



Universidad
Zaragoza

Trabajo Fin De Grado

Estudio de la función de consumo familiar en la economía
española

Autor:

Santiago Borja Estaún Farina

Director:

Javier Nievas López

Facultad De Economía y Empresa – Zaragoza

2016

Autor del trabajo: Santiago Borja Estaún Farina

Director del trabajo: Javier Nievas López

Título del trabajo: Estudio de la función de consumo familiar en la economía española

Titulación a la que está vinculado el trabajo: Administración y Dirección de Empresas

RESUMEN

Este trabajo trata sobre el comportamiento del consumo familiar en España y las variables que lo determinan. Primero hemos estudiado las diferentes teorías propuestas por algunos de los economistas más importantes: el consumo intertemporal de Fisher, la función de consumo keynesiana, la teoría del ciclo vital y la de la renta permanente. En segundo lugar, se ha realizado un estudio empírico con datos de la economía española para determinar el grado de relación entre el consumo y sus variables explicativas. Se han tomado datos desde el primer trimestre de 1991 hasta el primero de 2016. Tras analizar que las variables son no estacionarias y que por lo tanto pueden estar cointegradas, no se ha encontrado ninguna relación de cointegración a largo plazo entre ellas, de manera que se ha procedido a estimar una serie de modelos en primeras diferencias y con retardos para analizar los efectos a corto plazo entre distintos subconjuntos de nuestras variables. El modelo finalmente seleccionado nos muestra una débil relación de los retardos de la renta disponible y de la riqueza de las familias sobre el consumo, aunque su capacidad predictiva es buena, ya que comete un bajo porcentaje de error.

SUMMARY

The essay analyses the behaviour of Spanish household consumption and the variables that determine this behavior. First, an observation about different theories, proposed by some of the most reputed economists was made such as: the intertemporal consumption theory by Fisher, the Keynesian consumption function, the life cycle theory and the permanent rent. Secondly, an empirical research was conducted using Spanish economy data, in order to determine the relationship degree between consumption and its explaining variables, from the period between the first quarter of 1991 to the first quarter of 2016. Once the no stationarity of variables was analyzed and thus, they may be cointegrated, the analysis concluded that long-term cointegration is not present. Then a series of models were estimated through first differencing and using one lag for each variable to derive the short-term effects among a different subset of variables. Finally, the chosen model shows weak relationship of the lagged disposable income and household wealth to consumption. However, its predictive capacity is good due to its low percentage error.

ÍNDICE

1. PRESENTACIÓN DEL TRABAJO	4
2. LAS TEORÍAS ECONÓMICAS DEL CONSUMO.....	4
2.1 MODELO DE IRVING FISHER: ELECCIÓN INTERTEMPORAL (1930)	5
2.1.1 Modelo con precios constantes.....	6
2.1.2 Modelo con precios variables.....	7
2.2 MODELO DE JOHN MAYNARD KEYNES: CONSUMO Y RENTA DISPONIBLE (1936).....	9
2.3 MODELO DE FRANCO MODIGLIANI: LA HIPÓTESIS DEL CICLO VITAL (1950's).....	11
2.4 MODELO DE MILTON FRIEDMAN: HIPÓTESIS DE LA RENTA PERMANENTE (1957).....	14
2.5 MODELO FINAL.....	16
3. BASE DE DATOS	17
4. ESTIMACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE CONSUMO PARA ESPAÑA	19
4.1 ESTUDIO INDIVIDUAL DE LAS SERIES.....	19
4.1.1 Consumo	20
4.1.2 Renta disponible.....	22
4.1.3 Tipo de interés real.....	25
4.1.4 Riqueza no humana	27
4.1.5 Resumen del análisis	29
4.2 ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN	29
4.3 ESTIMACIÓN Y SELECCIÓN DE MODELOS A CORTO PLAZO	35
4.4 PREDICCIÓN	39
5. CONCLUSIONES.....	40
6. BIBLIOGRAFÍA.....	41
7. ANEXOS	41

1. PRESENTACIÓN DEL TRABAJO

La crisis económica actual y los problemas económicos que ésta provoca en empresas y ciudadanos han hecho que el gobierno busque soluciones de carácter macroeconómico para conseguir tasas de crecimiento que ayuden a los españoles a salir de la misma. Una solución posible es la de estimular el consumo privado para conseguir la reactivación de la economía, estableciendo políticas que aumenten la renta disponible de las familias, bien reduciendo impuestos, aumentando las transferencias a las familias o creando las condiciones para que los ingresos del trabajo sean estables a lo largo del tiempo. El consumo privado representa entre el 60% y 70% de la demanda agregada en España y es la variable más estable de todas las que inciden en dicha demanda.

Por las razones anteriores es de especial importancia realizar un estudio del consumo agregado de la economía. Este trabajo se centra en el estudio del mismo y será realizado a través de dos vías:

En primer lugar, el análisis de algunas teorías económicas que han sido formuladas a lo largo de la historia para explicar el consumo, lo cual aportará una idea general de cuáles son las principales variables que inciden en el consumo privado.

A continuación, se procederá a realizar un análisis econométrico de esas teorías del consumo, usando datos de la economía española, para intentar acercarnos a las variables que tengan una mayor importancia estadística en la explicación del consumo.

2. LAS TEORÍAS ECONÓMICAS DEL CONSUMO

Definimos el consumo privado como el gasto total que realizan los individuos y las familias de una economía en la compra de bienes y servicios para satisfacer sus necesidades inmediatas. Éste se puede destinar al consumo de bienes duraderos (coches, electrodomésticos, etc.), consumo de bienes no duraderos (alimentos, energía, etc.) y servicios de consumo (ocio, culturales, financieros, etc.). También se podría estudiar el consumo público que realiza el Estado, pero en este trabajo no es objeto de análisis al centrarnos en el comportamiento del sector privado.

Las teorías del consumo pueden tener un enfoque microeconómico o macroeconómico. Como en este trabajo se van a utilizar datos macroeconómicos en el estudio econométrico, los modelos que tengan un enfoque microeconómico deberán ser trasladados a un enfoque macro lo más parecido posible al enfoque econométrico que pretendemos.

2.1 MODELO DE IRVING FISHER: ELECCIÓN INTERTEMPORAL (1930)

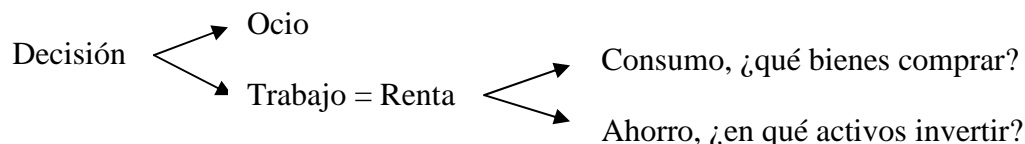
Irving Fisher desarrolló la teoría de la elección intertemporal en su libro Teoría de interés (1930). Contrariamente a Keynes, que relaciona el consumo con el ingreso corriente, el modelo de Fisher mostró cómo los consumidores racionales eligen el consumo para el presente y futuro, siendo previsores e intentando maximizar su satisfacción a lo largo de la vida. La elección del consumidor está sujeta a la Restricción Presupuestaria Intertemporal, una medida de la distribución del total de recursos disponibles para el consumo presente y futuro. Para Fisher, el consumo actual depende sólo del valor presente de la renta que obtendrá un individuo a lo largo de su vida.

El enfoque dado por Fisher es microeconómico, ya que sólo se centra en el comportamiento de un individuo, no de un grupo amplio de agentes. Por tanto, al final de este modelo, se formulará una función económica lo más ajustada posible a las definiciones dadas por Fisher en su teoría, pero con enfoque macroeconómico.

Según esta teoría, un consumidor típico que piensa en dos periodos debe tener en cuenta cuánto consumir hoy, cuánto consumir mañana y cuánto necesita ahorrar hoy. Los individuos podrán ahorrar para traspasar renta presente al futuro. Del mismo modo, podrán también endeudarse para traspasar renta futura al presente. Además, conocen sus ingresos futuros y sus preferencias presentes y futuras. Asumimos que el individuo consume un bien en cada periodo.

El objetivo final de un individuo es calcular la combinación de consumo presente y futuro que maximice su función de utilidad, dados los niveles de renta presente y futura. El punto de partida para la consecución de este objetivo son las preferencias de los individuos y su restricción presupuestaria, maximizando matemáticamente una función que representa la

utilidad del individuo, sujeta a la restricción presupuestaria. De esta manera conseguiremos una Asignación Óptima Intertemporal.



Este proceso se puede hacer suponiendo que los precios de la economía son constantes o variables.

