



Universidad
Zaragoza

1542

Trabajo de Fin de Grado

Determinantes del Consumo de las Familias desde una
Perspectiva Teórica y Empírica:

El Consumo en España en el Periodo 1996-2015

Autor

María José Palomar Bueno

Director

María Isabel Ayuda Bosque

Facultad de Economía y Empresa

2015

ÍNDICE

1-Introducción.....	5
2-Justificación del Trabajo.....	6
3- La Función de Consumo.....	9
3.1- Enfoque Teórico.....	9
3.1.1- Teoría Keynesiana.....	9
3.1.2- Teoría de la Renta Relativa.....	10
3.1.3- Teoría del Ciclo Vital y la Renta Permanente.....	11
3.2- Enfoque Empírico.....	13
3.2.1- Hall (1978).....	14
3.2.2- Campbell y Mankiw (1990).....	15
3.3.3- Galí (1990).....	16
4- Determinantes.....	17
5- Obtención de Datos.....	19
6- Estudio Empírico.....	20
6.1- Especificación.....	20
6.1.1- Análisis Gráfico de las Series.....	20
6.1.2- Estudio del Orden de Integración.....	28
6.1.3- Análisis de Cointegración.....	33
6.1.4- Especificación de los Modelos.....	36
6.2- Estimación y Contrastes.....	37
6.2.1- Modelo VAR.....	38
6.2.2- Modelo ARD.....	40

6.3- Validación y Selección.....	41
6.4-Predicción y Análisis de los Resultados.....	45
7- Conclusiones.....	48
Referencias Bibliograficas.....	49
ANEXO I.....	48
ANEXO II.....	52
ANEXO III.....	56

DETERMINANTES DEL CONSUMO DE LAS FAMILAS DESDE UNA PERSPECTIVA TEÓRICA Y EMPÍRICA: EL CONSUMO EN ESPAÑA EN EL PERÍODO 1996-2015

Autor: María José Palomar Bueno

Director: María Isabel Ayuda Bosque

Titulación: Grado en Economía

Modalidad: Modelización de variables con series temporales

Resumen:

En este documento de trabajo, va a llevarse a cabo un estudio sobre los principales determinantes de la función de consumo a través del estudio de las diversas teorías del consumo desarrolladas a lo largo del siglo XX, como son la Teoría Keynesiana, la Teoría de la Renta Relativa, la Teoría del Ciclo Vital y la Teoría de la Renta Permanente; y de una serie de estudios empíricos. Una vez hayan sido establecidos los determinantes de la función de consumo, se llevará a cabo un estudio empírico a través de métodos econométricos con el objetivo de demostrar la influencia de esos determinantes en el consumo, para España en el periodo 1996-2015. De forma que se obtendrá la función de consumo que mejor se ajusta a los datos de España para este periodo.

Abstract:

In this paper, it will be carried out a study on the main determinants of consumption function through the study of the various consumption theories developed throughout the twentieth century, such as The Keynesian Theory, The Relative Income Theory, The Life-Cycle Theory and The Permanent Income Theory; and some empirical studies. Once we have established the determinants of consumption function, it will be carried out an empirical study through econometric methods in order to demonstrate the influence of these determinants in consumption for Spain in the period 1996-2015. So the consumption function that best fits the data of Spain in this period will be obtained.

1-INTRODUCCIÓN Y OBJETIVOS

El consumo privado explica una proporción sustancial de las fluctuaciones de la actividad de la economía española en el ciclo más reciente, dados su elevado peso dentro del PIB y la propia intensidad de las oscilaciones que este componente de la demanda ha experimentado durante ese periodo.

En concreto, entre el máximo previo a la crisis, alcanzado en el primer trimestre de 2008, y el punto mínimo de la recesión, correspondiente al mismo periodo de 2013, el consumo descendió en términos reales un 12,6%. Desde entonces y hasta el inicio de 2015, el gasto de los hogares en bienes y servicios de consumo ha repuntado un 4,8 %.¹

El objetivo del presente trabajo es modelizar la función de consumo atendiendo, en primer lugar, a las diversas teorías que se han desarrollado a lo largo del siglo XX. Desde la Teoría de la Renta Disponible de Keynes (1936) , pasando por la Teoría de la Renta Relativa de Duesenberry (1949) , hasta la Teoría del Ciclo Vital de Modigliani (1954) y la Teoría de la Renta Permanente de Friedman (1957). En segundo lugar, atenderemos a diversos estudios empíricos desarrollados a partir de la hipótesis del Ciclo Vital y la Renta Permanente, para dar evidencia a favor o en contra de las mismas, que han sido llevados a cabo por autores como Hall (1978) , Campbell, Mankiw (1990) y Galí (1990).

Una vez hayan sido determinados las principales variables que intervienen en la función de consumo, se llevará a cabo un estudio empírico de series temporales en el que se demostrará que variables son las que más influyen en la evolución temporal del consumo español del periodo reciente. Para ello se plantearán varios modelos econométricos y se seleccionará el que mejor se ajuste a la realidad observada. Para concluir, se llevará a cabo una predicción del consumo.

¹ “*La dinámica del consumo en España por tipo de productos*”. Boletín Económico, Septiembre 2015. Banco de España.

2-JUSTIFICACIÓN DEL TRABAJO

IMPORTANCIA DEL CONSUMO PARA EL CRECIMIENTO ECONÓMICO.

Una condición para el crecimiento económico es el crecimiento del consumo. La variable fundamental para medir el mismo es el PIB o Producto Interior Bruto que se define como el valor de los bienes y servicios finales producidos y vendidos en un país en el término de un año. Desde el lado de la demanda el PIB queda definido de la siguiente forma:

$$PIB = C + I + G + (X - M)$$

Que indica que el PIB está compuesto por el Consumo privado , la Inversión, el Gasto público y las exportaciones netas. Cualquier aumento en estas variables producirá crecimiento económico puesto que hará crecer el PIB. En el cuadro 2.1 aparece el peso de cada una de estas variables dentro del mismo:

Cuadro 2.1. Componentes del PIB

Producto interior bruto a precios de mercado y sus componentes													
Datos corregidos de efectos estacionales y de calendario													
Precios corrientes													
Tabla 4b. Demanda, Oferta													
Unidad: millones de euros													
		2013	2014		2013	2014		2013	2014		2013	2014	
Gasto en consumo final		800781	809285	200341	200199	199747	200494	201213	201832	202533	202687	204417	207883
- Gasto en consumo final de los hogares		587.627	595.791	146.530	146.675	146.430	147.392	147.391	149.337	148.752	150.311	149.985	153.295
- Gasto en consumo final de las ISFLSH		10.781	11.037	2.678	2.695	2.697	2.711	2.729	2.759	2.766	2.783	2.759	2.730
- Gasto en consumo final de las AAPP		202.373	202.437	51.133	50.829	50.620	49.791	51.093	50.736	51.015	49.593	52.073	51.858
Formación bruta de capital fijo		198.089	204.107	49.697	48.980	49.789	49.713	49.758	50.871	51.330	52.128	53.141	54.677
- Activos fijos materiales		167.389	172.620	42.079	41.290	42.062	41.838	41.956	43.026	43.148	44.190	45.225	46.733
- Construcción		105.770	104.843	27.778	26.178	26.167	25.647	25.579	26.220	26.372	26.672	27.450	28.148
- Bienes de equipo y activos cultivados		61.519	67.777	14.381	15.112	15.895	16.211	16.377	16.806	17.076	17.518	17.775	18.585
- Productos de la propiedad intelectual		30.800	31.487	7.528	7.690	7.727	7.855	7.802	7.945	7.902	7.938	7.916	7.944
Variación de existencias y adquisiciones menos cesiones de objetos valiosos		-662	1.815	-197	-128	-167	-170	543	549	514	209	516	540
DEMANDA NACIONAL		998.208	1.015.187	249.751	249.051	249.369	250.037	251.514	254.252	254.397	255.024	258.074	263.100
Exportaciones de bienes y servicios		329.545	338.848	81.282	82.697	82.903	82.663	82.141	82.616	86.740	87.351	87.301	88.456
- Exportaciones de bienes		234.641	238.817	58.245	58.982	59.006	58.408	57.626	58.245	61.373	61.573	61.159	62.308
- Exportaciones de servicios		94.904	100.031	23.037	23.715	23.897	24.255	24.515	24.371	25.367	25.778	26.151	26.148
- Gasto de los hogares no residentes en el territorio económico		39.285	40.826	9.601	9.750	9.914	10.020	10.066	10.204	10.245	10.311	10.348	10.504
Importaciones de bienes y servicios		296.481	312.875	72.932	74.070	75.065	74.414	75.812	77.584	80.141	79.338	79.585	83.056
- Importaciones de bienes		248.838	261.331	61.298	62.237	63.242	62.041	63.408	64.801	66.988	66.134	65.787	68.841
- Importaciones de servicios		47.643	51.544	11.634	11.813	11.823	12.373	12.404	12.783	13.113	13.204	13.798	14.213
- Gasto de los hogares residentes en el resto del mundo		10.937	12.003	2.662	2.665	2.731	2.879	2.869	2.959	3.097	3.078	3.214	3.368
PRODUCTO INTERIOR BRUTO a precios de mercado		1.031.272	1.041.160	258.101	257.678	257.207	258.286	257.843	259.284	260.996	263.037	265.790	268.502

Fuente: Instituto Nacional de Estadística

Como vemos el consumo final es el que mayor peso tiene, lo que lo convierte en un factor fundamental para el crecimiento. En el segundo trimestre de 2015 el consumo final de la economía española fue de 207.883 millones de euros, frente a los 54.677

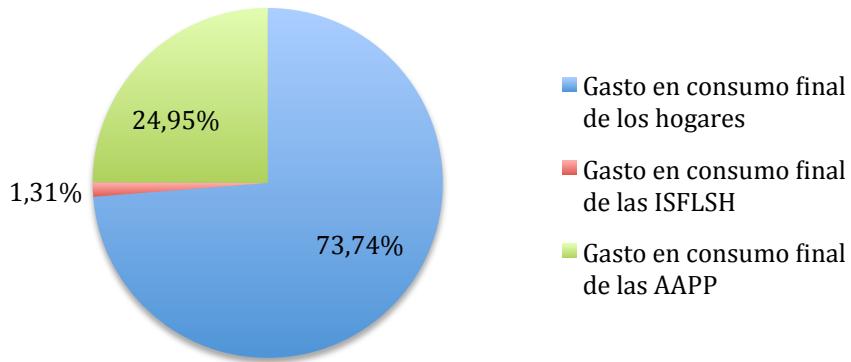
millones de la inversión, los 88.456 millones de las exportaciones de bienes y servicios y los 83.054 de las importaciones de bienes y servicios.

Pese a su importancia, el consumo no influye en el crecimiento de la misma forma que otras variables. Mientras que el consumo tiene efectos en el crecimiento económico a corto plazo, es decir, es un factor de crecimiento de corto plazo, la inversión, que se lleva a cabo a través del ahorro, es el factor de crecimiento de largo plazo.

Ambas variables, consumo y ahorro, están relacionadas entre sí a través del concepto de la renta disponible. El ahorro no es más que la parte de renta disponible no consumida. Se producirá un dilema entre utilizar la renta disponible para consumo o para ahorro. Por un lado, cuanto más se consuma, mayor será el bienestar y el crecimiento inmediato. Por otro, cuanto más se ahorre mayor será el crecimiento a largo plazo y por tanto, mayor podrá ser el consumo futuro.

Centrándonos en el consumo final, éste es llevado fundamentalmente a cabo por los hogares tal y como se puede observar en el cuadro 2.2

Cuadro 2.2. Participación Relativa de los Componentes del Gasto en Consumo Final



Fuente: elaboración propia a partir de datos del INE

El gasto en consumo final de los hogares supuso el 73,74% del gasto en consumo final total en el segundo trimestre del año 2015. Por su parte, el gasto en consumo final de las ISFLSH y de las AAPP supuso el 24,95% y el 1,31% respectivamente.

En este trabajo se va a llevar a cabo el estudio de los determinantes del consumo de los hogares dada su importancia dentro del consumo total. Los determinantes del consumo han sido abordados desde dos perspectivas. Por una parte, la perspectiva microeconómica se ha centrado en el estudio de su composición, de la influencia de los precios en la demanda de consumo y en el estudio del comportamiento individual del consumidor. Mientras que la perspectiva macroeconómica se ha centrado en el estudio del consumo agregado y sus determinantes, es decir, en la función de consumo.

Desde un punto de vista microeconómico vamos a suponer que las decisiones económicas tomadas por las familias son racionales ya que son planteadas como un problema de optimización de sus preferencias sujeto a sus restricciones presupuestarias que vienen dadas por los recursos de los que dispone la familia (rentas o patrimonio y rendimiento del mismo). Por su parte, las preferencias vienen determinadas por dos componentes, un componente de tipo subjetivo que suele denominarse gustos y otro de carácter objetivo tal como el tamaño de la familia o su actitud frente al riesgo.

