.0001
R-squared	0.995085	Mean dependent var	16.08552	
Adjusted R-squared	0.994699	S.D. dependent var	0.210972	
S.E. of regression	0.015360	Akaike info criterion	-5.429018	
Sum squared resid	0.012033	Schwarz criterion	-5.248183	
Log likelihood	157.0125	Hannan-Quinn criter.	-5.358908	
F-statistic	2581.160	Durbin-Watson stat	1.989695	
Prob(F-statistic)	0.000000			

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

Como podemos determinar tanto Dt y $Dt*Ln$ (Yt) son significativas individualmente. Existe efecto diferencial en el gasto en consumo final porcentual por el cambio estructural. Es importante indicar que para dar validez a estos contrastes hay ausencia de autocorrelación como veremos posteriormente en dicho modelo.

Tabla 11.- *Contraste de Wald para las variables Dt y Dt*Ln (Y_t).*

Wald Test: Equation: EQ02			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	9.230449	(2, 51)	0.0004
Chi-square	18.46090	2	0.0001
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(2)	-11.01359	2.564042	
C(3)	0.667991	0.155502	

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

Con el test de Wald observamos que las variables Dt y Dt*Ln (Y_t) son también significativas en conjunto. Existe efecto diferencial de la influencia del producto interior bruto porcentual sobre el gasto en consumo final porcentual por el cambio estructural.

2.2.2. Test de Hausman.

En el modelo 4 y 5 es necesario estudiar si los regresores son estocásticos y determinar el método adecuado de estimación, para ello es necesario realizar el test de Hausman.

Tabla 12.- *Test de Hausman en el modelo 5.*

Dependent Variable: LCONSUMO Method: Least Squares Date: 05/13/14 Time: 13:33 Sample (adjusted): 2000Q2 2013Q4 Included observations: 55 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRENTA	0.804983	0.042287	19.03636	0.0000
D1	-10.92236	2.624613	-4.161514	0.0001
D1*LRENTA	0.662468	0.159180	4.161766	0.0001
RESID03	0.108503	0.246160	0.440781	0.6613
T	0.003303	0.000578	5.712769	0.0000
C	2.810675	0.678460	4.142725	0.0001
R-squared	0.994763	Mean dependent var	16.09271	
Adjusted R-squared	0.994229	S.D. dependent var	0.205871	
S.E. of regression	0.015640	Akaike info criterion	-5.375353	
Sum squared resid	0.011985	Schwarz criterion	-5.156371	
Log likelihood	153.8222	Hannan-Quinn criter.	-5.290671	
F-statistic	1861.591	Durbin-Watson stat	1.986250	
Prob(F-statistic)	0.000000			

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

La segunda etapa del contraste de Hausman del modelo 5 muestra que los residuos obtenidos en la primera etapa extraídos previamente de dicho modelo no son significativos ya que su p-valor=0,6613 es mayor que 0,05. Que los residuos no sean significativos implica el no rechazo de la hipótesis nula del

test de Hausman, es decir, que el producto interior bruto en porcentaje con las perturbaciones están incorrelacionados siendo el método adecuado de estimación mínimos cuadrados ordinarios, la estimación por MCO proporciona estimadores consistentes.

Tabla 13.- *Test de Hausman en el modelo 4.*

Dependent Variable: DLNCONSUMO
 Method: Least Squares
 Date: 05/14/14 Time: 11:49
 Sample (adjusted): 2000Q3 2013Q4
 Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNRENTA	1.215369	0.331720	3.663840	0.0006
RESID01(-1)	-0.742086	0.144234	-5.145003	0.0000
RESID05	-0.519775	0.447294	-1.162044	0.2507
C	-9.23E-05	0.004070	-0.022685	0.9820
R-squared	0.560716	Mean dependent var		0.011946
Adjusted R-squared	0.534359	S.D. dependent var		0.025493
S.E. of regression	0.017396	Akaike info criterion		-5.193962
Sum squared resid	0.015131	Schwarz criterion		-5.046630
Log likelihood	144.2370	Hannan-Quinn criter.		-5.137142
F-statistic	21.27386	Durbin-Watson stat		1.993262
Prob(F-statistic)	0.000000			

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

La segunda etapa del contraste de Hausman en el modelo 4 muestra que los residuos obtenidos en la primera etapa extraídos previamente de dicho modelo no son significativos ya que su p-valor=0, 2507 es mayor que 0,05. Que los residuos no sean significativos implica el no rechazo de la hipótesis nula del test de Hausman, es decir, que las primeras diferencias del producto interior bruto en porcentaje con las perturbaciones están incorrelacionados siendo el método adecuado de estimación mínimos cuadrados ordinarios, la estimación por MCO proporciona estimadores consistentes.