2.1.1 Modelo con precios constantes

Formalmente, hay que maximizar la función de utilidad $U(C_t, C_{t+1})$, sujeta a la siguiente restricción intertemporal:

$$C_t + \frac{1}{1+r_t} \cdot C_{t+1} = yd_t + yd_{t+1} \cdot \frac{1}{1+r_t} \quad (1)$$

Donde,

r_t : tipo de interés real por prestar dinero (sin efecto de los precios)

C_t : consumo del periodo actual / C_{t+1} : consumo del periodo siguiente

yd_t : renta disponible de las familias en el periodo actual / yd_{t+1} : renta disponible de las familias en el periodo siguiente

La restricción (1) muestra cómo el consumo actual total $(C_t + \frac{1}{1+r_t} \cdot C_{t+1})$, es equivalente al valor presente de la renta $(yd_t + yd_{t+1} \cdot \frac{1}{1+r_t})$. Por tanto, se puede concluir que el consumo presente y futuro de un agente será decidido en función de su renta presente y futura.

El proceso maximizador de la utilidad del consumidor, sujeto a la restricción presupuestaria intertemporal, conduce a una función de consumo actual que depende de la renta actual y futura y el propio consumo futuro, junto al tipo de interés.

$$C_{t+1} = C(yd_t, yd_{t+1}, C_t, r_t)$$

Para realizar un estudio macroeconómico medible tomaremos los periodos futuros como actuales, por lo que la función de consumo quedará así:

$$C_t = C(yd_t, yd_{t-1}, C_{t-1}, r_{t-1})$$

$$C'_{yd} > 0, C'_{C,t-1} > 0, C'_{r,t-1} < 0$$

Según Fisher, en la función anterior, la renta disponible corriente afecta positivamente al consumo de las familias. Además, muestra que los individuos no sólo tienen en cuenta la renta disponible del periodo pasado (yd_{t-1}), sino también la renta disponible del periodo actual (yd_t). Un aumento de la renta disponible en el periodo actual provocaría un aumento del poder adquisitivo de las familias en dicho periodo, provocando a su vez el aumento del consumo. Por lo tanto, la renta disponible tiene un efecto positivo sobre el consumo.

Respecto al tipo de interés, un aumento de los tipos de interés en el periodo anterior (r_{t-1}), aumenta las probabilidades de que los individuos ahorren en el periodo anterior y puedan consumir más en el periodo actual. Por lo tanto, el tipo de interés guarda una relación negativa con el consumo.

Finalmente, respecto al propio consumo, un aumento del consumo privado en el periodo anterior (C_{t-1}), aumenta las posibilidades del crecimiento de la inversión empresarial, que a su vez hará aumentar el PIB. Por el efecto multiplicador también aumentará la renta disponible de las familias y con ello el consumo del periodo actual (C_t).

2.1.2 Modelo con precios variables

Fisher plantea también las consecuencias del efecto de los precios mediante la formulación de la siguiente restricción:

$$P_t = P_{t-1} + \pi \cdot P_{t-1} = (1 + \pi) \cdot P_{t-1} \quad (2)$$

Donde,

P_t : nivel de precios del periodo actual

P_{t-1} : nivel de precios del periodo anterior

π : tasa de inflación entre el periodo t-1 y t, definida como $\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$

También habrá que tener en cuenta la diferencia entre el tipo de interés real (r_t) y el tipo de interés nominal (R_t), de forma que:

$$1 + r_t = \frac{1 + R_t}{1 + \pi} \rightarrow r_t \approx R_t - \pi_t \quad (3)$$

En este segundo caso, el proceso de maximización de la utilidad sujeto a la consideración de los precios nos lleva a una función de consumo como la siguiente:

$$C_t = C(yd_t, yd_{t-1}, C_{t-1}, R_{t-1}, \pi_{t-1})$$

$$C'_{yd} > 0, C'_{R,t-1} < 0, C'_{\pi,t-1} < 0, C'_{C,t-1} > 0$$

En esta función, un incremento de la tasa de inflación provocaría el descenso del consumo. Económicamente, se puede entender que un incremento de la inflación o de los precios, provoca en los agentes una disminución de su renta disponible futura (poder adquisitivo) y por tanto, una reducción del consumo actual y futuro. Por lo tanto, el efecto de la inflación sobre el consumo es negativo.

Como resumen de esta teoría se han podido extraer dos funciones de consumo, una a precios constantes y otra a precios variables, mediante las cuales se han podido analizar cinco variables importantes que inciden en el consumo: la renta disponible presente y pasada, el consumo presente, el tipo de interés nominal y la tasa de inflación.

Al final del análisis de las teorías del consumo se formulará una función econométrica en la que se introducirán todas las variables que influyen en el consumo.

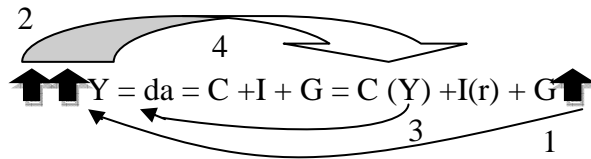
2.2 MODELO DE JOHN MAYNARD KEYNES: CONSUMO Y RENTA DISPONIBLE (1936)

La Gran Depresión de 1929 golpeó a la economía americana de forma rápida e inesperada. Gran parte de las economías occidentales se estancaron en un equilibrio macroeconómico donde el nivel de Producto Nacional estaba muy por debajo del potencial. Frente a esta situación, la teoría clásica acerca de las fluctuaciones agregadas fue obviamente puesta en duda y surgieron nuevas teorías acerca del equilibrio económico y del desempleo. El mayor aporte fue el del economista británico John Maynard Keynes, quien resaltó que podían existir razones para creer que una economía podría estancarse en un equilibrio en que el nivel de producto estuviera muy por debajo de su nivel de pleno empleo. El modelo keynesiano del equilibrio macroeconómico asume que, dada la existencia de salarios nominales rígidos a la baja, el mecanismo de autocorrección de la economía no será capaz de restaurar automáticamente el pleno empleo en el caso de que la demanda agregada caiga. Es por ello que sería necesario tomar medidas correctoras para restaurar el nivel de demanda agregada mediante la responsabilidad del gobierno, que debería aumentar el gasto fiscal cada vez que fuese necesario para mantener un crecimiento continuado.

Keynes desarrolló la demanda agregada, compuesta por los cuatro componentes que son a la vez elementos del producto nacional: consumo privado, demanda de inversión, gasto público y las exportaciones netas. Al considerar una economía cerrada sin relaciones comerciales ni financieras con el exterior, queda una función de demanda agregada como ésta:

$$Y = da = C + I + G$$

El componente más significativo de la demanda agregada es sin duda el consumo. Como se ha comentado anteriormente, según Keynes el gasto público debe ser el iniciador de los efectos multiplicadores que reactiven la economía. Dado que para Keynes el consumo depende de la renta disponible y que el equilibrio de la economía se da cuando la renta o producción se iguala a la demanda agregada, un incremento del gasto público tendrá un efecto multiplicador sobre la renta:



Como se puede observar, el aumento del gasto público por parte del gobierno (1), incrementa la renta (2), lo que hace incrementar la renta disponible de las familias, aumentando de esa manera el consumo (3) y por ende, la renta de nuevo (4).

Como hemos señalado, para Keynes la renta disponible es el determinante principal del consumo. Es decir, el consumo está básicamente determinado por el nivel de ingreso del mismo periodo. En otras palabras, el consumo actual depende sólo de la renta actual.

Representamos la función de consumo como:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot yd_t \quad (4)$$

$$\beta_0 > 0$$

$$0 < \beta_1 < 1$$

Donde,

β_0 : Consumo autónomo, es la parte del consumo que no depende de la renta disponible. Es lo que consumirían los individuos si su renta disponible fuera igual a cero en el año actual.

β_1 : Propensión marginal a consumir. Se puede definir como el incremento en el consumo agregado producido por cada unidad que aumenta la renta disponible. Para Keynes dicha propensión es mayor que cero y menor que uno. Esto implica que cuando aumenta la renta disponible, una parte de ésta se consume y otra se ahorra.

$yd =$ renta disponible $= Y - T$, donde Y es la renta y T son los impuestos pagados por las familias menos las transferencias del Estado recibidas.

La función de consumo keynesiana se puede expresar como:

$$C_t = C(yd_t) \quad C'_{yd} > 0$$

Según lo explicado, un mayor poder adquisitivo aporta una mayor posibilidad de aumentar el consumo, por tanto, existirá una relación positiva entre renta disponible y consumo.