Además, todo ello se ve influenciado también por factores de tipo social e institucional que condicionan aspectos tales como la actitud hacia al riesgo, la dificultad de acceso a los recursos influido por los topes marcados a los tipos de interés o el desarrollo de los mercados de crédito.²

Una vez planteado este supuesto, vamos a centrarnos en las principales teorías explicativas del ahorro de las familias desde una perspectiva macroeconómica.

3- LA FUNCIÓN DE CONSUMO

A continuación, vamos a estudiar la función de consumo desde un punto de vista teórico y desde un punto de vista empírico.

En el apartado 3.1 se caracteriza la función de consumo partir de las diversas teorías que se han ido desarrollando a lo largo de la historia económica. En el apartado 3.2 se modela la función de consumo a partir de algunos trabajos realizados en los que distintos autores proponen modelos que se ajustan a la realidad observada.

² Federación de Cajas de Ahorros Vasco-Navarras (1995).

3.1 ENFOQUE TEÓRICO

A lo largo del siglo XX han sido diversas las teorías que han tratado de explicar el comportamiento del consumo. Partiremos de la función de consumo más simple, la función de consumo keynesiana. Una vez vista la problemática de la misma, veremos como Duesenberry ofrece una primera explicación al comportamiento empírico del consumo en la Teoría de la Renta Relativa. Por último, atenderemos a otras explicaciones más complejas ofrecidas por Modigliani y Friedman en la Teoría del Ciclo Vital y la Teoría de la Renta Permanente.

3.1.1 Función de consumo Keynesiana

Esta teoría, elaborada por Keynes (1936), supone una relación directa del consumo con la renta disponible. La función viene dada por la siguiente ecuación:

$$c_t = a + b y_t$$

Donde a y b con $0 < b < 1$ son constantes que se identifican con el consumo autónomo y la propensión marginal al consumo, respectivamente e y_t la renta disponible. La propensión marginal al consumo viene dada por la siguiente ecuación $b = \frac{dc}{dy}$ e indica como varía el consumo al variar en una unidad la renta. Por último, la función queda caracterizada con una propensión marginal al consumo menor que la media ($\frac{c}{y}$).

Por lo que los agentes, según esta teoría, toman sus decisiones de consumo en función de su renta disponible presente, que en adelante llamaremos renta corriente.

Esta función sirvió para explicar el comportamiento del consumo durante los años 40 y 50, no obstante más tarde empezaron a surgir contradicciones derivadas de la divergencia entre la teoría y la realidad empírica, ya que la función de consumo se desplazaba a lo largo del tiempo y resultó ser lineal a largo plazo y con una propensión media igual a la marginal. Además los agentes no forman expectativas relevantes, puesto que no pueden tener en cuenta el futuro en las decisiones presentes.

3.1.2 Renta Relativa

Duesenberry (1949) ofrece una explicación al comportamiento empírico del consumo en la teoría de la renta relativa. Según esta teoría el consumo depende no solo

de la renta del periodo actual, sino del máximo nivel de renta conseguido anteriormente o el nivel de renta de sus vecinos. Es decir, que los individuos consumen de acuerdo al patrón de consumo del estrato social al que pertenecen, se fijan en sus vecinos para hacerlo³. Por lo tanto, la proporción de renta ahorrada por unidad familiar depende más de su posición relativa en la distribución de la renta de la comunidad que de su nivel absoluto de renta. La función de consumo viene dada por:

$$c_t = \alpha_1 y_t + \alpha_0 y_t^0 \text{ con } y_t^0 = \max\{Y_{t-j}\}, j = 1, 2, \dots \quad \alpha_0, \alpha_1 > 0, \alpha_0 + \alpha_1 < 1$$

En épocas de crecimiento, para cada periodo de tiempo t el valor de y_t^0 será la renta disponible del periodo anterior y $\alpha_0 y_t^0$ será el consumo autónomo. Elevándose con el crecimiento.⁴

Por lo que los agentes, según esta teoría, toman sus decisiones de consumo en función de su renta corriente y de la máxima alcanzada con anterioridad.

Esta teoría supone un primer paso hacia la ampliación de la teoría keynesiana. Estaba claro que había que ampliar el concepto de renta y el horizonte temporal, había que considerar las decisiones de consumo como un proceso de optimización a lo largo de la vida. Aparecen así la teoría de la Renta Permanente y el Ciclo Vital.

3.1.3 Ciclo vital y Renta Permanente

Estas dos teorías parten de la decisión de consumo vista como un proceso de optimización en el que el individuo maximiza la utilidad derivada de su consumo a lo largo de toda su vida, sujeta a una restricción presupuestaria formada por todos los recursos de que puede disponer a lo largo de la misma.⁵ Es decir:

$$\text{Max } U(C_t, C_{t+1}, C_{t+2}, \dots, C_{t+n})$$

$$\text{sujeto a } \sum_{i=0}^n \frac{c_{t+i}}{(1+r)^i} = \sum_{i=0}^n \frac{y_{t+i}}{(1+r)^i} = v_t$$

³ Esto se debe a que en nuestra sociedad, uno de los principales objetivos sociales es conseguir un nivel de vida más elevado. Esto se consigue consumiendo bienes superiores. Lo que proporciona un impulso para realizar mayores gastos, que puede ser incluso más fuerte que el derivado de las necesidades que se supone que van a quedar satisfechas mediante dichos gastos.

⁴ Bielsa y Sanso(2015)

⁵ Federación de Cajas de Ahorros Vasco-Navarras (1995).

Donde c_t es el consumo en t , y_t la renta en el periodo t , r el tipo de interés y v_t la riqueza en t , que es igual al segundo término de la igualdad.

Así la función de consumo depende en cada periodo de las variables que constituyen la función de utilidad del agente y la restricción presupuestaria. Son variables como las rentas futuras esperadas, la riqueza acumulada, la edad y otras variables que afectan a las preferencias de los agentes

El individuo decide consumir hoy una cantidad c_t tal que la expectativa de la utilidad marginal del consumo futuro, convenientemente descontada, es igual a la utilidad marginal del consumo.⁶ Condición que constituye condición de primer orden del problema de maximización. De cuya resolución se obtiene una función de consumo que depende de la riqueza y el tipo de interés.

Modigliani (1954) presenta este planteamiento en su Teoría del Ciclo Vital. En la que los agentes tratando de mantener un consumo constante a lo largo de su vida, ahorran durante su vida laboral (acumulando riqueza) y desahorran al llegar a la jubilación.

De forma paralela, Friedman (1957) elaboró una teoría que se distingue de la anterior en que el consumo permanente se formula como aquel que es compatible con el mantenimiento de la riqueza. Se trata de la teoría de la renta permanente. En esta teoría aparece la distinción entre componentes permanentes y transitorios. Las rentas transitorias se destinan de forma íntegra al ahorro.

El problema que se presenta en ambas teorías es el de hacer observable el valor presente del flujo de rentas disponibles esperadas en el futuro, es decir, la riqueza $\sum_{i=0}^n \frac{y_{t+i}}{(1+r)^i}$

En la teoría del Ciclo Vital para hacer observable esta variable se divide la renta en la renta proveniente del trabajo que denotamos yL_t y la de la propiedad, yP_t , que coincide con la riqueza no humana que denotaremos V_t . Si los mercados financieros son eficientes la riqueza no humana (V_t) es igual al valor de mercado de los activos que forman dicha riqueza. De forma que como la función de consumo es una función del

⁶ Andrés, Doménech, Cutanda (1996).

tipo de interés y de la riqueza, y la riqueza depende de las rentas provenientes del trabajo y de la propiedad (riqueza no humana) puede escribirse de forma genérica como:

$$c_t = f(V_t, yL_t, r_t)$$

De lo cual se deduce que el consumo dependerá fundamentalmente, de acuerdo con esta teoría, de la riqueza no humana, de la renta proveniente del trabajo(que en definitiva es una proporción de la renta corriente) y del tipo de interés.

En la teoría de la renta permanente el problema de la no observabilidad del valor actual de las rentas futuras, es decir, de la riqueza, definida en este caso como

$$\sum_{i=0}^n \frac{y_t^P}{(1+r)^i}$$

se traslada a hacer observable y_t^P que es la renta permanente.⁷ El problema de la no observabilidad queda resuelto a través de las expectativas adaptativas, en las que los agentes aprenden conforme a la experiencia. Los agentes se van haciendo una idea de cual es su renta permanente con la experiencia en función de lo que han recibido en el pasado, lo que están recibiendo en el presente y de cómo evoluciona. De forma que la renta permanente depende de las rentas pasadas. Como la función de consumo es una función del tipo de interés y de la riqueza, en la que se incluye la renta permanente y la renta permanente depende de valores pasados de la renta, la función de consumo dependerá entonces de valores pasados de la renta(y_{t-i}), así como de la renta actual (y_t) y el tipo de interés (r_t)

$$c_t = f(y_t, y_{t-i}, r_t)$$

Por lo que el consumo dependerá, según esta teoría, de la renta corriente, de la renta del periodos anteriores y del tipo de interés.

⁷ Friedman (1957): “La renta permanente no puede ser observada directamente, ha de ser inferida del comportamiento de las unidades consumidoras”

De acuerdo con las teorías explicadas anteriormente, el consumo depende:

- De la renta corriente, según la teoría keynesiana.
- De la renta corriente y de la mayor renta alcanzada en periodos anteriores, según la teoría de la renta relativa.
- De la renta del trabajo, de la riqueza no humana y del tipo de interés, según la teoría del ciclo vital
- De la renta corriente, de la renta del periodos anteriores y del tipo de interés, según la teoría de la renta permanente.

3.2 ENFOQUE EMPÍRICO

La teoría económica y sus métodos cambian con el tiempo , y la teoría del ciclo vital se ha enriquecido y extendido en formas que no eran posibles en la década de 1950.

La función de consumo agregado de la hipótesis del ciclo vital no era muy diferente en la práctica de las desarrolladas por otros enfoques, particularmente de la hipótesis de la renta permanente de Milton Friedman. Además, por la década de 1970 , en las funciones de consumo empírico se había establecido una formulación en la que el consumo respondía con cierto retraso a la renta corriente, y en ocasiones a varias medidas de la riqueza.

El estudio de las evidencias a favor o en contra de la hipótesis del ciclo vital ha ocupado a diversos autores desde que fuera formulada. En líneas generales, había habido dos posiciones en contra de la hipótesis del ciclo vital, una que sostenía que los consumidores no son capaces de suavizar el consumo ante fluctuaciones transitorias en la renta debido a las restricciones de liquidez, por lo que el consumo sería demasiado sensible a la renta corriente para cumplir con el principio del ciclo vital [Tobin y Dolde (1971) y Mishkin (1976)]; y otra que sostiene que una medida adecuada de la renta permanente es expresarla con retardos distribuidos de la renta corriente y que por ello la función de consumo debería expresarse como un retardo distribuido [Friedman (1957)].

Este estudio se revivifica con los trabajos de Hall (1978) y Flavin (1981), que utilizan las ideas de análisis de series temporales y la teoría de las expectativas racionales para obtener nuevos conocimientos sobre el consumo agregado considerado

como un proceso estocástico⁸. Estos autores sirven de base para las investigaciones siguientes.

Vamos a basarnos ahora en estudios empíricos realizados por distintos autores para determinar las variables de las que depende fundamentalmente el consumo.

3.2.1 Hall (1978).

Hall elabora un estudio de series temporales para Estados Unidos para el periodo de posguerra utilizando datos trimestrales de las variables consumo de bienes no duraderos y servicios en dólares de 1972, el PIB per cápita y valor de mercado de las acciones corporativas. Las conclusiones a las que llega son las siguientes:

En primer lugar, el consumo seguiría la pauta de un camino aleatorio⁹. De esta hipótesis se derivan varias implicaciones:

- El consumo retardado un periodo debería tener un coeficiente distinto de cero en dicha regresión.
- El consumo retardado más de un periodo no tiene poder predictivo para el consumo corriente.
- El consumo no guarda relación con ninguna variable económica observada en periodos anteriores. Por lo cual, la renta retardada no debería tener poder explicativo respecto al consumo. Lo cual tiene sentido teniendo en cuenta que el consumo retardado un periodo ya recogería el bienestar en ese momento.