2.2.3. Autocorrelación.

Es necesario estudiar en los dos modelos que vamos desarrollando el estudio de la autocorrelación, la hipótesis clásica que se incumpliría es la de incorrelación de las perturbaciones y nos encontraríamos en un caso de mínimos cuadrados generalizado.

Las causas que pueden provocar la autocorrelación pueden ser entre otras trabajar con series temporales, errores de especificación, existencia de

relaciones dinámicas, manipulación de datos y si trabajamos con datos de corte transversal y hay efectos de proximidad

Para el análisis de la autocorrelación aplicaremos el contraste de Breush-Godfrey en ambos modelos.

Tabla 14.- *Contraste de Breush-Godfrey en el modelo 5.*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.74E-05	Prob. F(1,50)	0.9951
Obs*R-squared	4.19E-05	Prob. Chi-Square(1)	0.9948

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 05/13/14 Time: 12:48
 Sample: 2000Q1 2013Q4
 Included observations: 56
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRENTA	-7.98E-08	0.040870	-1.95E-06	1.0000
D1	0.000768	2.592603	0.000296	0.9998
D1*LRENTA	-4.65E-05	0.157233	-0.000295	0.9998
T	-3.30E-08	0.000567	-5.81E-05	1.0000
C	1.51E-06	0.655453	2.31E-06	1.0000
RESID(-1)	0.000871	0.142497	0.006114	0.9951

R-squared	0.000001	Mean dependent var	1.39E-15
Adjusted R-squared	-0.099999	S.D. dependent var	0.014791
S.E. of regression	0.015513	Akaike info criterion	-5.393304
Sum squared resid	0.012033	Schwarz criterion	-5.176302
Log likelihood	157.0125	Hannan-Quinn criter.	-5.309173
F-statistic	7.48E-06	Durbin-Watson stat	1.991204
Prob(F-statistic)	1.000000		

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

El valor estadístico $F=4,19 \cdot 10^{-5}$ tiene un p-valor=0,9948 mayor que 0,05 por lo que no se rechaza la hipótesis nula, es decir, hay ausencia de autocorrelación en el modelo 5.

Tabla 15.- *Contraste de Breush-Godfrey en el modelo 4.*

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.333024	Prob. F(1,51)	0.5664
Obs*R-squared	0.356813	Prob. Chi-Square(1)	0.5503

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 05/14/14 Time: 11:54
 Sample: 2000Q2 2013Q4
 Included observations: 55
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNRENTA	-0.035330	0.230675	-0.153161	0.8789
RESID01(-1)	0.348713	0.620247	0.562216	0.5764
C	0.000327	0.003288	0.099311	0.9213
RESID(-1)	-0.371982	0.644591	-0.577082	0.5664

R-squared	0.006488	Mean dependent var	1.58E-18
Adjusted R-squared	-0.051954	S.D. dependent var	0.016966
S.E. of regression	0.017401	Akaike info criterion	-5.194632
Sum squared resid	0.015443	Schwarz criterion	-5.048644
Log likelihood	146.8524	Hannan-Quinn criter.	-5.138178
F-statistic	0.111008	Durbin-Watson stat	1.978673
Prob(F-statistic)	0.953284		

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

El valor estadístico $F=0,3568$ tiene un p -valor= $0,5503$ mayor que $0,05$ por lo que no se rechaza la hipótesis nula, es decir, hay ausencia de autocorrelación en el modelo 4.

2.2.4. Linealidad.

La Linealidad de estos modelos se estudiara con el contraste de Ramsey-Reset.