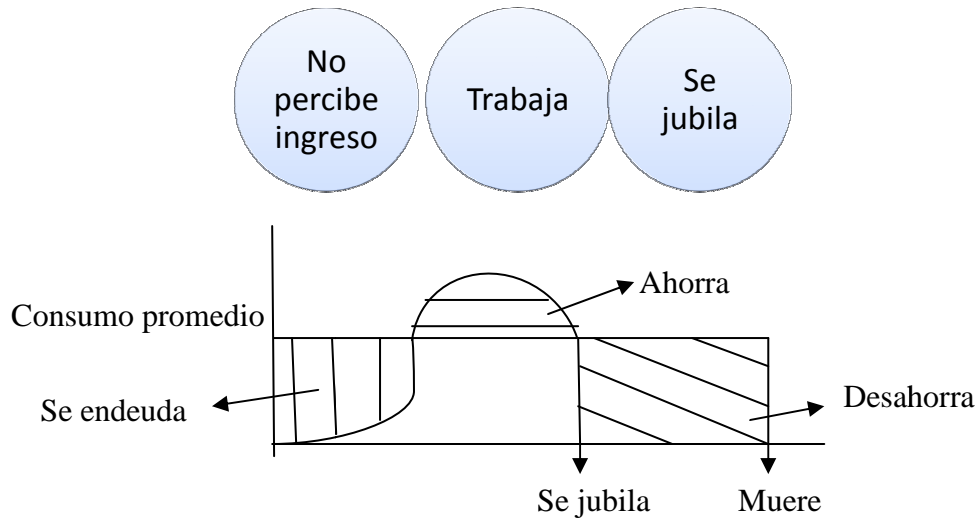
2.3 MODELO DE FRANCO MODIGLIANI: LA HIPÓTESIS DEL CICLO VITAL (1950's)

Franco Modigliani, fue Premio Nobel de Economía en 1985 y galardonado por sus grandes aportaciones a la teoría macroeconómica y al mundo de las finanzas. Este economista tenía una fuerte admiración por Keynes y en su intento de mejorar sus trabajos surgió la teoría del consumo del ciclo vital.

La hipótesis del ciclo vital, desarrollada por Modigliani en su libro *The review of Economic Studies* (1966), describe cómo una persona sigue un ciclo en el que al nacer no percibe ingresos, la etapa de madurez es donde más gana y después, al envejecer, vuelve a quedarse sin ingresos. A partir de aquí, Modigliani busca una explicación sobre cómo dicho individuo consigue un consumo constante a lo largo de su vida. Al desarrollar la hipótesis del ciclo vital se destaca que la renta del individuo evoluciona de forma bastante predecible a lo largo del tiempo, de modo que el consumidor utiliza el ahorro y el desahorro para suavizar su senda de consumo.

El agente, en vez de limitarse a consumir en cada período la renta correspondiente al mismo, puede endeudarse en los primeros años de su vida activa, consumiendo por encima de su renta; ahorra en los períodos de renta más alta y desahorra en la jubilación, tal como se aprecia en el Gráfico 1.

Gráfico 1. Consumo de los individuos a lo largo de su vida



Para elaborar un modelo sencillo y medible se supondrá un contexto sin incertidumbre y bajo el supuesto de expectativas racionales. A partir de un análisis microeconómico se planteará una teoría que determinará el consumo a lo largo de la vida del sujeto. Más tarde, se procederá a la agregación para conseguir un modelo macroeconómico. A partir de lo descrito anteriormente se puede expresar el consumo del individuo en el periodo t como sigue:

$$C_t = K \cdot Riq_t \quad (5)$$

Donde C_t es el consumo en t de un individuo, K es un parámetro que depende del tipo de interés real, gustos y años de vida que le quedan al individuo. Riq_t es la riqueza del individuo.

La ecuación (5) indica que el consumo del agente es proporcional al valor de su riqueza. Modigliani trata de precisar mejor el valor de la riqueza definiéndola en función de su renta actual, pasada y esperada:

$$Riq_t = yd_{t-1} + yd_t + \sum \frac{yd^e}{(1+r_t)} \quad (6)$$

Donde,

$yd_{t-1} \rightarrow$ Suma de la renta acumulada hasta el final del periodo t-1.

$yd_t \rightarrow$ Renta laboral disponible en el periodo t.

$\sum \frac{yd^e}{(1+r_t)}$ \rightarrow Valor actual de los ingresos por trabajo que se esperan percibir a lo largo de la vida.

$r_t \rightarrow$ Tipo de interés real

Para Modigliani el consumo de un individuo viene determinado por los activos acumulados hasta el periodo anterior, la renta actual, las rentas venideras actualizadas al momento actual y el tipo de interés. Los activos acumulados hasta el período anterior incluyen como rentas del periodo vital la riqueza que cada individuo pueda tener en su haber. Esta riqueza, para Modigliani, sólo engloba las rentas percibidas netas a lo largo de su vida. Las rentas futuras se estiman por simplificación, mediante los salarios en el momento t, debido a la imposibilidad de obtenerlos de diferente manera.

Dado que $\sum \frac{yd^e}{(1+r_t)}$ es una magnitud no observable, se aproxima como una proporción de la renta actual:

$$\sum \frac{yd^e}{(1+r_t)} \approx \alpha \cdot yd_t + \beta \cdot r_t \quad (7)$$

Sustituyendo las ecuaciones (6) y (7) en (5) obtenemos una función de consumo del tipo:

$$C_t = K \cdot [yd_{t-1} + (1 + \alpha) \cdot yd_t + \beta \cdot r_t] \quad (8)$$

Bajo determinados supuestos podemos pasar del análisis microeconómico del agente representativo a la agregación para todos los consumidores de la economía. En general, el

parámetro K es diferente entre agentes económicos, de modo que para proceder a la agregación es necesario introducir supuestos relativos al comportamiento de los sujetos dependiendo de los diferentes grupos de edad y de la distribución de la riqueza y renta. Si suponemos que K se mantiene invariante en el tiempo, se puede agregar y obtener la siguiente función de consumo agregado:

$$C_t = C(yd_t, yd_t^e, yd_{t-1}, r_t)$$

Donde ahora yd_t , yd_t^e y yd_{t-1} son las variables agregadas renta, renta esperada y renta acumulada hasta el periodo anterior, respectivamente. El tipo de interés (r_t), es la única variable medible a nivel agregado del parámetro K y afectará negativamente al consumo agregado, ya que si suponemos $yd_t^e = \alpha \cdot yd_t$, entonces:

$$C_t = C(yd_t, yd_{t-1}, r_t)$$

Cualquier renta presente y pasada mantiene una relación directa con el consumo, tal y como se ha visto en anteriores teorías. Asimismo, el cambio en los tipos de interés provocará un efecto contrario en el consumo de las familias.

2.4 MODELO DE MILTON FRIEDMAN: HIPÓTESIS DE LA RENTA PERMANENTE (1957)

Friedman, en su obra *Una teoría de la función de consumo* (1957), supone que el ingreso de largo plazo es la causa principal del consumo, de manera que los ingresos esperados en el futuro determinan nuestro consumo actual, ajustándolo para que sea homogéneo a lo largo del tiempo.

Además, indica que la base teórica del modelo parte de la maximización de una función de utilidad intertemporal sujeta a la restricción de igualdad entre el valor presente de los consumos futuros y el valor presente de la riqueza. La teoría supone que el consumo depende de dos factores: los ingresos esperados en el futuro y los ingresos transitorios o inesperados. Por ejemplo, cuando una persona ahorra mediante un plan de pensiones, lo que está haciendo es prepararse para el posible desahorro futuro en su jubilación. Se pretende

llevar consumo del presente al futuro. Otro ejemplo es cuando un individuo pide un préstamo, trayendo consumo del futuro al presente.

Los ingresos transitorios o inesperados son aquellos que no son permanentes, aparecen de repente. Según esta teoría, los ingresos transitorios se incorporan al consumo de los próximos años. Por ejemplo, dos personas ganan 20.000 euros en la lotería. Si una de ellas amortiza con el dinero parte de su hipoteca, el individuo está llevando consumo presente al futuro porque tendrá menos gastos y más renta disponible para consumir. Si el otro individuo elige gastarse el dinero en un coche, a priori parece que no esté llevando el dinero al consumo futuro, pero no es así, ya que utilizará el coche en más ocasiones en el futuro.

De esta manera, Argandoña, Gámez y Monchón (1996) indican que el consumo en el periodo t se descompone en permanente (C_t^P) y transitorio (C_t^T):

$$C_t = C_t^P + C_t^T \quad (9)$$

El consumo permanente se puede expresar así:

$$C_t^P = K \cdot (Yd^P) \quad 0 < K < 1 \quad (10)$$

Donde el coeficiente K mide la proporción de renta permanente destinada al consumo y depende, según Friedman, del tipo de interés a largo plazo, de la importancia relativa de la riqueza no humana en la riqueza total y de los gustos de los individuos. A diferencia de Franco Modigliani, Friedman incluye dentro de la riqueza tanto sus componentes humanos (capital humano) como los no humanos (riqueza física de bienes tales como depósitos en el banco, inmuebles, bonos del Estado, etc.), por lo que la renta permanente estará compuesta no sólo por el salario actual acumulado, sino también de todos los activos acumulados hasta la fecha.

Al agregar y convertir la función en macroeconómica, se eliminarán tanto la importancia relativa de la riqueza no humana como los gustos de los individuos, ya que son variables medibles sólo de manera microeconómica.

Asimismo, Friedman asegura que el componente transitorio tiene poca relevancia ante el consumo total, ya que todos los individuos destinan ese valor al ahorro. Por tanto, el consumo dependerá únicamente del consumo permanente.

De esta manera, supondremos que el consumo viene influido por el tipo de interés a largo plazo (r_t), la renta y riqueza financiera acumuladas hasta el periodo anterior, tanto humana (yd_{t-1}), como no humana (W_{t-1}) y la renta actual (yd_t), que engloba tanto la actual como la esperada.