Hall concluye que la mejor predicción del consumo futuro es simplemente el nivel presente. El modelo que para Hall explica el consumo presente es el siguiente:

$$c_t = \lambda c_{t-1} + \varepsilon_t^{10}$$

En segundo lugar, Hall estudia también la influencia de la riqueza sobre el consumo y dice que siguiendo la hipótesis del camino aleatorio, la riqueza retardada no debería

⁸ Deaton (2005)

⁹ $c_t = \lambda c_{t-1} + \varepsilon_t$

¹⁰ Donde c_t es el consumo presente, c_{t-1} el consumo del periodo anterior, λ es un parámetro que indica la importancia del consumo del periodo anterior en el consumo del periodo actual y ε_t es una perturbación aleatoria.

tener poder de predicción para el consumo. Como no se dispone de datos fiables sobre la riqueza Hall utiliza el valor de mercado de las acciones corporativa y concluye que los 3 primeros retardos son significativos, aunque cada vez a un menor nivel. Lo cual es compatible con la hipótesis del ciclo vital-renta permanente si se introduce la modificación de que si el consumo depende de la renta permanente y éste tarda en ajustarse un cierto tiempo a un cambio en la renta permanente, entonces cualquier variable que este correlacionada con el consumo del periodo anterior ayudará a predecir el cambio en el consumo.

Nelson (1987) rehace en trabajo de Hall añadiendo algunas mejoras econométricas y llega a la misma conclusión, el consumo sigue un camino aleatorio y por tanto, la mejor predicción del mismo es el consumo presente.

Por tanto, siguiendo a este autor, la variable de la que depende el consumo actual es el consumo del periodo anterior.

3.2.2 Campbell y Mankiw (1990).

Campbell y Mankiw (1990) utilizan datos trimestrales de EEUU del consumo per cápita de bienes no duraderos y servicios en dólares de 1982, así como la renta disponible per cápita en dólares de 1982 en el periodo de posguerra (1953-1985) .

Estos autores revisan la bibliografía y concluyen que la hipótesis de la renta permanente encaja los datos bien en ciertas ocasiones y mal en otras¹¹ y explican como algunos de los hallazgos empíricos que encontramos en la literatura pueden ser explicados por un modelo simple en el que el consumo agregado es igual a un promedio ponderado con pesos (λ) y $(1 - \lambda)$ de la renta corriente y de la renta permanente, respectivamente, ya que existe una proporción λ de la población que consume su renta corriente y una proporción $(1 - \lambda)$ que consume su renta permanente. De forma que se tiene:

$$c_t = \lambda y_t + (1 - \lambda) y P_t^{12}$$

¹¹ Ver también Campbell y Mankiw (1991) donde estos autores estudian si este comportamiento para datos de EEUU puede extrapolarse a Reino Unido, Canadá, Francia, Japón y Suecia.

¹² Donde Y_t es la Renta corriente e $Y P_t$ es la Renta Permanente

La conclusión a la que llegan es que estos datos están bien descritos por un modelo en el que los individuos consumen su renta corriente más que su renta permanente. Lo que indica un alejamiento de la hipótesis de la renta permanente, puesto que para que se cumpliese esta hipótesis λ debería ser igual a cero.

Campbell y Mankiw (1991) utilizan tanto la renta corriente como la renta retardada un periodo para estimar el modelo que proponen.

Siguiendo a estos autores, el consumo depende fundamentalmente de la renta corriente, pero también de la renta del periodo anterior.

3.2.3 Galí (1990)

Galí utiliza de nuevo datos trimestrales para el período de posguerra de Estados Unidos (1954-1988) en términos per cápita y en dólares de 1972. Utiliza el consumo de bienes no duraderos y servicios, la renta laboral y el patrimonio neto de los hogares como riqueza no humana.

Hasta aquí se había supuesto un consumidor representativo de vida infinita. Galí (1990) plantea un modelo de ciclo vital de horizonte finito que aparece como un caso particular del modelo de horizonte infinito que se corresponde con una configuración determinada de dos parámetro que componen el modelo. Uno referente al horizonte temporal y otro referente a la inclusión de la jubilación en la última etapa del ciclo.

El modelo propuesto por Galí para predecir el consumo es el siguiente:

$$\begin{aligned}\Delta c_t = & \text{constant} + \beta_1 c_{t-1} + \beta_2 y_{l,t-1} + \beta_3 \Delta y_{l,t-1} + \beta_4 \Delta y_{l,t-2} + \beta_5 \Delta y_{l,t-3} \\ & + \beta_6 \Delta y_{l,t-4}^{13}\end{aligned}$$

Por lo cual, el consumo depende de la renta laboral, y del consumo del periodo anterior.

Una vez que hemos visto la diversidad de variables que influyen en el consumo, así como la dificultad de hacer observables algunas de ellas, vamos a seleccionar aquellas

¹³ Donde Δ es el operador de primera diferencia, c_t es el consumo e $y_{l,t}$ la renta laboral.

variables observables en la realidad que determinan fundamentalmente el comportamiento del consumo.

4-DETERMINANTES

A la vista de las diversas teorías y estudios empíricos, las principales variables que se van a tener en cuenta a la hora de llevar a cabo un estudio del consumo son las siguientes:

- Consumo retardado un periodo, siguiendo la hipótesis de camino aleatorio del consumo de Hall.
- Renta corriente, que aparece como factor común en las 4 teorías.
- Renta corriente retardada un periodo, de acuerdo con la hipótesis de la renta permanente.
- Tipo de interés real, que juega un papel determinante en el problema de optimización.

Otras variables, que serían relevantes desde el punto de vista teórico en el análisis que vamos a llevar a cabo, no van a ser incluidas por su dificultad de medición. Es el caso variables como la renta permanente, la riqueza de los hogares¹⁴ o la renta laboral. Aunque como hemos visto, la renta permanente depende de las rentas pasadas, la riqueza se forma con la parte de la renta recibida que se ahorra y la renta laboral es en definitiva una proporción de la renta corriente. De forma que todas estas variables van a tener una cierta cabida a través de la renta corriente.

Por tanto, vamos a plantear un modelo a partir de las siguientes variables:

$$c_t = f(c_{t-1}, y_t, y_{t-1}, r_t)$$

Donde:

c_t : Consumo

c_{t-1} : Consumo del periodo anterior

y_t : Renta actual

¹⁴ Gambau (2014) Utiliza agregados monetarios UEM como aproximación a la riqueza total de la economía.

y_{t-1} : Renta del periodo anterior

r_t : Tipo de interés

Se espera que el tipo de interés real tenga una relación negativa con el consumo del momento actual. Mientras que la renta corriente, la renta del periodo anterior y el consumo del periodo anterior tengan una relación positiva con el consumo del periodo actual ($f_1' > 0$; $f_2' > 0$; $f_3' > 0$; $f_4' < 0$).

A continuación, vamos a obtener la información arriba señalada al objeto de llevar a cabo el Estudio Empírico, para el caso de España en los últimos años, más concretamente en el periodo 1996:1 al 2015:2.

5- OBTENCIÓN DE DATOS

A través de la página web del Ministerio de Economía y Competitividad (<http://serviciosede.mineco.gob.es/indeco/>) se han obtenido las siguientes series:

- Gasto en Consumo Final de los Hogares con base 2010. Precios corrientes. Datos corregidos de componente estacional. Datos trimestrales. Unidades: Millones de euros. Periodo: 1995:01-2015:02.
- PIB pm a precios corrientes con base 2010. Datos corregidos de componente estacional. Datos trimestrales. Unidades: Millones de euros. Periodo: 1995:01-2015:02. Como aproximación a la Renta Corriente, por no encontrarse la serie Renta Disponible libre de componente estacional.
- Rendimiento de la Deuda Pública a 10 años en el Mercado Nacional de España. Serie Mensual. Unidades: Porcentaje. Periodo: 1953:01-2015:10. Como tipo de interés nominal de largo plazo.
- Deflactor del PIB. Datos corregidos de componente estacional. Datos trimestrales. Periodo: 1995:1-2015:2.
- Deflactor del Gasto en Consumo Final de los Hogares. Datos corregidos de componente estacional. Datos trimestrales. Periodo: 1995:1-2015:2.

Se han homogeneizado las series de la siguiente forma:

- Se ha calculado la tasa de crecimiento del Deflactor de PIB.

- Se ha trimestralizado el tipo de interés nominal.
- Al tipo de interés nominal se le ha descontado la tasa de crecimiento del Deflactor del PIB, de forma que se ha obtenido el Tipo de Interés Real.
- Se ha obtenido la serie Consumo Real dividiendo la serie Gasto en Consumo Final de los Hogares por el Deflactor del Gasto en Consumo Final de los Hogares.
- Se ha obtenido el Producto Interior Bruto en términos reales dividiendo esta serie por el Deflactor del PIB.
- Se han obtenido 78 observaciones desde el primer trimestre del año 1996 al segundo trimestre del año 2015.
- Se ha denotado C_t al Consumo Real, PIB_t al Producto Interior Bruto Real y R_t al Tipo de Interés Real.

6-ESTUDIO EMPÍRICO

En este apartado, vamos a obtener un modelo que nos permita explicar el comportamiento del consumo en España y determinar su comportamiento futuro. Para ello van a utilizarse los procedimientos econométricos siguientes:

En primer lugar, realizaremos la Especificación del modelo que consiste en la construcción del modelo que subyace a los datos observados. Para ello, llevaremos a cabo el análisis gráfico de las series y de sus correlogramas, el análisis del Orden de Integración, estudiaremos si las variables están cointegradas y en función de ello, especificaremos el modelo.

En segundo lugar, realizaremos la Estimación, en la que determinaremos aproximadamente los parámetros que figuran en el modelo.

En tercer lugar, procederemos a la Validación. Determinaremos si los factores esenciales (parte sistemática) tienen en realidad tal consideración o, por el contrario, carecen de ella. Aceptaremos o rechazaremos el modelo llevando a cabo el análisis de esfericidad.

Por último, efectuaremos la Explotación del modelo. Realizaremos la predicción de la variable cuyo comportamiento queremos explicar y determinaremos sus valores futuros, valorando su capacidad predictiva.

6.1 ESPECIFICACIÓN

6.1.1 Análisis Gráfico de las Series

El objetivo de esta etapa es determinar, a partir del gráfico de cada una de las series, si las series son estacionarias. En esta etapa tiene especial interés determinar si la serie tiene o no tendencia temporal lineal. Para ello analizaremos, en primer lugar, el gráfico de las series y de sus diferencias. En segundo lugar, analizaremos el correlograma de la serie y de sus diferencias. Finalmente, podremos concluir si nos encontramos ante una variable estacionaria o no.

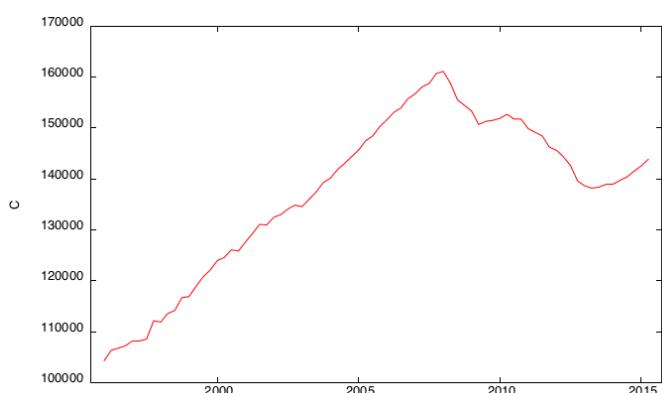
Decimos que una variable es estacionaria cuando la pauta de comportamiento temporal que sigue no está influida por el paso del tiempo. Todos los elementos del proceso, con independencia del periodo temporal en que nos encontremos, giran en torno a un mismo valor, con una variación en torno a ese valor medio que no cambia con el tiempo y con una dependencia temporal que tampoco cambia.¹⁵

Aunque la conclusión no será definitiva hasta que se realice el Análisis del Orden de Integración utilizando el Contraste de Dickey-Fuller.(apartado 6.1.2)

Consumo Real

➔ Gráficos de la serie y de sus diferencias

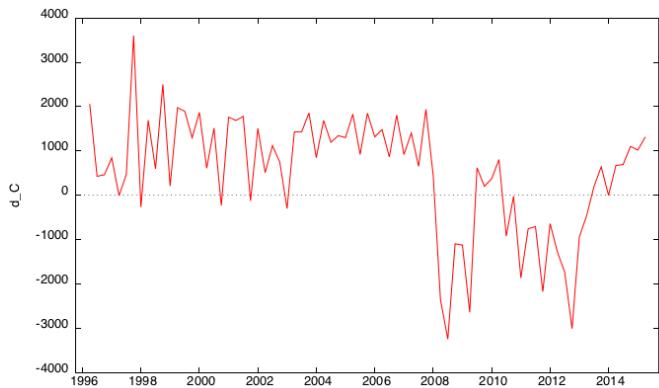
Gráfico de la serie



Se observa que la serie en niveles tiene una tendencia determinista creciente que se rompe con el inicio de la crisis en 2008. Por lo que la serie no es estacionaria en media.