Tabla 16.- *Contraste de Ramsey-Reset en el modelo 5.*

Ramsey RESET Test				
F-statistic	0.512819	Prob. F(1,50)	0.4773	
Log likelihood ratio	0.571432	Prob. Chi-Square(1)	0.4497	
Test Equation:				
Dependent Variable: LCONSUMO				
Method: Least Squares				
Date: 05/13/14 Time: 12:59				
Sample: 2000Q1 2013Q4				
Included observations: 56				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRENTA	3.849205	4.246591	0.906422	0.3691
D1	-54.91905	61.36480	-0.894960	0.3751
D1*LRENTA	3.331338	3.722445	0.894933	0.3751
T	0.015892	0.017639	0.900947	0.3719
C	-16.64145	27.09692	-0.614145	0.5419
FITTED^2	-0.118854	0.165971	-0.716114	0.4773
R-squared	0.995135	Mean dependent var	16.08552	
Adjusted R-squared	0.994648	S.D. dependent var	0.210972	
S.E. of regression	0.015434	Akaike info criterion	-5.403508	
Sum squared resid	0.011911	Schwarz criterion	-5.186506	
Log likelihood	157.2982	Hannan-Quinn criter.	-5.319376	
F-statistic	2045.305	Durbin-Watson stat	2.011287	
Prob(F-statistic)	0.000000			

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

El valor estadístico de fitted^2, $t=-0,1188$ tiene un p -valor= $0,4773$ mayor que $0,05$ por lo tanto es no significativo, esto provoca el no rechazo de la hipótesis nula de dicho contraste, es decir, hay linealidad en el modelo 5.

Tabla 17.- *Contraste de Ramsey-Reset en el modelo 4.*

Ramsey RESET Test				
F-statistic	0.000723	Prob. F(1,51)	0.9787	
Log likelihood ratio	0.000780	Prob. Chi-Square(1)	0.9777	
Test Equation:				
Dependent Variable: DLNCONSUMO				
Method: Least Squares				
Date: 05/14/14 Time: 11:59				
Sample: 2000Q2 2013Q4				
Included observations: 55				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNRENTA	0.926708	0.232861	3.979662	0.0002
RESID01(-1)	-0.780327	0.177934	-4.385492	0.0001
C	0.002690	0.003683	0.730277	0.4686
FITTED^2	0.131947	4.907353	0.026888	0.9787
R-squared	0.548826	Mean dependent var	0.011903	
Adjusted R-squared	0.522286	S.D. dependent var	0.025258	
S.E. of regression	0.017458	Akaike info criterion	-5.188138	
Sum squared resid	0.015543	Schwarz criterion	-5.042150	
Log likelihood	146.6738	Hannan-Quinn criter.	-5.131683	
F-statistic	20.67944	Durbin-Watson stat	2.034550	
Prob(F-statistic)	0.000000			

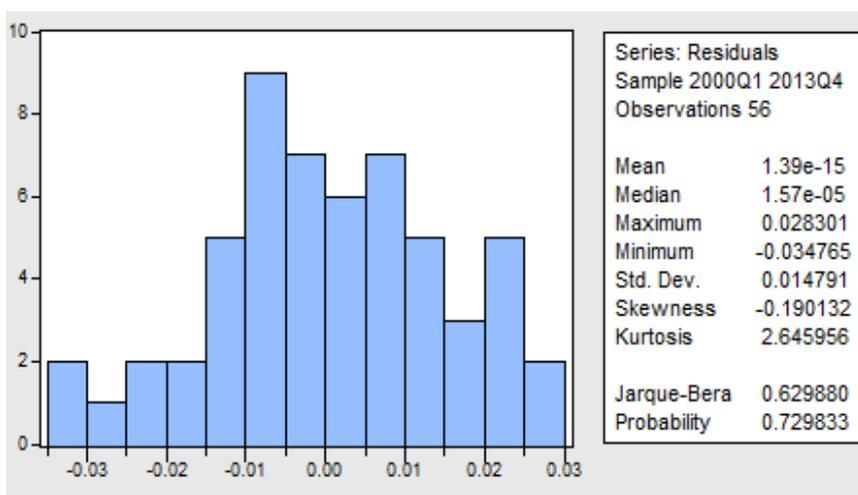
Fuente: Elaboración propia mediante Eviews con datos de Junta de Castilla y León.

El valor estadístico de $fitted^2$, $t=0,1319$ tiene un p -valor= $0,9787$ mayor que $0,05$ por lo tanto es no significativo, esto provoca el no rechazo de la hipótesis nula de dicho contraste, es decir, hay linealidad en el modelo 4.

2.2.5. Normalidad de las perturbaciones.

La normalidad de las perturbaciones en estos modelos se estudiara con el contraste de Jarque-Bera.