Como hemos indicado, la riqueza financiera no humana incluye todos los activos y pasivos financieros que adquieren las familias a lo largo de su vida. Por tanto, esta variable estará determinada por créditos y préstamos que hayan adquirido las familias en el pasado.

La función final de consumo que se obtiene es la siguiente:

$$C_t = (yd_t, yd_{t-1}, W_{t-1}, r_t)$$

Un cambio en cualquiera de las tres primeras variables tendrá un efecto positivo sobre el consumo. Cuanto mayor es la renta y la riqueza no humana de un individuo, mayor es su consumo. Un cambio en el tipo de interés tendrá un efecto contrario en el consumo de las familias, ya que cuanto más alto sea el tipo de interés de los activos financieros que pueden adquirir las familias, mayor será el volumen de ahorro.

2.5 MODELO FINAL

A partir de los modelos desarrollados en los cuatro apartados anteriores se va a crear un modelo homogéneo para todos ellos con el que poder conseguir resultados empíricos. En este modelo se van a incluir todas las variables que han ido apareciendo a lo largo de las diferentes teorías.

El resumen de los modelos analizados nos ha llevado a las siguientes formulaciones de la función de consumo y las variables de las que depende:

Elección Intertemporal (Fisher) → Precios constantes: $C_t = C(yd_t, yd_{t-1}, C_{t-1}, r_{t-1})$

Precios variables: $C_t = C(yd_t, yd_{t-1}, C_{t-1}, R_{t-1}, \pi_{t-1})$

Consumo y renta disponible (Keynes) → $C_t = C(yd_t)$

Hipótesis de ciclo vital (Modigliani) → $C_t = (yd_t, yd_{t-1}, r_t)$

Hipótesis de la renta permanente (Friedman) → $C_t = C(yd_t, yd_{t-1}, W_{t-1}, r_t)$

A partir de las formulaciones anteriores podemos plantear una función de consumo que engloba los determinantes de todos ellos:

$$C_t = C(C_{t-1}, yd_t, yd_{t-1}, r_{t-1}, W_{t-1})$$

Expresada linealmente:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot C_{t-1} + \beta_2 \cdot yd_t + \beta_3 \cdot yd_{t-1} + \beta_4 \cdot r_t + \beta_5 \cdot r_{t-1} + \beta_6 \cdot W_{t-1}$$

$$\text{Con } \beta_0 > 0, \beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 > 0, \beta_4 < 0, \beta_5 < 0, \beta_6 > 0$$

3. BASE DE DATOS

Para conseguir los datos que nos ayudarán a realizar el estudio empírico se ha acudido a varias páginas web, tales como el Instituto Nacional de Estadística y el Ministerio de Economía y Hacienda. Los datos comprenden desde el primer trimestre de 1999 hasta el primero de 2016.

Las variables descargadas del Ministerio de Economía y Competitividad son:

- La renta disponible ajustada neta a precios corrientes con base 2010.
<http://serviciosedemineco.gob.es/indeco/reports/verSerieGraf.aspx/?codigo=972043T&frec=-1>
- El consumo final de los hogares a precios corrientes.
<http://serviciosedemineco.gob.es/indeco/reports/verSerieGraf.aspx/?codigo=991000D&frec=-1>
- La tasa de inflación es el efecto del aumento del aumento de los precios a lo largo de los años. Para obtenerla se han conseguido los datos trimestrales del deflactor del consumo de los hogares. No se elige el IPC debido a que no hay datos antes del 2002.
<http://serviciosedemineco.gob.es/indeco/reports/verSerieGraf.aspx/?codigo=997011D&frec=-1>

- Por último, la riqueza acumulada, es una variable que engloba gran cantidad de elementos, lo que ha provocado una formulación complicada de la misma. Para estimar esta variable se han utilizado las siguientes bases de datos:

1. Hogares e ISFLH. Activos financieros. Esta variable incluye todos los activos intangibles (acciones, participaciones, créditos o préstamos que las familias ceden a la economía) y los tangibles (efectivo en manos del público y depósitos). Datos trimestrales.

<http://serviciosedemineco.gob.es/indeco/reports/verSerieGraf.aspx/?codigo=9810002T&frec=-1>

2. Para obtener los pasivos financieros no humanos simplemente necesitamos la variable Hogares e ISFLH. Pasivos. Préstamos. Los datos también son trimestrales.

<http://serviciosedemineco.gob.es/indeco/reports/verSerieGraf.aspx/?codigo=9893002T&frec=-1>

- En cuanto al tipo de interés se ha descargado de la base de datos del INE el tipo efectivo o nominal de la deuda del Estado a 3 años en el mercado secundario. Se dispone de datos mensuales que serán pasados a trimestrales promediando los meses de cada trimestre.

<http://www.ine.es/jaxi/Datos.htm?path=/t38/bme2/t30/b092/10/&file=0902001.px>

Para calcular el tipo de interés real se resta al interés nominal la tasa de inflación en porcentaje

$$r = R - \pi$$

Al estar todas las variables en precios corrientes, se deberá pasar a precios constantes eliminando el efecto de los precios. Para ello, dividiremos las variables renta disponible, consumo y riqueza entre el deflactor.

$$\text{Serie a precios constantes} = \frac{\text{Serie a precios corrientes}}{\text{Deflactor}}$$

Son en total 69 datos para cada serie. Todas las variables están medidas en millones de euros.

4. ESTIMACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE CONSUMO PARA ESPAÑA

4.1 ESTUDIO INDIVIDUAL DE LAS SERIES

Para realizar el análisis empírico tomaremos cada serie del modelo y analizaremos sus características univariantes para formular un modelo econométrico con el que realizaremos predicciones. El objetivo del análisis de las series es explicar la evolución de cada una de ellas en el tiempo y observar de esta manera si finalmente inciden de manera relevante en el consumo.

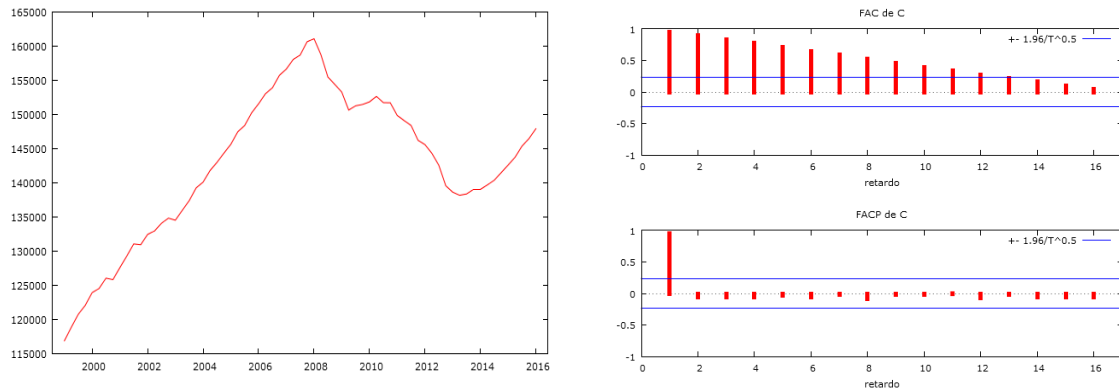
Primero hay que determinar si la serie es estacionaria o no y el número de diferencias que son necesarias para convertirla en estacionaria. En esta etapa haremos el gráfico de la serie, su correlograma y el contraste de Dickey - Fuller. Mediante estas tres herramientas se irá observando si las variables son estacionarias o no. Una serie es estacionaria si la media y la variabilidad se mantienen constantes a lo largo del tiempo.

¿Por qué es bueno que una serie sea estacionaria? Para obtener mejores predicciones, ya que si la media es constante podemos estimarla con todos los datos y utilizar este valor para predecir una nueva observación. Por otra parte, una serie es no estacionaria si la media y /o la variabilidad cambian a lo largo del tiempo. Series no estacionarias pueden mostrar una tendencia, es decir, que la media crece o decrece a lo largo del tiempo; además, pueden presentar efectos estacionales, es decir que el comportamiento de la serie es parecido en ciertos momentos periódicos en el tiempo. Las series no estacionarias pueden estar cointegradas si comparten una tendencia estocástica común, entonces se dice que tienen una relación a largo plazo común.

4.1.1 Consumo

A continuación, se muestran el gráfico y el correlograma de la variable endógena. En dicho correlograma se utilizan 16 retardos:

Gráfico 2. Gráfico y correlograma del Consumo. Serie original



En el gráfico se observa que la variable que recoge el consumo muestra no estacionariedad en media, ya que refleja una tendencia primero ascendente y luego decreciente. Por otra parte no se observan problemas de estacionalidad, ya que no tiene oscilaciones a lo largo de los años. El gráfico refleja el cambio en el comportamiento consumista de la población española provocado por la crisis. Este periodo comprende desde el segundo trimestre del 2008 hasta el segundo trimestre del 2013. Para tener en cuenta este problema en la franja señalada, estableceremos más adelante en las regresiones una variable ficticia que tendrá en cuenta dicho periodo. Además, el correlograma de la serie muestra no estacionariedad, ya que la FAC muestra valores cercanos a 1 con un lento decrecimiento. Por otro lado, en la FACP observamos que el valor inicial es próximo a uno y el resto de valores se encuentran cercanos a cero.