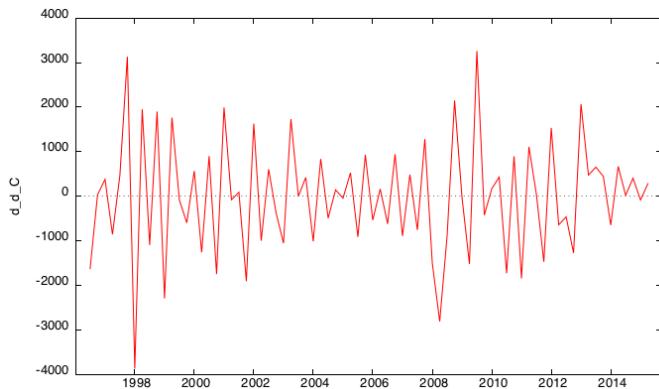
¹⁵Aznar, A. (2012).

Gráfico de la primera diferencia



El gráfico de la primera diferencia elimina la tendencia determinista. La estacionariedad de la serie no está clara ya que se observan dos medias, dada la ruptura estructural producida por la crisis.

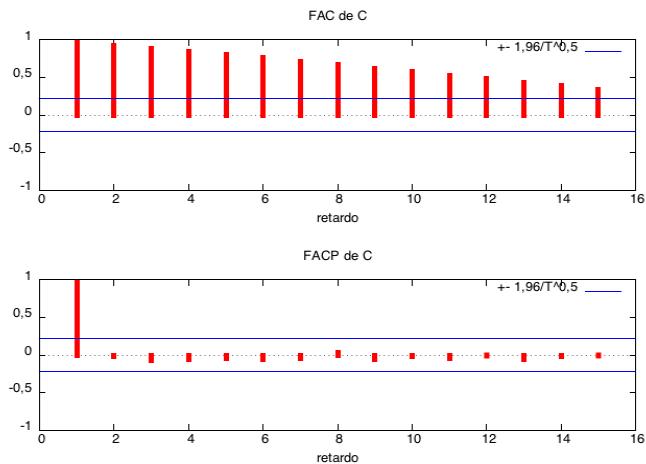
Gráfico de la segunda diferencia



El gráfico de la segunda diferencia de la variable consumo muestra una dispersión, entorno al único valor medio sobre el que se mueve, constante. Por lo que la serie sería ya estacionaria.

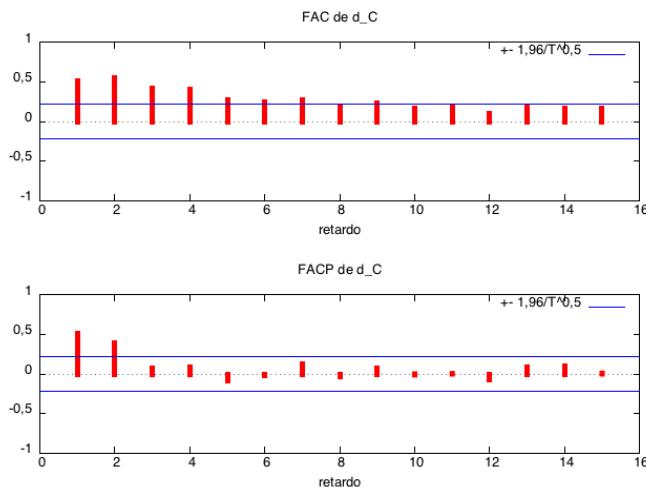
➔ Correlograma de la serie y de sus diferencias

Correlograma de la serie



Tanto el FACM como el FACPM presentan las características propias de una serie no estacionaria. El FACM muestra un decrecimiento lento con un primer pico próximo a 1. El FACPM muestra, también, un primer pico próximo a 1. Por lo que la serie en niveles no es estacionaria.

Correlograma de la primera diferencia



Tanto el FACM como el FACPM presentan las características propias de una serie estacionaria. Por lo que la primera diferencia de la serie sería estacionaria.

El análisis de los gráficos de la serie y del correlograma arrojan resultados diferentes. El análisis de los gráficos parece indicar que la serie original es $I(2)$, esto es, es necesario diferenciar dos veces la serie original para que ésta sea estacionaria.

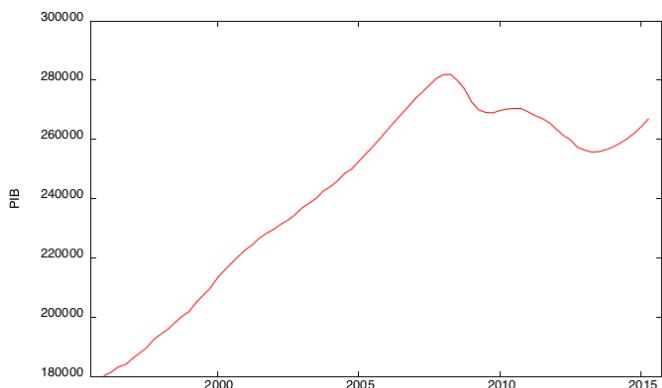
Mientras que los correogramas de la serie parecen indicar que la serie es I(1), siendo necesaria la realización de una diferencia para que la serie sea estacionaria.

Utilizaremos el Contraste de Dickey-Fuller para concluir su orden de integración.

Producto Interior Bruto Real

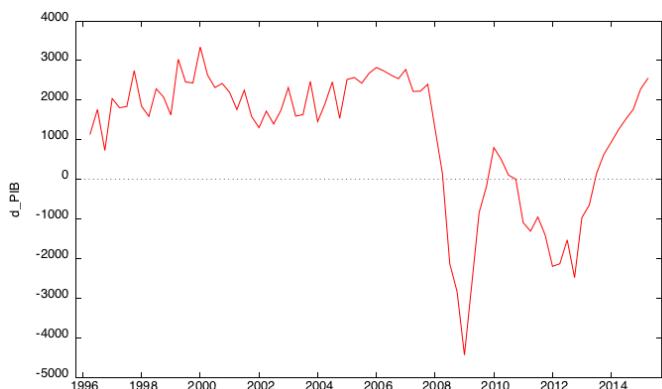
→ Gráfico de la serie y de sus diferencias

Gráfico de la serie



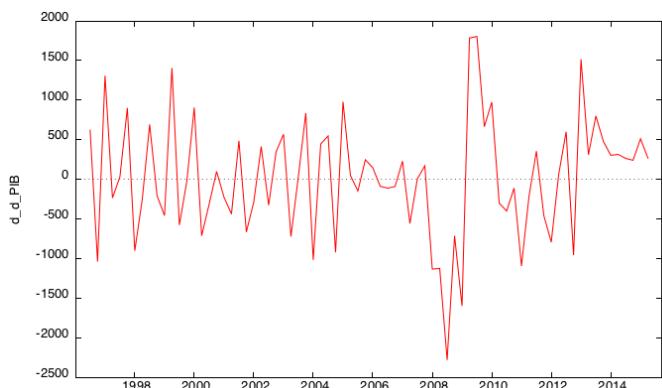
Se observa que la serie en niveles tiene una tendencia determinista creciente que se rompe con el inicio de la crisis en 2008. Por lo que la serie no es estacionaria en media.

Gráfico de su primera diferencia



La primera diferencia elimina la tendencia determinista y se observa la presencia de dos medias, hecho que se debe a la ruptura estructural. No está clara la estacionaridad de la serie. Por ello, vamos a realizar una segunda diferencia.

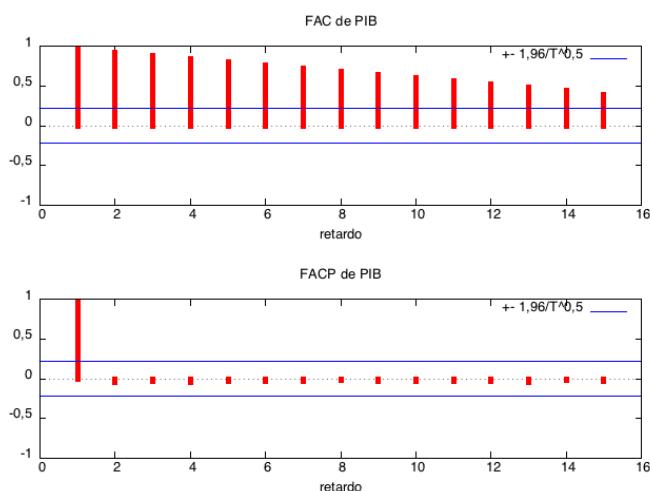
Gráfico de la segunda diferencia



El gráfico de la segunda diferencia muestra una dispersión, respecto al valor medio en torno al que se mueve, que es constante. El problema de las dos medias ha desaparecido y ha disminuido la varianza muestral. Por lo que la serie ya sería estacionaria.

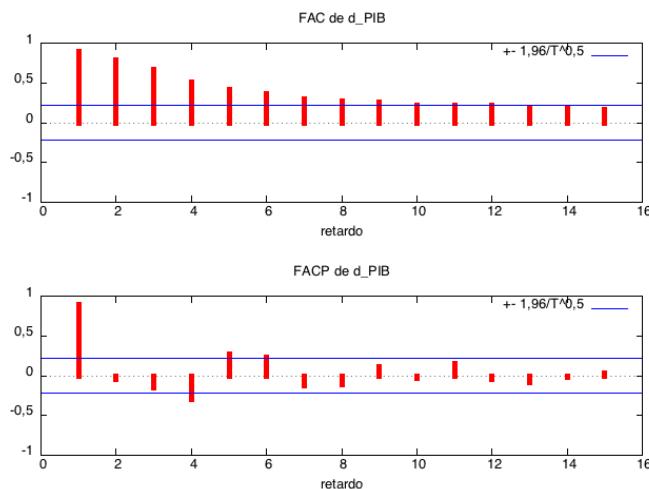
→ Correlograma de la serie y sus diferencias

Correlograma de la serie



Tanto el FACM como el FACPm presentan las características propias de una serie no estacionaria. El FACM muestra un decrecimiento lento con un primer pico igual a 1. El FACPm muestra, también, un primer pico igual a 1. Por lo que la serie en niveles no sería estacionaria.

Correlograma de la primera diferencia de la serie



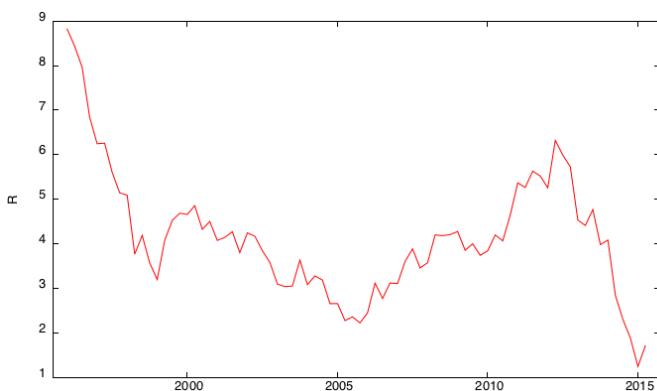
Tanto el FACM como el FACMP muestran un primer pico cercano a 1. Lo cual es característico de una serie estacionaria, pero en el FACM se observa un decrecimiento rápido, lo cual es característico de una serie no estacionaria. Por ello, la estacionariedad de la serie no está clara.

El análisis de los gráficos muestra que la serie es I(2). Mientras que los correlogramas no arrojan un resultado claro. Utilizaremos el Contraste de Dickey-Fuller para concluir su orden de integración.

Tipo de Interés Real

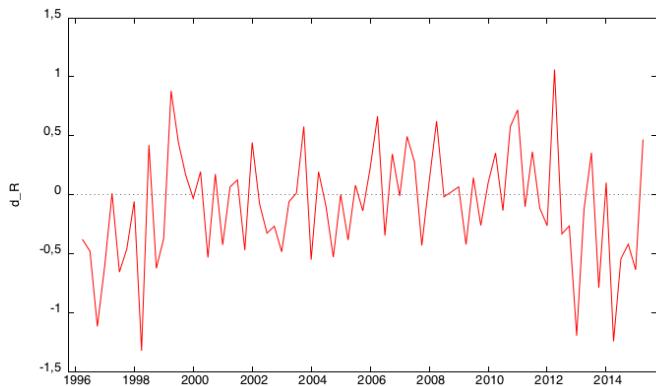
→ Gráfico de la serie y de sus diferencias

Gráfico de la serie



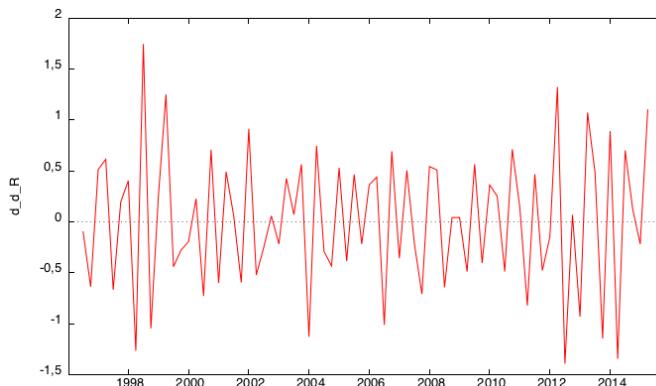
La serie decrece hasta 1999, desde el año 2000 hasta 2012 se mueve entorno a una constante y a partir de 2013 decrece. No está clara la estacionariedad de la serie.