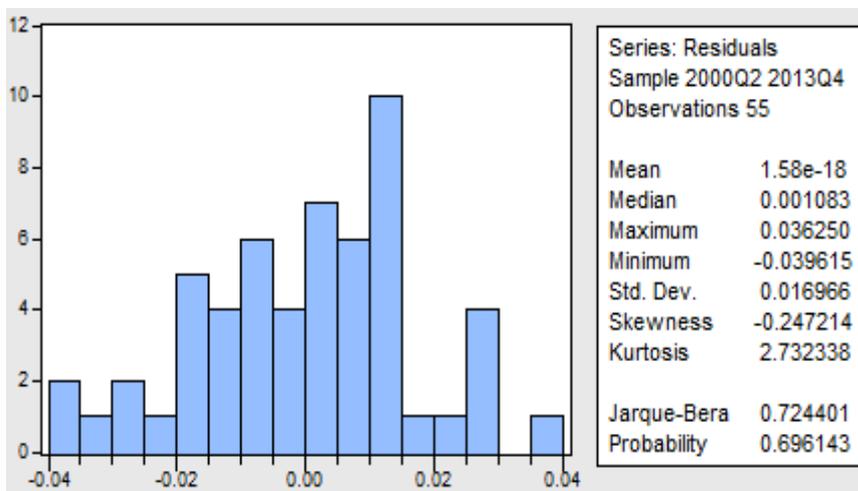
Tabla 18.- *Contraste de Jarque-Bera en el modelo 5.*



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

El valor estadístico de $J-B=0,6298$ tiene un p -valor= $0,7298$ relacionado, esto implica que no se rechace de la hipótesis nula, es decir, hay normalidad en las perturbaciones del modelo 5.

Tabla 19.- *Contraste de Jarque-Bera en el modelo 4.*



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

El valor estadístico de $J-B=0,7244$ tiene un $p\text{-valor}=0,6961$ relacionado, esto implica que no se rechace de la hipótesis nula, es decir, hay normalidad en las perturbaciones del modelo 4.

2.2.6. Heteroscedasticidad.

Las perturbaciones del modelo son heteroscedasticas si sus varianzas no son constantes, por lo tanto, un modelo con heteroscedasticidad es un caso particular MRLG, se realizara para ello el contraste de White. Al ser series temporales no es probable que estemos en el caso de MRLG.

Tabla 20.- *Contraste de White en el modelo 5.*

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.363206	Prob. F(9,46)	0.2325
Obs*R-squared	11.79113	Prob. Chi-Square(9)	0.2253
Scaled explained SS	8.048371	Prob. Chi-Square(9)	0.5293

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

El $p\text{-valor}=0.2253$ del valor estadístico es mayor que 0.05 implicando que no se rechace la hipótesis nula del contraste de White, por lo tanto, hay homoscedasticidad en el modelo 5.

Tabla 21.- *Contraste de White en el modelo 4.*

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.253425	Prob. F(5,49)	0.2991
Obs*R-squared	6.236833	Prob. Chi-Square(5)	0.2839
Scaled explained SS	4.828898	Prob. Chi-Square(5)	0.4371

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

El $p\text{-valor}=0.2839$ del valor estadístico es mayor que 0.05 implicando que no se rechace la hipótesis nula del contraste de White, por lo tanto, hay homoscedasticidad en el modelo 4.

2.2.7. Análisis de la estimación.

En este apartado se analizara la estimación del modelo 5 observando la tabla numero 10 y el modelo 4 con la tabla numero 8.

El modelo 5, desde el punto de vista del $R^2=0,995$ es bueno. Las variables explicativas del modelo explican el 99,5 %. Si estudiamos la precisión de los

estimadores con los coeficientes de variación solo β_1 es mayor que 0.5, es decir, solo es preciso β_1 . En lo referido a la coherencia de signos todos son coherentes. Si estudiamos la significación individual todos β_i son significativos individualmente, y en conjunto también.

En el modelo 4, no tiene validez el R^2 ni el ajustado por lo que no se pueden interpretar. Si estudiamos la precisión de los estimadores con los coeficientes de variación no son precisos. En lo referido a la coherencia de signos todos son coherentes. Si estudiamos la significación individual todos β_i son significativos individualmente, y en conjunto también.

2.3. ELECCIÓN DEL MODELO MÁS APROPIADO.

El modelo 5 explica una relación de equilibrio a l/p entre $\ln(C_t)$ y $\ln(Y_t)$ que recoge un cambio estructural en 2007. Es un buen modelo como ya hemos visto en el apartado anterior como indica el R^2 . Es un modelo estimado por MCO que no presenta autocorrelación, hay linealidad, normalidad en las perturbaciones y se da homoscedasticidad. El modelo da validez para la realización de contrastes.