Contraste Dickey Fuller:

H_0 : La serie es al menos integrada de orden 1, $I(1)$, no estacionaria

H_1 : La serie es $I(0)$, estacionaria

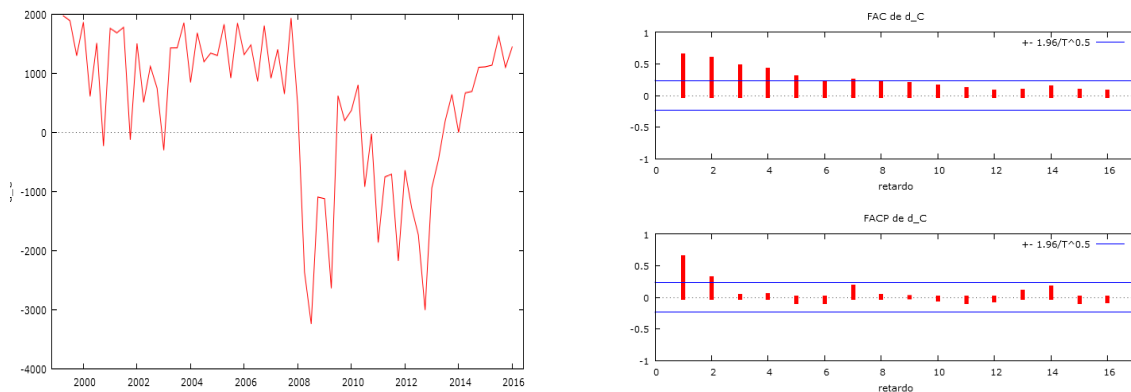
```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para C
incluyendo un retardo de (1-L)C
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 67
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1

con constante y tendencia
modelo: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.175
valor estimado de (a - 1): -0.0227308
Estadístico de contraste: tau_ct(1) = -1.66821
valor p asintótico 0.7654
```

Como se puede observar, el p-valor asintótico es igual a 0,7654 y por tanto mayor que el nivel de significación del 0,05 por lo que aceptamos la hipótesis nula y **la variable es al menos $I(1)$, no estacionaria.**

Como la serie no es estacionaria, tomaremos diferencias en la serie y se estudiará su gráfico y correlograma hasta determinar el orden de la no estacionariedad.

Gráfico 3. Gráfico y correlograma del Consumo. 1ª diferencia



En el gráfico se observa que la variable que recoge el consumo muestra mayor estacionariedad en media, con una clara ruptura estacional en 2008. El correlograma de la serie muestra estacionariedad, ya que la FAC muestra valores con un rápido decrecimiento. Por otro lado, en la FACP observamos que los dos primeros valores son significativos y el resto de valores se encuentran cercanos a cero.

Contraste Dickey Fuller:

H_0 : La serie es al menos de orden I(1), no estacionaria

H_1 : La serie es I(0), estacionaria

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_C
incluyendo un retardo de (1-L)d_C
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 66
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1
```

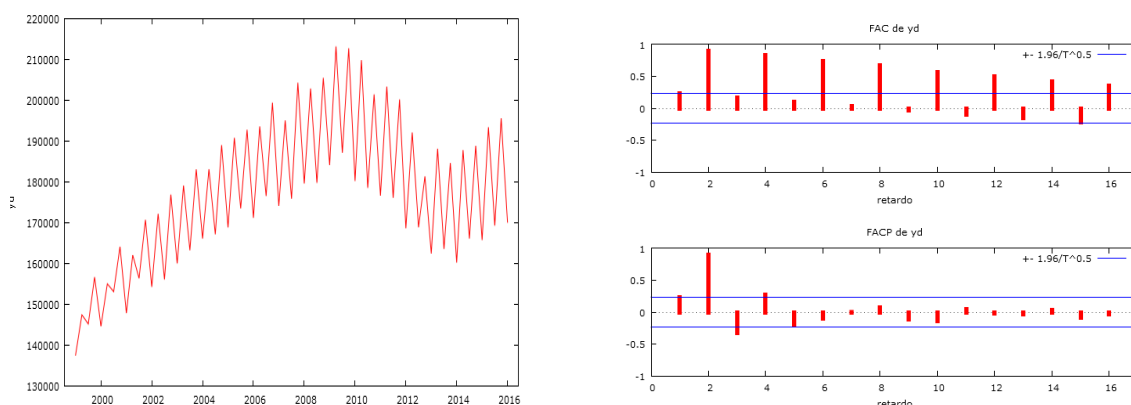
```
contraste sin constante
modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.011
valor estimado de (a - 1): -0.230861
Estadístico de contraste: tau_nc(1) = -2.44053
valor p asintótico 0.0142
```

El p-valor asintótico es igual a 0,0142 y por lo tanto es menor que el nivel de significación del 0,05. Rechazamos la hipótesis nula y la variable es I(0), estacionaria en primeras diferencias.

Como conclusión, asumimos que la variable consumo es no estacionaria, integrada de orden 1.

4.1.2 Renta disponible

Gráfico 4. Gráfico y correlograma de la Renta disponible. Serie original

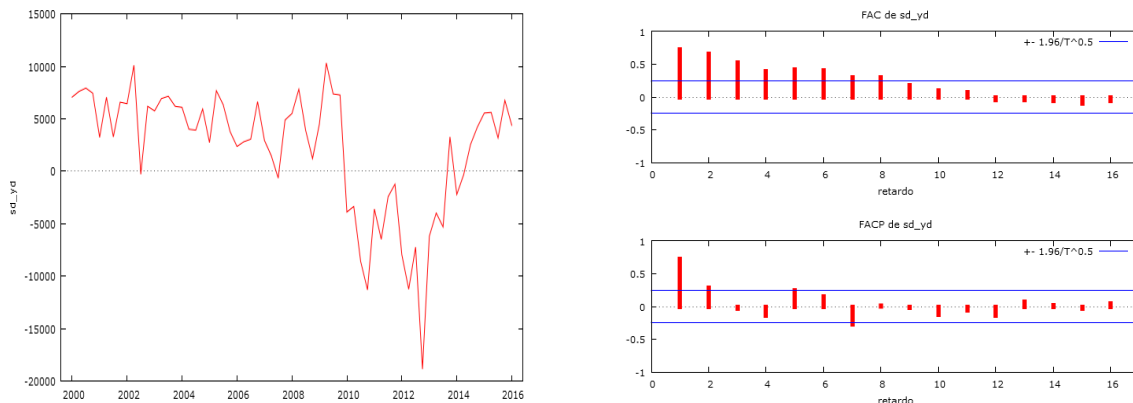


En el gráfico de la serie se puede observar no estacionariedad en media, debido a una tendencia creciente y después decreciente. Además, también se observan problemas en la varianza ya que la serie presenta gran cantidad de oscilaciones crecientes a lo largo de los años. En la FAC se pueden observar problemas estacionales claros con varios valores cercanos a uno. En la FACP también se observa el segundo valor cercano a uno y todos los

demás cercanos a cero. Por tanto, se muestra una serie no estacionaria con componentes estacionales.

Debido a que en la serie se observan problemas claros de estacionalidad, se va a proceder a desestacionalizar dicha serie haciendo una diferencia estacional de orden 4 que nos ayudará a eliminar esos problemas.

Gráfico 5. Gráfico y correlograma de la Renta disponible desestacionalizada



Ahora, se observa tanto en el gráfico como en el correlograma que se ha eliminado gran parte de los problemas estacionales. No obstante, se intuye no estacionariedad en media, ya que se observa una tendencia decreciente. En la FAC los valores disminuyen lentamente hacia cero y en la FACP el primer valor sigue estando cercano a 1. Por tanto, se intuye que la variable sigue siendo no estacionaria.

Contraste Dickey fuller:

H_0 : La serie es al menos de orden $I(1)$, no estacionaria

H_1 : La serie es $I(0)$, estacionaria

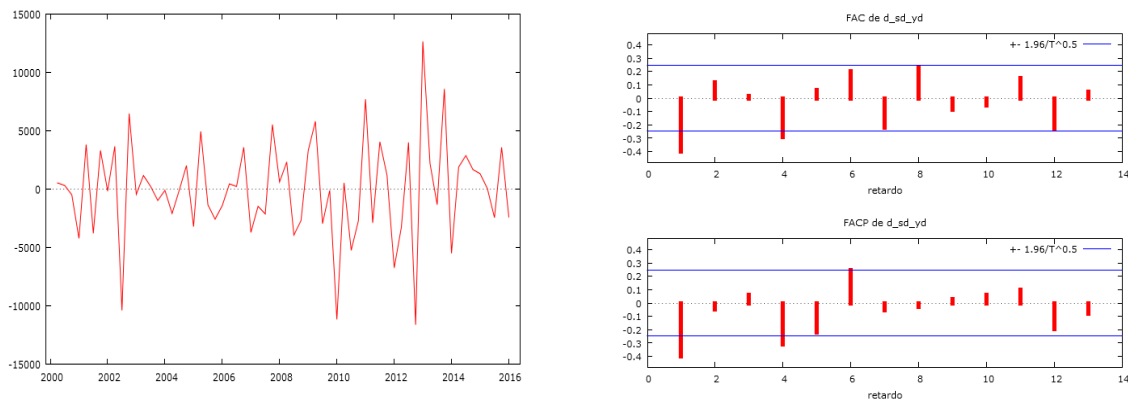
```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para sd_yd
incluyendo 5 retardos de (1-L)sd_yd
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 59
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1
```