Gráfico de la primera diferencia



En el gráfico de la primera diferencia se observa un comportamiento similar al de una serie estacionaria, con una dispersión constante entorno al valor medio entorno al que se mueve. Vamos a comprobar si la primera diferencia de la serie es estacionaria a través del análisis del gráfico de la segunda diferencia de la serie.

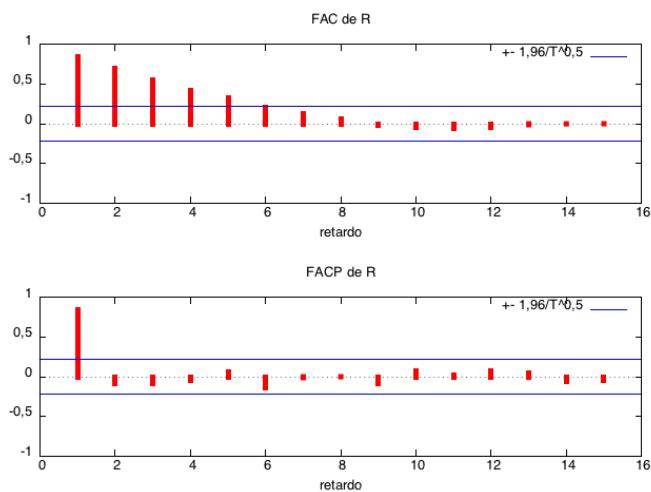
Gráfico de la segunda diferencia



Se observa que la varianza muestral se ha incrementado al realizar una segunda diferencia a la serie. Por lo que la primera diferencia es ya estacionaria.

➔ Correlograma de la serie y de sus diferencias

Correlograma de la serie



En el FACM se observa un decrecimiento rápido de los valores significativos. El FACPM muestra un valor estadísticamente significativo. Se observa una pauta de comportamiento propia de una serie estacionaria que sigue un proceso AR(1).

A partir del análisis de los gráficos de la serie y del correlograma llegamos a conclusiones distintas. El análisis de los gráficos parece señalar que la serie original es I(1). Mientras que el correlograma de la serie original parece indicar que la serie es I(0). Utilizaremos el Contraste de Dickey-Fuller para concluir su orden de integración.

6.1.2 Estudio del orden de integración mediante el contraste de Dickey-Fuller.

En este apartado, va a determinarse si las series tienen tendencia estocástica o no, dado que el análisis gráfico no resulta suficiente para su determinación. Se trata de aplicar el procedimiento de contraste de Dickey-Fuller para concluir si las series tienen raíces unitarias.

Consumo Real

En primer lugar, va a contrastarse que la serie tiene una raíz unitaria (la serie tiene tendencia estocástica y necesita ser diferenciada al menos una vez) frente a la de que no tiene raíces unitarias. Es decir:

$H_O : C_t \sim I(1)$

$H_A : C_t \sim I(0)$

A la vista del gráfico de la serie en niveles se van a incluir los elementos deterministas constante y tendencia para la realización del contraste.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para C
incluyendo un retardo de (1-L)C
(el máximo fue 11, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 76
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

con constante y tendencia
modelo: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,128
valor estimado de (a - 1): -0,00904426
Estadístico de contraste: tau_ct(1) = -0,713756
valor p asintótico 0,9713
```

A la vista del p-valor y con un nivel de significación del 5 %, no se rechaza la hipótesis nula. Es decir, la serie es al menos $I(1)$ y por tanto, tiene tendencia estocástica.

Vamos a contrastar ahora, la existencia de dos raíces unitarias en la serie frente a la de una. Es decir:

$H_O : C_t \sim I(2)$

$H_A : C_t \sim I(1)$

A la vista del gráfico de la primera diferencia de la serie se va a realizar el contraste con constante.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_C
incluyendo un retardo de (1-L)d_C
(el máximo fue 11, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 75
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

contraste con constante
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,033
valor estimado de (a - 1): -0,290095
Estadístico de contraste: tau_c(1) = -2,73726
valor p asintótico 0,06775
```

En vista del p-valor y con un nivel de significación del 5 % no se rechaza la hipótesis nula. Por lo que se concluye que la serie es, al menos, integrada de orden dos. Aunque a un nivel de significación del 10% se concluiría que es integrada de orden uno.

Vamos a contrastar ahora, la existencia de tres raíces unitarias en la serie frente a la de dos. Es decir:

$$H_0 : C_t \sim I(3)$$

$$H_A : C_t \sim I(2)$$

A la vista del gráfico de la segunda diferencia de la serie se va a realizar el contraste sin constante.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_d_C
incluyendo un retardo de (1-L)d_d_C
(el máximo fue 11, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 74
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

contraste sin constante
modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,022
valor estimado de (a - 1): -1,77574
Estadístico de contraste: tau_nc(1) = -8,78747
valor p asintótico 3,771e-16
```

En vista del p-valor y con un nivel de significación del 5 % se rechaza la hipótesis nula. Por lo que se concluiría que la serie es integrada de orden dos, es decir, $C_t \sim I(2)$.

Para concluir el orden de integración, vamos a tener en cuenta la presencia de ruptura estructural en la serie. Ante la presencia de rupturas estructurales, el contraste de orden de integración de Dickey-Fuller posee una potencia muy baja, es decir, tiende a no rechazar la hipótesis nula cuando es falsa con una alta probabilidad. Así, el contraste de Dickey-Fuller proporciona un grado de diferenciación mayor del que debería. Por ello, **va a considerarse la serie como $C_t \sim I(1)$ tal y como muestra el correlograma de la serie original y de sus diferencias.**

Producto Interior Bruto Real

Hemos visto en el análisis gráfico que la serie presenta una tendencia creciente que se rompe con la crisis. La presencia de esta tendencia nos ha llevado a señalar que la serie es no estacionaria. Vamos a comprobarlo mediante el contraste de la existencia de una raíz unitaria en la serie frente a la de que no existe ninguna:

$$H_O : PIB_t \sim I(1)$$

$$H_A : PIB_t \sim I(0)$$

A la vista del gráfico de la serie en niveles se van a incluir los elementos deterministas constante y tendencia para la realización del contraste.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para PIB
incluyendo 4 retardos de (1-L)PIB
(el máximo fue 11, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 73
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

con constante y tendencia
modelo: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0,118
diferencias retardadas: F(4, 66) = 64,664 [0,0000]
valor estimado de (a - 1): -0,00630341
Estadístico de contraste: tau_ct(1) = -1,03633
valor p asintótico 0,9375
```

Basándonos en el p-valor a un nivel de significación del 5 % podemos concluir que no se rechaza la hipótesis nula: la serie tiene al menos una raíz unitaria y necesita ser, al menos, diferenciada una vez. Por lo que la serie es no estacionaria ya que tiene tendencia estocástica.

Vamos a contrastar ahora, la existencia de dos raíces unitarias en la serie frente a la de una. Es decir:

$$H_O : PIB_t \sim I(2)$$

$$H_A : PIB_t \sim I(1)$$

A la vista del gráfico de la primera diferencia de la serie se va a realizar el contraste con constante.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_PIB
incluyendo 5 retardos de (1-L)d_PIB
(el máximo fue 11, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 71
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

contraste con constante
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0,035
diferencias retardadas: F(5, 64) = 4,772 [0,0009]
valor estimado de (a - 1): -0,0793638
Estadístico de contraste: tau_c(1) = -1,48286
valor p asintótico 0,5426
```

En vista del p-valor a un nivel de significación del 5 % no se rechaza la hipótesis nula. Por lo que se concluiría que la serie es, al menos, integrada de orden dos, o lo que es lo mismo, $PIB_t \sim I(2)$.

Vamos a contrastar ahora, la existencia de tres raíces unitarias en la serie frente a la de dos. Es decir:

$$H_O : PIB_t \sim I(3)$$

$$H_A : PIB_t \sim I(2)$$

A la vista del gráfico de la segunda diferencia de la serie se va a realizar el contraste sin constante.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_d_PIB
incluyendo 2 retardos de (1-L)d_d_PIB
(el máximo fue 11, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 73
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

contraste sin constante
modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0,105
diferencias retardadas: F(2, 70) = 2,401 [0,0981]
valor estimado de (a - 1): -0,653302
Estadístico de contraste: tau_nc(1) = -3,49665
valor p asintótico 0,0004638
```

En vista del p-valor a un nivel de significación del 5 % se rechaza la hipótesis nula. Por lo que se concluiría que la serie es integrada de orden dos, o lo que es lo mismo, $PIB_t \sim I(2)$.

Para concluir el orden de integración, vamos a tener en cuenta la presencia de ruptura estructural en la serie como en el caso de la serie anterior. Ante la presencia de rupturas estructurales, el contraste de orden de integración de Dickey-Fuller posee una potencia muy baja, es decir, tiende a no rechazar la hipótesis nula cuando es falsa con una alta probabilidad. Así, el contraste de Dickey-Fuller proporciona un grado de diferenciación mayor del que debería. **Por ello, va a considerarse $PIB_t \sim I(1)$, tal y como muestra el correlograma de la serie original y de sus diferencias.**

Tipo de Interés Real

Vamos a contrastar la existencia de una raíz unitaria en la serie frente a la de que no existe ninguna:

$$H_O : R_t \sim I(1)$$

$$H_A : R_t \sim I(0)$$

A la vista del gráfico de la serie en niveles se van a incluir el elemento determinista constante para la realización del contraste.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para R
incluyendo un retardo de (1-L)^R
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 68
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

contraste con constante
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,001
valor estimado de (a - 1): -0,151779
Estadístico de contraste: tau_c(1) = -3,6691
valor p asintótico 0,004594
```

Basándonos en el p-valor a un nivel de significación del 5 % podemos concluir que se rechaza la hipótesis nula: la serie es $I(0)$.

El correlograma de la serie arroja un resultado similar al anterior. **Por ello, se concluye que $R_t \sim I(0)$.**

6.1.3- Análisis de Cointegración

En este apartado vamos a estudiar si las variables que hemos incluido en el análisis empírico están cointegradas.

Dos variables están cointegradas cuando cumplen las dos condiciones siguientes:

- Las dos variables tienen el mismo orden de integración.
- Se puede encontrar una combinación lineal de las dos variables tal que el residuo resultante tenga un orden de integración inferior al de las dos variables. Se dice también que dos variables están cointegradas cuando la tendencia estocástica de una de ellas es explicada por la tendencia estocástica de la otra.

Vamos a contrastar la hipótesis nula de no cointegración frente a la alternativa de existencia de cointegración. En nuestro caso, utilizamos métodos uniecuacionales basados en los residuos MCO de la relación de cointegración. En concreto, el contraste CRDW y el contraste de Engel y Granger (contraste de Dickey-Fuller aplicado a los residuos de la relación de cointegración).

El estadístico de contraste del CRDW es el estadístico del contraste Durbin-Watson para contrastar la autocorrelación. La distribución de probabilidad bajo la hipótesis nula es diferente a la obtenida por Durbin y Watson debido a la no estacionariedad. Por último, la región crítica del contraste está definida por aquellos valores del estadístico CRDW que superan un valor que depende del número de variables incluidas en la relación de cointegración y del nivel de significación adoptado previamente.

La utilidad de utilizar el contraste de cointegración es que evitamos la posible correlación de espuria, es decir que los t-ratios y el coeficiente de determinación indiquen que dos variables están fuertemente relacionadas cuando sabemos que no lo están. El error, en este caso, reside en no haber contrastado previamente la hipótesis nula de no cointegración.

Para realizar el análisis de cointegración se van a seguir los siguientes pasos:

1. Se procede a estimar por MCO la relación de cointegración siguiente en función de las características de las series obtenidas en los apartados anteriores:

$$C_t = \alpha + \beta_1 PIB + \varepsilon_t$$

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 1996:1-2015:2 (T = 78)				
Variable dependiente: C				
Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const 13870,3	2696,18	5,144	2,03e-06 ***	
PIB 0,508887	0,0110215	46,17	2,33e-57 ***	
Media de la vble. dep. 137413,9	D.T. de la vble. dep. 15681,10			
Suma de cuad. residuos 6,52e+08	D.T. de la regresión 2928,425			
R-cuadrado 0,965578	R-cuadrado corregido 0,965125			
F(1, 76) 2131,881	Valor p (de F) 2,33e-57			
Log-verosimilitud -732,2773	Criterio de Akaike 1468,555			
Criterio de Schwarz 1473,268	Crit. de Hannan-Quinn 1470,441			
rho 0,984650	Durbin-Watson 0,078708			

2. Sobre esta relación de cointegración se va a contrastar:

H_0 : *Las variables no están cointegradas*

H_A : *Las variables están cointegradas*

Para ello se va a utilizar el contraste CRDW y el contraste de Dickey-Fuller aplicado a los residuos de la relación de cointegración.

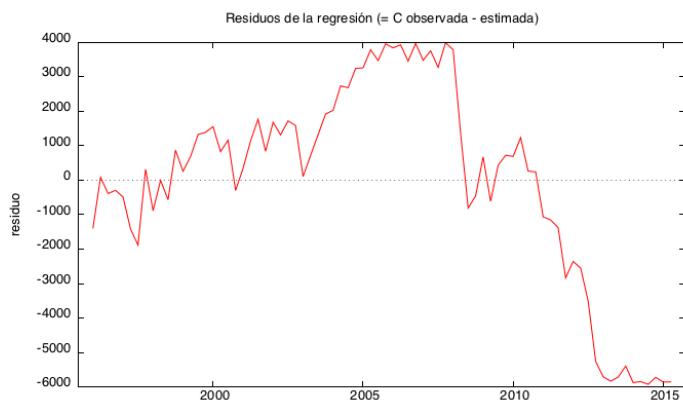
- Contraste CRDW

Para un tamaño muestral de 50 observaciones con 2 variables, el punto crítico para el contraste de cointegración con un nivel de significación del 5 % es 0,72.

CDRW: $0,078 < 0,72$

Por lo que no se rechaza la hipótesis nula. **Las variables no están cointegradas.**

- Contraste Dickey-Fuller de los residuos de la relación de cointegración.



Los residuos de la relación de cointegración son no estacionarios. Si las variables estuvieran cointegradas el gráfico de los residuos nos daría el patrón de comportamiento de una serie estacionaria.

En vista del gráfico se van a plantear el contraste con constante y tendencia:

```

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para residuos_relacion_cointegracion
incluyendo un retardo de (1-L)residuos_relacion_cointegracion
(el máximo fue 11, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 76
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

con constante y tendencia
modelo: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0,016
valor estimado de (a - 1): -0,035371
Estadístico de contraste: tau_ct(1) = -0,959458
valor p asintótico 0,9477

```

Para un tamaño muestral de 50 observaciones con 2 variables, el punto crítico para el contraste de cointegración con un nivel de significación del 5 % es -3,29.

DFA: -0,959 > -3,29

Por lo que no se rechaza la hipótesis nula. **Las variables no están cointegradas.**

El contraste de Durbin-Watson y el contraste de Dickey-Fuller aplicado a los residuos de la relación de cointegración arrojan los mismo resultados. Por ello, se va a concluir que las variables no están cointegradas. Es decir, que las variaciones producidas por la presencia de la tendencia estocástica en el consumo no quedan explicadas por las variaciones producidas por la tendencia estocásticas del PIB.

6.1.4- Especificación de los modelos.

De acuerdo con Hall (1978) muchas investigaciones empíricas están seriamente debilitadas al no tener debidamente en cuenta la endogeneidad de la renta cuando es la principal variable independiente en la función de consumo. Artículos de Haavelmo (1943) y Friedman y Becker (1957) mostraron claramente cómo la práctica de tratar la renta como exógena en una función de consumo distorsiona gravemente la función estimada. Aun así, las regresiones con el consumo como variable dependiente siguen siendo estimadas e interpretadas en el marco de la teoría del ciclo vital y la renta permanente [Darbi (1972) y Blinder (1977)] .

Sims (1980) hace una crítica en la que sostiene que en un mundo de agentes que predicen el futuro realizando optimizaciones intertemporales, ninguna variable puede ser tratada como exógena. De esta crítica surge el modelo VAR. El modelo VAR es un modelo en el que todas las variables consideradas son función lineal de los i valores pasados de las variables.

Vamos a realizar dos especificaciones distintas del modelo:

- En la primera especificación del modelo, vamos a suponer que el tipo de interés es la variable exógena y que tanto el consumo como la renta son variables endógenas. Utilizaremos el modelo VAR. El número de retardos máximo que va a incluirse es uno de acuerdo con el criterio de Akaike y el criterio de Hannan-Quinn (HQC)¹⁶.

El modelo es el siguiente:

$$\begin{cases} \Delta C_t = \alpha + \beta \Delta C_{t-1} + \gamma \Delta PIB_{t-1} + \delta R_t + u_t \\ \Delta PIB_t = \mu + \theta \Delta C_{t-1} + \eta \Delta PIB_{t-1} + \rho R_t + u_t \end{cases}$$

- En la segunda especificación, vamos a suponer que la renta es una variable exógena junto al tipo de interés y que el consumo es la única variable endógena. Utilizaremos un autoregresivo de retardos distribuidos (ARD).

El modelo amplio es el siguiente:

$$\Delta C_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta C_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i \Delta PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i R_{t-i} + u_t$$

El número máximo de retardos seleccionado para cada variable ha sido 1 porque las variables con más orden de retardos no eran significativas.

6.2- ESTIMACIÓN Y CONTRASTE DE LOS MODELOS.

En este apartado, se va a proceder a realizar la estimación y el chequeo de los modelos para ver cuáles son los que mejor se ajustan a la evolución del consumo real. Entre los modelos que pasen el chequeo, se discriminarán los mejores modelos a través de criterios de selección. Una vez sean discriminados, serán utilizados para llevar a cabo la predicción del consumo real que tendrá lugar en el apartado siguiente.

¹⁶ La selección del orden del VAR puede observarse en el Anexo III.

6.2.1 Modelos VAR.

- Estimación

La estimación del VAR es la siguiente:

Ecuación 1

Ecuación 1: d_C				
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	635,705	443,189	1,434	0,1558
d_C_1	-0,0714115	0,138093	-0,5171	0,6067
d_PIB_1	0,533738	0,111872	4,771	9,33e-06 ***
R	-171,943	97,2052	-1,769	0,0812 *
Media de la vble. dep.	493,0558	D.T. de la vble. dep.	1319,103	
Suma de cuad. residuos	65982246	D.T. de la regresión	957,2983	
R-cuadrado	0,494398	R-cuadrado corregido	0,473331	
F(3, 72)	23,46818	Valor p (de F)	1,06e-10	
rho	0,027864	Durbin-Watson	1,936450	
Contrastes F de restricciones cero:				
Todos los retardos de d_C		F(1, 72) =	0,26742	[0,6067]
Todos los retardos de d_PIB		F(1, 72) =	22,762	[0,0000]

Ecuación 2

Ecuación 2: d_PIB				
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	614,995	333,310	1,845	0,0691 *
d_C_1	0,215305	0,103856	2,073	0,0417 **
d_PIB_1	0,743783	0,0841360	8,840	4,14e-13 ***
R	-104,244	73,1053	-1,426	0,1582
Media de la vble. dep.	1122,386	D.T. de la vble. dep.	1700,520	
Suma de cuad. residuos	37320427	D.T. de la regresión	719,9578	
R-cuadrado	0,827923	R-cuadrado corregido	0,820754	
F(3, 72)	115,4728	Valor p (de F)	1,91e-27	
rho	-0,040483	Durbin-Watson	2,067095	
Contrastes F de restricciones cero:				
Todos los retardos de d_C		F(1, 72) =	4,2978	[0,0417]
Todos los retardos de d_PIB		F(1, 72) =	78,150	[0,0000]

Se observa que hay causalidad en el sentido de Granger¹⁷, ya que el PIB causa el consumo, dada la significatividad¹⁸ del primer retardo del PIB y el consumo causa el PIB. Aunque al 1% el coeficiente del consumo retardo no es significativo y por tanto, el consumo no causaría el PIB.

¹⁷ x_t causa a y_t en el sentido de Granger, si la predicción de y_t mejora si se añade el pasado de x_t .

¹⁸ Sólo las variables con asteriscos son significativas. * implica significatividad al 10%, ** al 5%, *** al 1%.

- Contraste

A continuación, se va a analizar la esfericidad del VAR mediante los contrastes de homocedasticidad, no autocorrelación y normalidad de los residuos. La información teórica puede encontrarse en el Anexo II. Los resultados del análisis de esfericidad del VAR son los siguientes:

Autocorrelación

Se ha contrastado la hipótesis nula de no autocorrelación frente a la alternativa de autocorrelación de orden 1 y 4 mediante el contraste Ljung-Box. Los resultados son los siguientes:

$Ljung-Box = 0,061$ con $p\text{-valor} = 0,804 > 0,05$. No se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación de orden 1.

$Ljung-Box = 0,881$ con $p\text{-valor} = 0,927 > 0,05$. No se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación de orden 4.

Homocedasticidad

Se ha contrastado mediante el contraste ARCH (p) la hipótesis nula de homocedasticidad frente a la alternativa de que existe heterocedasticidad de orden 1 y 4. Los resultados son los siguientes:

$LM = 4,84$ con $p\text{-valor} = 0,0277526 < 0,05$. Se rechaza la hipótesis nula. Hay heterocedasticidad de orden 1.

$LM = 7,002$ con $p\text{-valor} = 0,1357 > 0,05$. No se rechaza la hipótesis nula de que no hay heterocedasticidad de orden 4.

Normalidad

Se ha contrastado la hipótesis nula de normalidad frente a la alternativa de no normalidad mediante el contraste Jarque-Bera. EL resultado es el siguiente:

$J-B = 34,312$ con $p\text{-valor} = 3,54e-08 < 0,05$. Se rechaza la hipótesis nula de normalidad.

El modelo VAR presenta problemas de heterocedasticidad y normalidad. Se han intentado corregir estos problemas mediante el cambio de la forma funcional del modelo a través de la especificación del VAR en términos logarítmicos. Sin embargo, aunque se soluciona el problema de heterocedasticidad el problema de normalidad no se resuelve. Se ha intentado corregir el problema de normalidad a través de la inclusión al modelo en términos logarítmicos, de una variable ficticia que toma valor cero los para valores antes de la crisis y valor uno para el periodo 2008:1-2015:2 pero el problema tampoco se soluciona. Por lo que ninguno de los modelos VAR planteados es esférico.

6.2.2 Modelo ARD.

Suponiendo la variable renta como exógena se va a plantear un modelo uniecuacional con objeto de explicar el comportamiento de la variable consumo en función de la renta y del tipo de interés. Para ello, se plantea un modelo autorregresivo de retardos distribuidos.

Los resultados de la estimación y el contraste del ARD se encuentran en la tabla 6.1. El modelo amplio queda recogido por el modelo M1.

Como se observa en el modelo M1 de la tabla 6.1 no todas las variables y no todos los retardos de cada variable son significativos. Por ello, se van a estimar 4 modelos (M2, M3, M4 y M5) anidados al amplio (M1) a los que se les realizará el análisis de esfericidad y significatividad. Los resultados se pueden ver en la siguiente tabla:

Tabla 6.1. Estimación y contraste del modelo amplio y los modelos anidados.

	M1	M2	M3	M4	M5
<i>const</i>	126,672 (0,3491)	-	-	-	-
ΔC_{t-1}	-0,24413** (-2,122)	-0,27481*** (-2,648)	-0,23144** (-2,169)	-	-
ΔPIB_t	0,81760*** (6,509)	0,77762*** (10,05)	0,69766*** (9,394)	0,57330 (12,52)	0,74832*** (6,067)
ΔPIB_{t-1}	-0,07610 (-0,5901)	-	-	-	-0,19499 (-1,568)
R_t	-123,623 (-0,6144)	-61,2832*** (-2,672)	-	-	-

R_{t-1}	37,6805 (0,2006)	-	-	-	-
$LM(1)$	1,48773 [0,223]	0,01986 [0,888]	0,56108 [0,454]	1,94349 [0,163]	3,16370 [0,0753]
$LM(2)$	2,39862 [0,301]	2,09304 [0,351]	0,81640 [0,665]	1,99796 [0,368]	3,18847 [0,203]
$LM(3)$	4,69916 [0,195]	3,61065 [0,307]	0,85486 [0,836]	2,54474 [0,467]	3,53160 [0,317]
$LM(4)$	4,91805 [0,296]	3,72278 [0,445]	2,67466 [0,614]	3,18451 [0,527]	5,29203 [0,259]
$ARCH(1)$	0,59283 [0,4413]	0,61913 [0,4313]	3,60762 [0,0575]	3,59862 [0,0578]	2,8149 [0,0934]
$ARCH(4)$	4,97707 [0,289658]	6,53121 [0,162834]	4,56534 [0,33487]	4,39157 [0,355599]	4,94724 [0,292754]
$J-B$	8,203 [0,01654]	10,295 [0,00581]	6,260 [0,0437]	2,953 [0,2284]	1,287 [0,5254]
\widehat{R}_2	0,66445	0,71621	0,69266	0,67361	0,683621
$SBIC$	1244,497	1232,025	1234,788	1253,400	1236,990

Los t-ratio se muestran en paréntesis. El p-valor se muestra entre corchetes.

6.3-VALIDACIÓN Y SELECCIÓN DEL MODELO ÓPTIMO.