El modelo 4 es un modelo de corrección de error que analiza las relaciones a c/p teniendo en cuenta las desviaciones respecto al equilibrio, producidas en periodos anteriores. Es un modelo estimado por MCO que no presenta autocorrelación, hay linealidad, normalidad en las perturbaciones y se da homoscedasticidad. El modelo da validez para la realización de contrastes.

Por lo tanto las propiedades de los estimadores MCO de ambos modelos son:

Propiedades finitas:

- Linealidad en la variable dependiente.
- Los estimadores son insesgados.
- Optimo.
- Eficiente.
- Los estimadores siguen una distribución normal.

Propiedades asintóticas:

- Estimadores consistentes.
- Estimadores asintóticamente eficientes.

- Es asintóticamente normal.

La elección entre el modelo se haría en base a si se pretende explicar las relaciones a l/p o c/p de la función de consumo de Castilla y León, pero ambos son buenos modelos porque no incumplen las hipótesis clásicas MCO y tiene buenas propiedades. Si queremos explicar la relación a c/p utilizaríamos en modelo 4, en cambio, si lo que queremos explicar es la relación a l/p emplearíamos el modelo 5.

3. CONCLUSIONES.

- ✚ Tomando logaritmos se obtienen directamente las elasticidades, miden las variaciones porcentuales.
- ✚ Las variables $\ln(C_t)$ y $\ln(Y_t)$ no son estacionarias, y cointegran con parámetro de cointegración β . Modelos que podemos plantear:
 - Modelo 3, que explica una relación de equilibrio a l/p entre $\ln(C_t)$ y $\ln(Y_t)$.
 - Modelo 4, es un modelo de corrección de error que analiza las relaciones a c/p teniendo en cuenta las desviaciones respecto al equilibrio, producidas en periodos anteriores.
- ✚ El modelo de corrección de error nos muestra que los ajustes en los cambios de las dos series se producen en periodos posteriores.
- ✚ El modelo 5 que explica una relación de equilibrio a l/p entre $\ln(C_t)$ y $\ln(Y_t)$ pero a diferencia del modelo 3 recoge la influencia de un cambio estructura debido a la crisis española de comienzos de 2007. El modelo da validez para la realización de contrastes.
- ✚ El modelo 4 se debe estimar por MCO, éste tiene ausencia de autocorrelación, presenta linealidad, hay normalidad en las perturbaciones y se da homoscedasticidad. El modelo da validez para la realización de contrastes.
- ✚ El modelo 5 se debe estimar por MCO, atendiendo al R^2 es un buen ajuste, éste tiene ausencia de autocorrelación, presenta linealidad, hay normalidad en las perturbaciones y se da homoscedasticidad.

4. BIBLIOGRAFÍA.

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 trimestrales del gasto en consumo final y producto interior bruto para el periodo 2000-2013.* Disponible en: <http://www.jcyl.es/sie/v2/index.html>,[Consulta: 5/052014]

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

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

Anónimo: *La función de consumo en España,* 1-21.

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” nº827, pp. 209-221.

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

5. ANEXO.

Tabla 22.- Gasto en consumo final medido en miles de millones de euros.