```
contraste sin constante
modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.059
diferencias retardadas: F(5, 53) = 2.619 [0.0345]
valor estimado de (a - 1): -0.132946
Estadístico de contraste: tau_nc(1) = -1.34721
valor p asintótico 0.1653
```

El p-valor asintótico es igual a 0,1653 y por tanto mayor que el nivel de significación del 0,05 por lo que aceptamos la hipótesis nula y **la variable es no estacionaria, al menos I(1)**.

Tomamos 1ª diferencia a la serie desestacionalizada:

Gráfico 6. Gráfico y correlograma de la Renta disponible desestacionalizada



En el gráfico se puede observar cómo se han eliminado los problemas de tendencia y estacionalidad, ya que la serie avanza en torno a un mismo valor y no se detectan oscilaciones relevantes. En las FAC y FACP todos los valores se encuentran en torno a cero, por lo que asumimos que la variable es estacionaria.

Contraste de Dickey Fuller:

H_0 : La serie es al menos de orden I(1), no estacionaria

H_1 : La serie es I(0), estacionaria

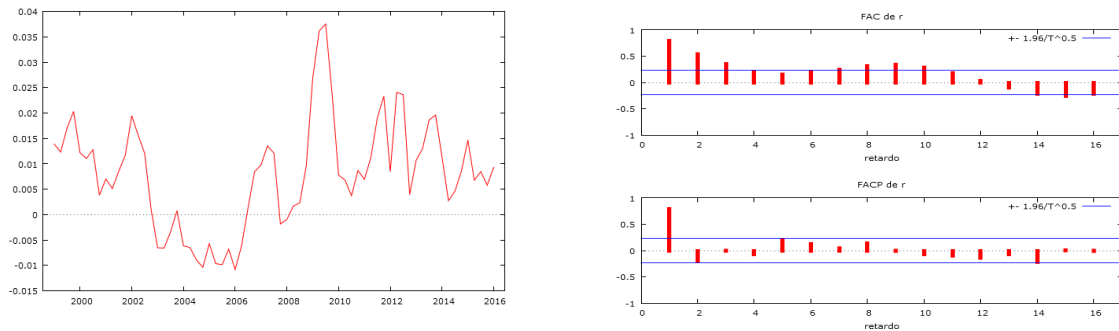
```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_sd_yd
incluyendo 2 retardos de (1-L)d_sd_yd
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 61
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1
```

```
contraste sin constante
modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.017
diferencias retardadas: F(2, 58) = 0.163 [0.8502]
valor estimado de (a - 1): -1.37379
Estadístico de contraste: tau_nc(1) = -4.71464
valor p asintótico 2.861e-006
```

El p-valor asintótico es inferior al nivel de significación del 0,05 por lo que rechazamos la hipótesis nula y la primera diferencia ya es estacionaria, por lo que **la renta disponible desestacionalizada es I(1)**.

4.1.3 Tipo de interés real

Gráfico 7. Gráfico y correlograma del Tipo de interés real. Serie original



En el gráfico se observa que la variable que recoge el tipo de interés real muestra posible estacionariedad en media, ya que no refleja una tendencia clara. El correlograma de la serie muestra un rápido decrecimiento hacia cero. En la FACP observamos que el valor inicial está próximo a uno y el resto de valores se encuentran cercanos a cero, por lo que el carácter no estacionario del tipo de interés real resulta dudoso con el análisis gráfico.

Contraste Dickey Fuller:

H_0 : La serie es al menos de orden $I(1)$, no estacionaria

H_1 : La serie es $I(0)$, estacionaria

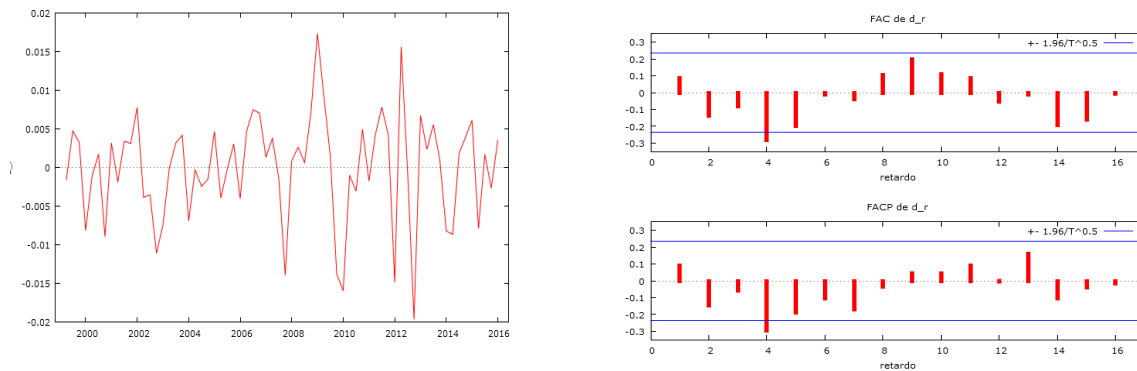
```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para r
incluyendo 7 retardos de  $(1-L)r$ 
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 61
hipótesis nula de raíz unitaria:  $a = 1$ 
```

```
contraste con constante
modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: 0.007
diferencias retardadas:  $F(7, 52) = 1.036 [0.4178]$ 
valor estimado de  $(a - 1)$ : -0.155931
Estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -1.39735$ 
valor p asintótico 0.5853
```

El p-valor asintótico es igual a 0,5853 y por tanto mayor que el nivel de significación del 0,05 por lo que aceptamos la hipótesis nula y **la variable es no estacionaria, al menos $I(1)$.**

1ª diferencia del tipo de interés real:

Gráfico 8. Gráfico y correlograma del Tipo de interés real. 1ª diferencia



En el gráfico no se observan problemas de tendencia, por lo que se intuye estacionaridad en media. Podría haber alguna duda en cuanto a las oscilaciones de los valores pero se intuye también estacionaridad en varianza debido a la poca pronunciación de dichas oscilaciones. En FAC y FACP todos los valores se mueven en torno a cero por lo que se acepta que la serie es estacionaria.

Contraste Dickey Fuller:

H_0 : La serie es al menos de orden $I(1)$, no estacionaria

H_1 : La serie es $I(0)$, estacionaria

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_r
incluyendo un retardo de (1-L)d_r
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 66
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1
```

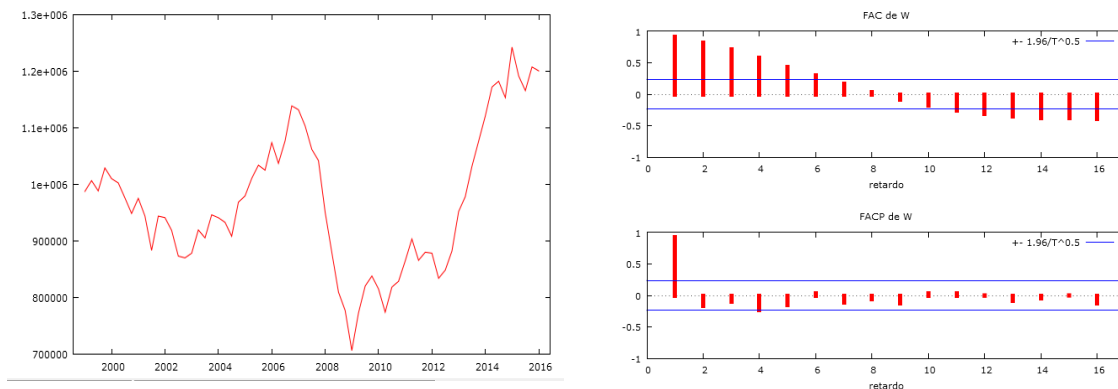
```
contraste sin constante
modelo: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.012
valor estimado de (a - 1): -1.04155
Estadístico de contraste: tau_nc(1) = -6.2591
valor p asintótico 1.141e-009
```

El p-valor asintótico es inferior al nivel de significación del 0,05 por lo que rechazamos la hipótesis nula y la variable es estacionaria $I(0)$.

Por lo tanto, el tipo de interés real sin diferenciar es $I(1)$, no estacionario.

4.1.4 Riqueza no humana

Gráfico 9. Gráfico y correlograma de la Riqueza no humana. Serie original



En el gráfico se intuye que la variable que recoge la riqueza no humana muestra no estacionariedad en media, ya que refleja una posible tendencia primero descendente y luego creciente. El correlograma de la serie muestra no estacionariedad, ya que la FAC muestra valores cercanos a 1 con un lento decrecimiento. Por otro lado, en la FACP observamos que el valor inicial asciende a uno y el resto de valores se encuentran cercanos a cero. Es decir, el comportamiento típico de una serie no estacionaria.