Tal y como se observa en la tabla 6.1 se han tenido en cuenta 4 modelos anidados al amplio. Los modelos M1, M2 y M3 presentan problemas de normalidad. Se ha intentado resolver los problemas de normalidad de los modelos anteriores introduciendo las variables en términos logarítmicos. A los modelos logarítmicos los vamos a denominar M1', M2' y M3'. Los resultados se muestran en la tabla siguiente:

Tabla 6.2. Estimación y contraste de los modelos anidados.

	M1'	M2'	M3'
$const$	0,00163 (0,5102)	-	-
ΔlC_{t-1}	-0,30539*** (-2,793)	-0,31565*** (-3,195)	-0,27460*** (-2,692)
$\Delta lPIB_t$	1,42453*** (6,510)	1,42159*** (10,62)	1,25733*** (10,03)

$\Delta lPIB_{t-1}$	-0,04070 (-0,1764)	-	-
lR_t	-0,00270 (-0,5333)	-0,00148*** (-2,772)	-
lR_{t-1}	0,00016 (0,03189)	-	-
$LM(1)$	0,52462 [0,469]	0,09530 [0,758]	0,43676 [0,509]
$LM(2)$	1,88935 [0,389]	1,82339 [0,402]	0,56219 [0,755]
$LM(3)$	4,03942 [0,257]	3,5945 [0,309]	0,63470 [0,888]
$LM(4)$	4,24934 [0,373]	3,77651 [0,437]	2,69449 [0,61]
$ARCH(1)$	0,01199 [0,912811]	0,03285 [0,856164]	2,03507 [0,153707]
$ARCH(4)$	3,01096 [0,555993]	4,21517 [0,377669]	2,25356 [0,689237]
$J-B$	7,263 [0,02648]	7,177 [0,02764]	5,847 [0,05375]
\widehat{R}_2	0,66213	0,722538	0,69747
$SBIC$	-552,9637	-565,6253	-562,3476

Los t-ratio se muestran en paréntesis. El p-valor se muestra entre corchetes.

Los modelos M1' y M2' siguen sin pasar el análisis de esfericidad debido a la no normalidad de los residuos. El modelo M3' pasa el análisis de esfericidad e incrementa su poder explicativo.

Se ha intentado corregir el problema de la no normalidad de los residuos mediante la inclusión de una ficticia que toma valor 1 desde la observación 2008:1 hasta el final de la muestra y cero en el resto de los periodos. La ficticia se ha añadido tanto aditivamente como multiplicativamente, pero en la tabla 6.3 solo se presentan los resultados de los modelos esféricos. A los modelos logarítmicos a los que se les ha añadido la ficticia los vamos a denominar, M1'', M2'' y M3''. Los resultados se muestran en la siguiente tabla:

Tabla 6.3. Estimación y contraste de los modelos anidados.

	M1''	M2''	M3''
<i>const</i>	0,00229 (0,7003)	-	-
ΔlC_{t-1}	-0,29884*** (-2,725)	-0,31499*** (-3,178)	-0,32521*** (-3,250)
$\Delta lPIB_t$	1,51799*** (6,282)	1,49218*** (9,093)	1,28223*** (10,59)
$\Delta lPIB_{t-1}$	-0,060434 (-0,2606)	-	-
lR_t	-0,00407 (-0,7703)	-0,00186** (-2,534)	-
lR_{t-1}	0,00062 (0,1206)	-	-
fic	-	-	-0,00271** (-2,623)
fic * $\Delta lPIB_t$	-0,23824 (-0,9168)	-0,18396 (-0,7488)	-
<i>LM(1)</i>	1,00877 [0,315]	0,14876 [0,7]	0,00002 [0,997]
<i>LM(2)</i>	2,15318 [0,341]	1,84928 [0,397]	1,30811 [0,52]
<i>LM(3)</i>	4,38412 [0,223]	3,54884 [0,314]	2,10264 [0,551]
<i>LM(4)</i>	4,58136 [0,333]	3,71767 [0,446]	2,60513 [0,626]
<i>ARCH(1)</i>	0,00580 [0,939309]	0,03275 [0,856393]	0,31197 [0,5764]
<i>ARCH(4)</i>	2,25316 [0,68931]	3,90933 [0,418415]	3,54276 [0,4714]
<i>J-B</i>	5,034 [0,08072]	5,163 [0,07566]	4,787 [0,09129]
\widehat{R}_2	0,66136	0,72086	0,719747
<i>SBIC</i>	-549,5532	-561,8841	-564,8645

Los t-ratio se muestran en paréntesis. El p-valor se muestra entre corchetes.

Al añadir a los modelos M1', M2' y M3' la ficticia, los modelos resultantes (M1'', M2'' y M3'') pasan el contraste de normalidad.

En vista de los criterios de selección¹⁹, atendiendo al \bar{R}^2 , el mejor modelo es el M2'' por ser el que mayor \bar{R}^2 presenta de todos los modelos propuestos.

El modelo M2'' estimado es el siguiente:

$$\Delta\bar{C}_t = -0,315\Delta\bar{C}_{t-1} + 1,492\Delta\bar{PIB}_t - 0,184fic * \Delta\bar{PIB}_t - 0,019\bar{R}_t + u_t$$

(-3,178) (9,093) (-0,7488) (-2,534)

Este modelo indica que la tasa de crecimiento del consumo depende fundamentalmente de la tasa de crecimiento de la renta corriente, pero también de la tasa de crecimiento del consumo del periodo anterior y del tipo de interés. El efecto positivo del crecimiento de la renta corriente en el crecimiento del consumo, con la crisis (a partir de 2008:1) es menor que en el periodo de no crisis. Este función puede aproximarse a la propuesta en la teoría del ciclo vital, dado que depende de las variables renta y tipo de interés.

Atendiendo al criterio SBIC, el mejor modelo es el M3'' por ser el que menor valor SBIC presenta de todos los modelos esféricos propuestos.

El modelo M3'' estimado es el siguiente:

$$\Delta\bar{C}_t = -0,32521\Delta\bar{C}_{t-1} + 1,28223\Delta\bar{PIB}_t - 0,00271fic + u_t$$

(-3,250) (10,59) (-2,623)

Este modelo indica que la tasa de crecimiento del consumo depende fundamentalmente de la tasa de crecimiento de la renta corriente. También depende de la tasa de crecimiento del consumo del periodo anterior. Además, el crecimiento del consumo en el periodo de crisis es menor que el crecimiento del consumo antes de ella, ya que el coeficiente que acompaña a la variable ficticia es negativo para el periodo 2008:1-2015:2.

¹⁹La información teórica sobre los criterios de selección puede encontrarse en el Anexo II.

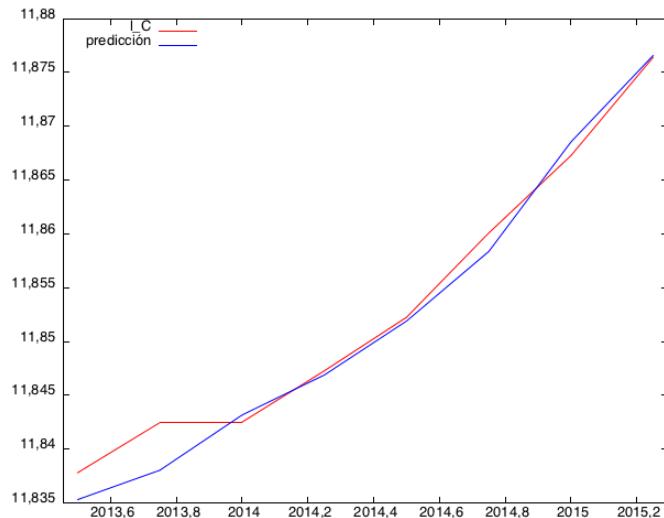
6.4- PREDICCIÓN Y ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS.

Con los dos modelos seleccionados en el apartado anterior, va a llevarse a cabo la predicción. Posteriormente, se comprará la capacidad predictiva de ambos con objeto de seleccionar uno de ellos para obtener predicciones futuras. Para poder llevar a cabo la predicción se va a limitar el rango de la muestra hasta la observación 2013:2 de forma que se va a poder llevar a cabo la predicción de las ocho observaciones siguientes (2013:3-2015:2). La predicción se va a realizar con un nivel de confianza del 95%.

Tabla 6.4.Capacidad predictiva del modelo M2”

	lC_t	$\widehat{lC_t}$	C_t	$\widehat{C_t}$
2013:3	11,838	11,835	137310,491	138041,825
2013:4	11,842	11,838	139030,971	138418,9175
2014:1	11,842	11,843	139030,832	139130,831
2014:2	11,847	11,847	139702,438	139649,0823
2014:3	11,852	11,852	140399,471	140349,497
2014:4	11,860	11,858	141502,972	141259,655
2015:1	11,8673	11,868	142524,330	142704,880
2015:2	11,876	11,876	143831,823	143855,557

Dado que se dispone de datos hasta el 2015:2 se puede evaluar la calidad de las predicciones obtenidas con nuestro modelo. Se va a utilizar como criterio el error absoluto porcentual medio.



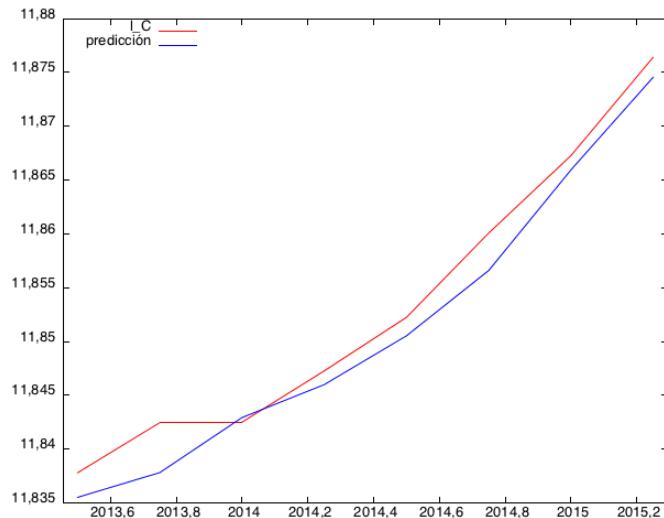
$$EAPM(H) = \frac{1}{H} \sum_{l=1}^H \frac{|\widehat{C}_{t+1} - C_{t+1}|}{C_{t+1}} \times 100$$

$$EAPM(8) = 0,012151 \%$$

Tabla 6.5. Capacidad predictiva del modelo M3''

	lC_t	\widehat{lC}_t	C_t	\widehat{C}_t
2013:3	11,838	11,835	138386,946	138071,093
2013:4	11,842	11,838	139030,971	138388,47
2014:1	11,842	11,843	139030,832	139098,000
2014:2	11,847	11,846	139702,438	139524,431
2014:3	11,852	11,850	140399,471	140158,611
2014:4	11,860	11,856	141502,972	141011,821
2015:1	11,867	11,866	142524,330	142334,756
2015:2	11,876	11,874	143831,823	143563,970

La capacidad predictiva utilizando el porcentaje de error absoluto medio es:



$$EAPM(H) = \frac{1}{H} \sum_{l=1}^H \frac{|\widehat{C}_{t+1} - C_{t+1}|}{C_{t+1}} \times 100$$

$$EAPM(8) = 0,017995\%$$

Se observa que ambos modelos se ajustan adecuadamente a la evolución del consumo real dado que sus errores porcentuales medios son muy bajos, lo que indica que su capacidad predictiva es buena. En vista del menor porcentaje de error absoluto medio del modelo M2'', este será el modelo elegido para futuras predicciones. Por lo que las principales variables que determinan el consumo en España en los últimos años son la renta, el tipo de interés y el consumo del periodo anterior. Estas variables guardan relación con la Teoría del Ciclo Vital si se introduce la dependencia de consumos anteriores.

7-CONCLUSIONES

A través del estudio de las diversas teorías del consumo surgidas a lo largo del siglo XX y de los estudios empíricos que surgen tras la Teoría del Ciclo Vital y la Renta Permanente para dar evidencia a favor o en contra de las mismas, se han establecido cuales son los principales determinantes del consumo de la familias. Estos determinantes han quedado definidos a través de una relación genérica en la que se esperaba que el consumo dependiera de la renta disponible, tanto de la del periodo actual como de la de periodos anteriores, del consumo del periodo anterior y del tipo de interés. Otras variables que resultan relevantes en el análisis del consumo, de acuerdo a la teoría, como son la riqueza o la renta laboral no han sido incluidas por su dificultad de medición. No obstante dadas las características de las mismas se espera que tengan cabida dentro de la renta disponible.

Tras haber establecido la relación genérica anterior y con objeto de estudiar los principales determinantes del consumo en España en los últimos años, se han obtenido los datos correspondientes a las variables para el periodo 1996:1-2015:2. Con ellos, se ha llevado a cabo un estudio empírico en el que a través de métodos econométricos se ha demostrado cuales son las variables que mejor explican las decisiones de consumo de las familias españolas.

Las conclusiones a las que se ha llegado a través del estudio empírico son que el principal determinante del consumo de las familias es su renta disponible, cuya aportación al crecimiento del consumo en el periodo de crisis es menor que en el periodo anterior a ésta; y que alejándonos de la teoría keynesiana también son otras las variables que determinan el comportamiento del consumo como son el tipo de interés real y el consumo de periodos anteriores. De forma que la función de consumo de las familias españolas en el periodo reciente puede aproximarse a la de la teoría del ciclo vital si incluimos la dependencia del consumo del periodo anterior. Sin embargo, no se ha encontrado similitud con las funciones propuestas por otras teorías como la teoría de la renta permanente, ya que el consumo no depende de las rentas de periodos anteriores; ni con la propuesta de Hall, ya que aunque el consumo no depende únicamente del consumo del periodo anterior.

Por último, una vez definida la función de consumo que explica el comportamiento del consumo actual, se ha llevado a cabo la predicción del mismo, del que se espera que siga creciendo. Además, para el trimestre próximo, haciendo supuestos sobre la renta y el tipo de interés, se podrá obtener el consumo.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS.