1º TRIM. 2000	6.517.077,19
2º TRIM. 2000	6.579.834,49
3º TRIM. 2000	6.653.033,82
4º TRIM. 2000	6.775.147,07
1º TRIM. 2001	6.828.211,91
2º TRIM. 2001	7.002.051,92
3º TRIM. 2001	7.233.632,64
4º TRIM. 2001	7.260.825,47
1º TRIM. 2002	7.322.884,32
2º TRIM. 2002	7.590.998,02
3º TRIM. 2002	7.803.943,84
4º TRIM. 2002	7.871.935,86
1º TRIM. 2003	7.658.328,53
2º TRIM. 2003	7.934.246,39
3º TRIM. 2003	8.234.040,80
4º TRIM. 2003	8.346.794,67
1º TRIM. 2004	8.098.947,70
2º TRIM. 2004	8.486.278,72
3º TRIM. 2004	8.781.111,07
4º TRIM. 2004	8.829.871,63
1º TRIM. 2005	8.588.717,57
2º TRIM. 2005	9.093.229,21
3º TRIM. 2005	9.548.075,79
4º TRIM. 2005	9.656.997,29
1º TRIM. 2006	9.551.855,76
2º TRIM. 2006	10.007.892,79
3º TRIM. 2006	9.872.730,04
4º TRIM. 2006	10.110.703,53
1º TRIM. 2007	10.174.531,24
2º TRIM. 2007	10.659.190,18
3º TRIM. 2007	10.582.135,29
4º TRIM. 2007	10.944.364,24
1º TRIM. 2008	10.974.830,74
2º TRIM. 2008	11.517.245,06
3º TRIM. 2008	11.492.434,36
4º TRIM. 2008	11.313.985,25
1º TRIM. 2009	10.820.152,18
2º TRIM. 2009	11.124.596,59
3º TRIM. 2009	10.906.128,71
4º TRIM. 2009	10.919.466,58
1º TRIM. 2010	11.088.672,71
2º TRIM. 2010	11.570.848,07
3º TRIM. 2010	11.431.803,35
4º TRIM. 2010	11.629.172,53
1º TRIM. 2011	11.997.275,24
2º TRIM. 2011	12.486.531,87
3º TRIM. 2011	12.350.108,36
4º TRIM. 2011	12.464.916,62
1º TRIM. 2012	12.107.055,86
2º TRIM. 2012	12.544.695,76
3º TRIM. 2012	12.414.994,36
4º TRIM. 2012	12.556.603,57
1º TRIM. 2013	12.000.019,68
2º TRIM. 2013	12.424.917,86
3º TRIM. 2013	12.349.056,21
4º TRIM. 2013	12.541.850,48

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

Tabla 23.- *Producto interior bruto medido en miles de millones de euros.*

1º TRIM. 2000	8.850.189,93
2º TRIM. 2000	8.963.039,49
3º TRIM. 2000	9.095.552,49
4º TRIM. 2000	9.220.719,02
1º TRIM. 2001	9.329.952,95
2º TRIM. 2001	9.498.031,72
3º TRIM. 2001	9.672.141,28
4º TRIM. 2001	9.745.983,49
1º TRIM. 2002	10.009.249,75
2º TRIM. 2002	10.210.410,20
3º TRIM. 2002	10.330.217,57
4º TRIM. 2002	10.423.627,37
1º TRIM. 2003	10.567.881,32
2º TRIM. 2003	10.758.914,57
3º TRIM. 2003	10.959.181,10
4º TRIM. 2003	11.139.169,98
1º TRIM. 2004	11.328.156,20
2º TRIM. 2004	11.630.593,99
3º TRIM. 2004	11.709.265,35
4º TRIM. 2004	11.795.610,55
1º TRIM. 2005	11.967.996,74
2º TRIM. 2005	12.299.705,13
3º TRIM. 2005	12.536.735,74
4º TRIM. 2005	12.735.834,97
1º TRIM. 2006	13.017.238,80
2º TRIM. 2006	13.393.975,29
3º TRIM. 2006	13.659.500,59
4º TRIM. 2006	13.797.652,82
1º TRIM. 2007	14.045.501,62
2º TRIM. 2007	14.397.787,18
3º TRIM. 2007	14.543.668,35
4º TRIM. 2007	14.627.803,12
1º TRIM. 2008	14.810.895,49
2º TRIM. 2008	15.004.837,65
3º TRIM. 2008	15.199.009,43
4º TRIM. 2008	14.953.284,22
1º TRIM. 2009	14.510.759,63
2º TRIM. 2009	14.427.429,18
3º TRIM. 2009	14.389.276,61
4º TRIM. 2009	14.346.025,84
1º TRIM. 2010	14.563.698,39
2º TRIM. 2010	14.739.527,41
3º TRIM. 2010	14.819.844,90
4º TRIM. 2010	14.870.410,40
1º TRIM. 2011	15.090.399,95
2º TRIM. 2011	15.266.030,28
3º TRIM. 2011	15.303.907,27
4º TRIM. 2011	15.237.984,41
1º TRIM. 2012	15.218.555,81
2º TRIM. 2012	15.261.473,89
3º TRIM. 2012	15.303.752,46
4º TRIM. 2012	15.325.070,28
1º TRIM. 2013	15.198.012,57
2º TRIM. 2013	15.264.280,99
3º TRIM. 2013	15.274.636,56
4º TRIM. 2013	15.353.481,99

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