Contraste Dickey Fuller:

H_0 : La serie es al menos de orden $I(1)$, no estacionaria

H_1 : La serie es $I(0)$, estacionaria

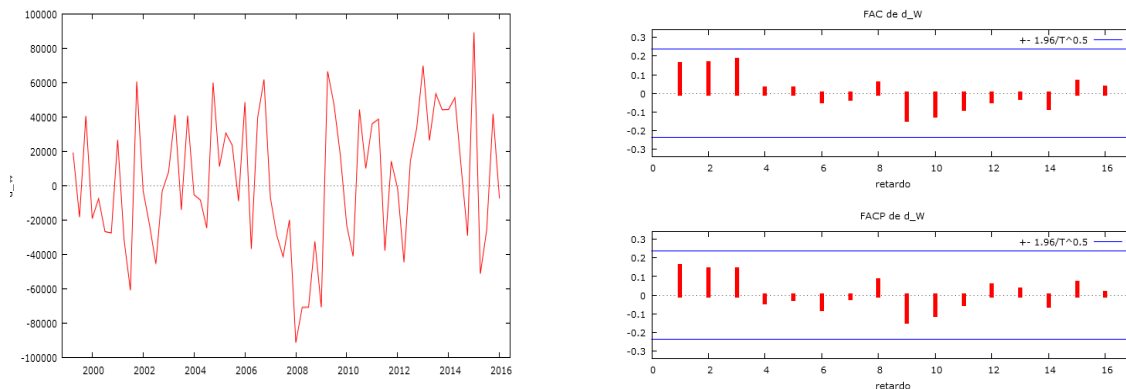
```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para W
incluyendo un retardo de (1-L)W
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 67
hipótesis nula de raíz unitaria: a = 1
```

```
con constante y tendencia
modelo: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0.025
valor estimado de (a - 1): -0.0554105
Estadístico de contraste: tau_ct(1) = -1.29572
valor p asintótico 0.8887
```

El p-valor asintótico es igual a 0,8887 y por tanto mayor que el nivel de significación del 0,05 por lo que aceptamos la hipótesis nula y **la variable es no estacionaria, al menos $I(1)$.**

Pasamos a realizar la primera diferencia:

Gráfico 10. Gráfico y correlograma de la Riqueza no humana. 1ª diferencia



En el gráfico no se observan problemas de tendencia, por lo que se intuye estacionariedad en media. En FAC y FACP todos los valores se mueven en torno a cero por lo que se acepta que la serie es estacionaria.

Contraste Dickey Fuller:

H_0 : La serie es al menos de orden $I(1)$, no estacionaria

H_1 : La serie es $I(0)$, estacionaria

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para d_W
incluyendo 2 retardos de (1-L)d_W
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 65
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: 0.016
diferencias retardadas: F(2, 62) = 1.240 [0.2964]
valor estimado de (a - 1): -0.612725
Estadístico de contraste: tau_nc(1) = -3.35217
valor p asintótico 0.0007859
```

El p-valor es 0,0007859, menor que el nivel de significación del 0,05 por lo que rechazamos la hipótesis nula y la serie es estacionaria $I(0)$.

Por lo tanto, la riqueza no humana sin diferenciar es $I(1)$, no estacionaria.

4.1.5 Resumen del análisis

Tabla 1. Resumen integración de series

Consumo	Serie I(1)
Renta disponible	Serie I(1)
Tipo de interés real	Serie I(1)
Riqueza no humana	Serie I(1)

Como conclusión se observa como todas las variables son no estacionarias de orden 1, por lo que podemos analizar si están cointegradas, tarea que se realiza en el apartado siguiente.

4.2 ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

En este apartado vamos a determinar la posible cointegración de las variables estudiadas anteriormente. La cointegración refleja un equilibrio a largo plazo entre dos o más variables del sistema económico. Para estudiar la cointegración debemos hacer una regresión con todas las variables I(1), analizar si los residuos son estacionarios I(0) y, en caso de que lo sean, diremos que las variables están cointegradas. Por lo tanto, se van a estimar tres modelos basados en las variables que aparecen en la parte 2 de este trabajo. En dichos modelos añadiremos la variable ficticia d1 para tener en cuenta el periodo de crisis económica que ha afectado al consumo agregado.

1- Modelo 1 (M1): modelo que indica que sólo la renta disponible del periodo actual tiene influencia en el consumo.

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot yd_t + \beta_2 \cdot d1_t + u_{1t}$$

Con d1 = 1 desde 2008:1 – 2013:2 y 0 el resto de periodos

2- Modelo 2 (M2): En este modelo estudiaremos como variables influyentes la renta disponible actual y el tipo de interés real.

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot yd_t + \beta_2 \cdot r_t + \beta_3 \cdot d1_t + u_{2t}$$

3- Modelo 3 (M3): En este modelo, además de la renta disponible actual y el tipo de interés, añadiremos la riqueza no humana.

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot yd_t + \beta_2 \cdot r_t + \beta_3 \cdot W_t + \beta_4 \cdot d1_t + u_{3t}$$

Para proceder a analizar la relación a largo plazo entre las diferentes variables, primero estimaremos por MCO la relación de equilibrio y calcularemos los residuos. Más tarde, usaremos gráfico residual, su correlograma y los contrastes CRDW y ADF para ver si los residuos son estacionarios. Dichos contrastes deberán ser analizados mediante las tablas de

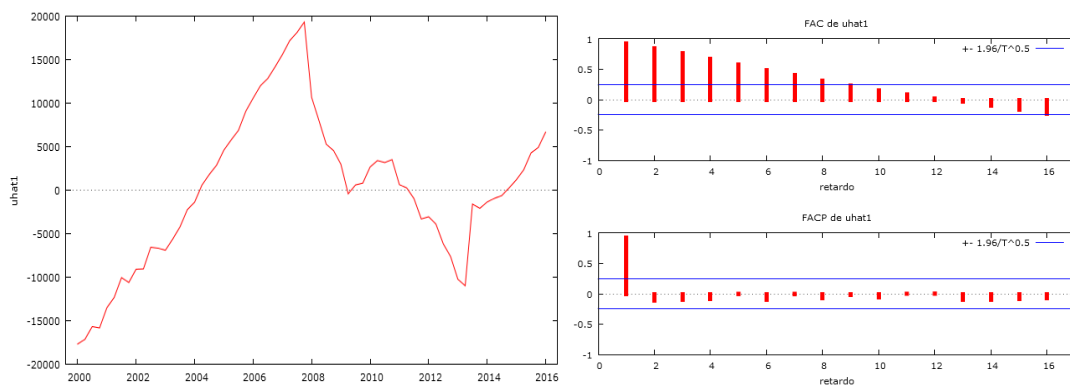
cointegración que aparecen en el Anexo I. Si los residuos son estacionarios, diremos que las variables están cointegradas. En caso contrario, deberemos realizar primeras diferencias en las variables incluidas en las regresiones y estudiar su relación a corto plazo. Más adelante, según los resultados que obtengamos, podremos introducir retardos que nos llevarán a cada una de las teorías estudiadas.

$$M1 \rightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot yd_t + dl_t + u_{1t}$$

Modelo 1: MCO, usando las observaciones 2000:1-2016:1 (T = 65)
Variable dependiente: C

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	141324	1711.52	82.57	4.02e-065	***
sd_yd	0.0886662	0.233310	0.3800	0.7052	
dl	7754.64	2901.69	2.672	0.0096	***
Media de la vble. dep.	144022.4	D.T. de la vble. dep.	9513.384		
Suma de cuad. residuos	5.06e+09	D.T. de la regresión	9031.640		
R-cuadrado	0.126878	R-cuadrado corregido	0.098713		
F(2, 62)	4.504778	Valor p (de F)	0.014905		
Log-verosimilitud	-682.7471	Criterio de Akaike	1371.494		
Criterio de Schwarz	1378.017	Crit. de Hannan-Quinn	1374.068		
rho	0.942422	Durbin-Watson	0.057810		

Gráfico 11. Gráfico y correlograma de los residuos M1



En el gráfico se observan varias tendencias claras que indican problemas de no estacionariedad en media. El correlograma muestra en la FAC valores que se acercan a cero lentamente y en la FACP el primer valor igual a 1 y los demás cercanos a cero. Por lo tanto, los residuos aparentan ser no estacionarios y las variables no estarían cointegradas. El análisis lo vamos a completar con los contrastes de cointegración Dickey – Fuller y CRDW sobre los residuos.

Dickey Fuller:

H_0 : la serie es al menos I(1), no estacionaria.

H_1 : la serie es I(0), estacionaria.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat1
incluyendo un retardo de (1-L)uhat1
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 63
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: -0.031
valor estimado de (a - 1): -0.0566842
Estadístico de contraste: tau_ct(1) = -1.8394
```

Como el estadístico de contraste (-1,8394) es mayor que el valor crítico de tablas -3,17 (con dos variables, ya que la variable ficticia no se tiene en cuenta en la cointegración y $t = 100$) aceptamos la hipótesis nula de no estacionariedad, por lo que el residuo no es estacionario y se acepta la no cointegración.