ANDRÉS, J. , CUTANDA, A. Y DOMÉNECH, R. (1996): “*Los Determinantes del Ahorro y su Influencia en el Crecimiento Económico.*” DT 96-07. Universidad de Valencia, Departamento de Análisis Económico.

AYUDA, M. I. y APARICIO, M. T. (2013-2014): “*Apuntes de Econometría II.*” Universidad de Zaragoza.

- AZNAR, A. (2012): “*Curso de Econometría*”, Copy Center Digital.
- BIELSA, J. y SANSO, M. (2014-2015): “*Apuntes de Macroeconomía III.*” Universidad de Zaragoza.
- BLINDER, A. (1977): “*Temporary Taxes and Consumer Spending.*” Mimeo graphed. Inst. Advanced Studies.
- CAMPBELL, J. I. Y MANKIW, N. G. (1990): “*Permanent Income, Current Income and Consumption.*” Journal of Business & Economic Statistic. Vol. 8, 3.
- CAMPBELL, J. I. y MANKIW, N. G. (1991): “*The Response of Consumption to Income. A Cross-Country Investigation.*” European Economic Review, 35, 723-767.
- DARBY, M. R. (1972): “*The Allocation of Transitory Income Among Consumers' Assets.*” A.E.R 62, 928-41.
- DEATON, A. (2005): “*Franco Modigliani and the Life Cycle Theory of Consumption.*”; Banca Nazionale Del Lavoro Quarterly Review 58 (233-234), 91-107.
- DUESENBERRY, J (1949): “*La Renta, el Ahorro y la Teoría del Comportamiento de los Consumidores.*” Alianza Editorial, D.L. Madrid, 1967.
- FEDERACIÓN DE CAJAS DE AHORROS VASCO-NAVARRAS(1995) : “*El Papel del Ahorro e Inversión en el Desarrollo Económico*”. Vitoria-Gasteiz. Ekonomi Gerizan;1
- FLAVIN, M. (1981): “*The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Income.*” Journal of Political Economy, vol. 89, 5, 974-1009.
- FRIEDMAN, M. (1957): “*Una Teoría de la Función de Consumo.*” Alianza Editorial. Madrid, 1985.
- FRIEDMAN, M. Y BECKER, G. S. (1957): “*A Statistical Illusion in Judging keynesian Models.*” J.P.E. 65, 1, 64-75.
- GALÍ, J. (1990): “*Finite Horizons, Life-Cycle Savings, and Time-Series Evidence on Consumption.*” Journal of Monetary Economics, 26, 433-452.

GAMBAU, B. (2014): “*Los Determinantes de la Función de Consumo: Teoría económica y demostración empírica*”. Universidad de Zaragoza.

HALL, R. E. (1978): “*Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence*,” *Journal of Political Economy*, 86(6), 971–87.

HAAVELMO, T. (1943): “*The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations*.” *Econometrica* 11, 1-12.

KEYNES, J. M. (1936): “*La Teoría General del Empleo, el Interés y el Dinero*.” Fondo de Cultura Económica. México, 1970.

MISHKIN, F. (1976): “*Illiquidity, Consumer Durable Expenditure, and Monetary Policy*”. *AER* 66, 642-54.

NELSON, C. R. (1987): “*A Reappraisal of Recent Tests of the Permanent Income Hypothesis*.” *Journal of Political Economy*, 95, 641-646.

SIMS, C. (1980): Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48.

TOBIN, J. Y DOLDE, W. (1971): “*Wealth, Liquidity, and Consumption*” In Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages. Conference Series, 5. Federal Reserve Bank of Boston.

VILLANUA, I. Y AYUDA, M. I. (2013-2014): “*Apuntes de Econometría I*.” Universidad de Zaragoza.

ANEXO I

Tabla A1.1. Puntos críticos para el contraste de cointegración.

Número de Variables	Tamaño Muestral	CRDW	DF	DFA
2	50	0,72	-3,67	-3,29
	100	0,38	-3,37	-3,17
	200	0,20	-3,37	-3,25
3	50	0,89	-4,11	-3,75
	100	0,48	-3,93	-3,62
	200	0,25	-3,78	-3,78
4	50	1,05	-4,35	-3,98
	100	0,58	-4,22	-4,02
	200	0,30	-4,18	-4,13
5	50	1,19	-4,76	-4,15
	100	0,68	-4,58	-4,36
	200	0,35	-4,48	-4,43

Fuente: Para el CRDW obtenidos de Sargan y Bhangava (1983) y para DF y DFA de Engle y Yoo (1987)

ANEXO II

Contraste ARCH de homocedasticidad

Se dice que un modelo lineal general presenta heteroscedasticidad cuando la varianza de la perturbación aleatoria de dicho modelo no se mantiene constante para todas las observaciones muestrales consideradas. Para contrastar la hipótesis de homocedasticidad se va a utilizar el contraste ARCH (p).

Este contraste se utiliza para modelos con datos de series de temporales.

En general, la hipótesis alternativa se basa en ARCH (p), en nuestro caso se contrasta ARCH (1) y ARCH (4):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p u_{t-p}^2$$

Lo que quiere decir que la varianza depende de las varianzas de periodos anteriores, siguiendo un proceso autorregresivo de orden p.

i) Hipótesis nula y alternativa

$$H_0: \sigma_t^2 = \alpha_0 \quad \forall t \rightarrow \text{Homocedasticidad} \rightarrow \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_p = 0$$

$$H_1: \sigma_t^2 \neq \alpha_0 \quad \forall t \rightarrow \text{Heterocedasticidad} \rightarrow \text{algún } \alpha_i \neq 0$$

ii) Construcción del estadístico

1. Se estima el modelo por MCO, se obtiene el residuo y se eleva al cuadrado \hat{u}_t^2 .
2. Se estima la regresión auxiliar

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p \hat{u}_{t-p}^2 + v_t$$

Se obtiene el $R^2 \rightarrow LM = TR^2 \approx \chi^2(p)$

iii) Estrategia de contraste. Fijado un nivel de significación ε , en nuestro caso $\varepsilon = 0,05$:

$$\begin{cases} \text{si } LM < \chi^2_\varepsilon(p) \rightarrow \text{Homocedasticidad} \\ \text{si } LM > \chi^2_\varepsilon(p) \rightarrow \text{Heterocedasticidad} \end{cases}$$

Existe autocorrelación cuando los términos de la perturbaciones aleatorias correspondientes a diferentes observaciones están correlacionadas. Se va a utilizar el contraste LM de Breusch-Godfrey y el contraste Ljung-Box.

Contraste LM de Breusch-Godfrey

Dado un sistema dinámico, en nuestro caso:

$$\Delta C_t = \alpha + \beta_i \Delta C_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \gamma_i \Delta PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \delta_i R_{t-i} + u_t$$

$$\begin{cases} u_t = p_1 u_{t-1} + p_2 u_{t-2} + \dots + p_p u_{t-p} + \varepsilon_t \\ u_t = \varepsilon_t + p_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + p_p \varepsilon_{t-p} \end{cases}$$

i) Hipótesis nula y alternativa

$$H_0: p_1 = \dots = p_p = 0 \text{ No autocorrelación}$$

$$H_1: \text{Autocorrelación}$$

En nuestro caso de $p=1$ hasta $p=4$

ii) Construcción de estadístico

1. Se estima por MCO el modelo dinámico y se obtienen los residuos \hat{u}_t .
2. Se calcula el R^2 de la siguiente regresión:

$$\hat{u}_t = \alpha + \delta_i \Delta C_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \beta_i \Delta PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \gamma_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \tau_i \hat{u}_{t-i} + \eta_t$$

3. Cálculo del estadístico

$$LM(p) = TR^2 \bar{as} \chi^2_\varepsilon(p)$$

iii) Estrategia de contraste. Fijado un nivel de significación ε , en nuestro caso $\varepsilon = 0,05$:

$$\begin{cases} \text{si } LM < \chi^2_\varepsilon(p) \rightarrow \text{No Autocorrelación de orden } p \\ \text{si } LM > \chi^2_\varepsilon(p) \rightarrow \text{Autocorrelación de orden } p \end{cases}$$

Contraste Ljung-Box

i) Hipótesis nula y alternativa

H_0 : *No autocorrelación de orden m*

H_1 : *Autocorrelación de orden m*

En nuestro caso de m=1 hasta m=4

ii) Cálculo del estadístico

$$Q^*(m) = T(T + 2) \frac{\sum_{j=1}^m r_j^2(\widetilde{u})}{T - j} \widetilde{as} \chi_{\varepsilon}^2(m - k)$$

Donde T es el número total de observaciones y k el número de parámetros y r_j el coeficiente de autocorrelación.

iii) **Estrategia de contraste.** Fijado un nivel de significación ε :

$$\begin{cases} \text{si } Q^*(m) < \chi_{\varepsilon}^2(m - k) \rightarrow \text{No Autocorrelación de orden m} \\ \text{si } Q^*(m) > \chi_{\varepsilon}^2(m - k) \rightarrow \text{Autocorrelación de orden m} \end{cases}$$

Contraste de Normalidad de Jarque-Bera

Existen problemas de normalidad cuando la perturbación aleatoria del modelo no se distribuye como una Normal.

i) Hipótesis nula y alternativa

H_0 : *Normalidad*

H_1 : *No Normalidad*

ii) Cálculo del estadístico

$$JB = T \left[\frac{g_1^2}{6} + \frac{g_2^2}{24} \right] \widetilde{as} \chi_{\varepsilon}^2(2)$$

Donde g_1 y g_2 son los coeficientes de asimetría y de curtosis de los residuos MCO, respectivamente:

$$g_1 = \frac{\sum \hat{u}_t^3}{\tilde{\sigma}^3}; \quad g_2 = \frac{\sum \hat{u}_t^4}{\tilde{\sigma}^4}$$

iii) **Estrategia de contraste.** Fijado un nivel de significación ε :

$$\begin{cases} \text{si } JB < \chi^2_{\varepsilon}(2) \rightarrow \text{Normalidad} \\ \text{si } JB > \chi^2_{\varepsilon}(2) \rightarrow \text{No Normalidad} \end{cases}$$

Coeficiente de determinación corregido

El coeficiente de determinación R^2 es un indicador de dispersión relativa. Mide el porcentaje de la variación de la variable endógena que viene explicado por el modelo. Se trata, por tanto, de una medida de bondad de ajuste. Al incorporar más variables a un modelo lineal general, el R^2 aumenta o se mantiene igual, pero nunca disminuye, aunque las nuevas variables no aporten nada. Para resolver este problema se utiliza el coeficiente de determinación corregido \bar{R}^2 que viene dado por la siguiente expresión:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{T-1}{T-k}(1-R^2)$$

donde T es el número de observaciones y k el número de parámetros del modelo.

Criterio Bayesiano de Schwarz (SBIC)

Este criterio sirve para seleccionar el mejor modelo entre un conjunto de modelos que sean esféricos. El mejor modelo es aquel que menor valor SBIC tiene. El criterio Bayesiano de Schwarz viene dado por la siguiente expresión:

$$SBIC_i = \ln \tilde{\sigma}_i^2 + \frac{k_i \ln T}{T}$$

donde T es el número de observaciones, k el número de parámetros y $\ln \tilde{\sigma}_i^2$ es el logaritmo de la función de verosimilitud del modelo.

ANEXO III

Selección del orden de retardo del VAR.

Sistema VAR, máximo orden de retardos 4					
Los asteriscos de abajo indican los mejores (es decir, los mínimos) valores de cada criterio de información, AIC = criterio de Akaike, BIC = criterio bayesiano de Schwarz y HQC = criterio de Hannan-Quinn.					
retardos	log.veros	p(RV)	AIC	BIC	HQC
1	-1166,34426		32,173815	32,424825*	32,273847*
2	-1161,97322	0,06788	32,163650*	32,540164	32,313697
3	-1159,86598	0,37776	32,215506	32,717525	32,415569
4	-1154,72109	0,03582	32,184139	32,811663	32,434218