Ahora vamos a aplicar el contraste CRDW, que contrasta la hipótesis nula de no cointegración. Consiste en mirar el estadístico Durbin-Watson y compararlo con el punto crítico adecuado que aparece en la tabla del Anexo I.

Contraste CRDW:

H_0 : no cointegración

H_1 : cointegración

Estadístico de Durbin-Watson = 0.0578104

El valor del contraste CRDW = 0,06 es menor que el valor crítico de tablas 0,38 (para dos variables y $T = 100$), aceptamos la hipótesis nula de no cointegración.

Como conclusión final de los gráficos y contrastes aplicados en los residuos, diremos que el consumo y la renta disponible no están cointegradas.

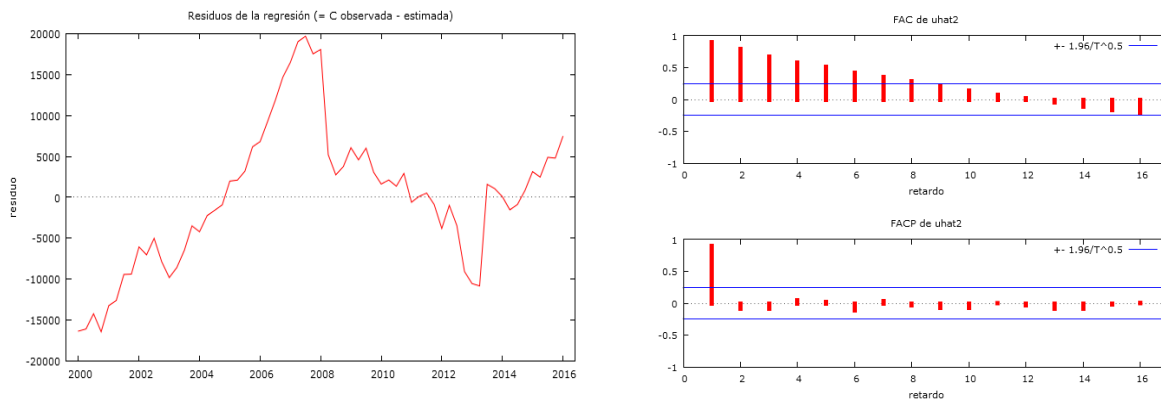
$$M2 \rightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot yd_t + \beta_2 \cdot r_t + \beta_3 \cdot dl_t + u_{2t}$$

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 2000:1-2016:1 (T = 65)
Variable dependiente: C

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	141907	1700.77	83.44	1.39e-064	***
sd_yd	0.164128	0.231487	0.7090	0.4810	
r	-228623	117361	-1.948	0.0560	*
dl	10731.4	3223.62	3.329	0.0015	***
Media de la vble. dep.	144022.4	D.T. de la vble. dep.	9513.384		
Suma de cuad. residuos	4.76e+09	D.T. de la regresión	8834.708		
R-cuadrado	0.178014	R-cuadrado corregido	0.137589		
F(3, 61)	4.403513	Valor p (de F)	0.007201		
Log-verosimilitud	-680.7856	Criterio de Akaike	1369.571		
Criterio de Schwarz	1378.269	Crit. de Hannan-Quinn	1373.003		
rho	0.915988	Durbin-Watson	0.121613		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 10 (sd_yd)

Gráfico 12. Gráfico y correlograma de los residuos M2



Igual que ocurría en M1, en el gráfico de los residuos se observan varias tendencias claras que indican problemas de no estacionariedad en media. El correlograma muestra en la FAC valores que se acercan a cero lentamente y en la FACP el primer valor igual a 1 y los demás cercanos a cero. Por lo tanto, los residuos aparentan ser no estacionarios y las variables no estarían cointegradas.

Dickey Fuller:

H₀: la serie es al menos I(1), no estacionaria.

H₁: la serie es I(0), estacionaria.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat2
incluyendo un retardo de (1-L)uhat2
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 63
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: -0.008
valor estimado de (a - 1): -0.092769
Estadístico de contraste: tau_ct(1) = -1.92141
```

Como el estadístico de contraste (-1,92141) es mayor que el valor crítico de tablas -3,62 (con tres variables y t = 100) aceptamos la hipótesis nula de no estacionariedad, por lo que el residuo no es estacionario y se acepta la no cointegración.

Contraste CRDW:

H₀: no cointegración

H₁: cointegración

Estadístico de Durbin – Watson: 0,121613

El valor del contraste CRDW = 0,12 es menor que el valor crítico de tablas 0,48 (para tres variables y T = 100), por lo que aceptamos la hipótesis nula de no cointegración.

Como conclusión se acepta que el consumo, la renta disponible y el tipo de interés real no están cointegrados.

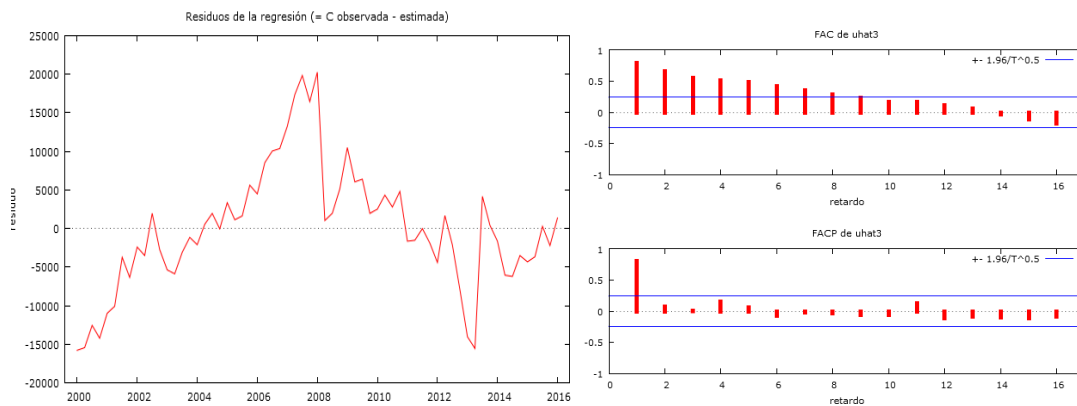
$$M3 \rightarrow C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta y_d t + \beta_2 \cdot r_t + \beta_3 \cdot W_t + \beta_4 \cdot d1_t + u_{3t}$$

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 2000:1-2016:1 (T = 65)
Variable dependiente: C

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	103873	12278.3	8.460	8.08e-012	**
sd_yd	0.358812	0.225258	1.593	0.1164	
r	-292183	111615	-2.618	0.0112	**
W	0.0365063	0.0116859	3.124	0.0027	**
d1	19378.2	4092.44	4.735	1.38e-05	**
Media de la vble. dep.	144022.4	D.T. de la vble. dep.		9513.384	
Suma de cuad. residuos	4.10e+09	D.T. de la regresión		8261.450	
R-cuadrado	0.293009	R-cuadrado corregido		0.245876	
F(4, 60)	6.216682	Valor p (de F)		0.000297	
Log-verosimilitud	-675.8877	Criterio de Akaike		1361.775	
Criterio de Schwarz	1372.647	Crit. de Hannan-Quinn		1366.065	
rho	0.800257	Durbin-Watson		0.338894	

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 10 (sd_yd)

Gráfico 13. Gráfico y correlograma de los residuos M3



En el gráfico se observa que aunque los residuos tienen mayores oscilaciones, siguen con una tendencia creciente primero y otra decreciente a partir de 2008, lo que indicaría una posible no estacionariedad en media. El correlograma muestra en la FAC valores que se acercan a cero con cierta rapidez y en la FACP el primer valor igual a 1 y los demás cercanos a cero. Por lo tanto, no tendríamos clara la no estacionariedad de los residuos.

Dickey Fuller:

H_0 : la serie es al menos $I(1)$, no estacionaria.

H_1 : la serie es $I(0)$, estacionaria.

```
Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat3
incluyendo 4 retardos de (1-L)uhat3
(el máximo fue 10, el criterio AIC modificado)
tamaño muestral 60
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: 0.002
diferencias retardadas: F(4, 53) = 1.297 [0.2832]
valor estimado de (a - 1): -0.180421
Estadístico de contraste: tau_ct(1) = -2.07665
```

Como el estadístico de contraste (-2,07665) es mayor que el valor crítico de tablas -4,02 (con cuatro variables y $t = 100$) aceptamos la hipótesis nula de no estacionariedad, por lo que el residuo no es estacionario y se acepta la no cointegración.

Contraste CRDW:

H₀: no cointegración

H₁: cointegración

Estadístico de Durbin – Watson: 0,338894

El valor del contraste CRDW = 0,34 es menor que el valor crítico de tablas 0,58 (para cuatro variables y T = 100), por lo que aceptamos la hipótesis nula de no cointegración.

Como conclusión se acepta de nuevo que las variables consumo, renta disponible, tipo de interés y riqueza no humana no están cointegradas.

Tabla 2. Resumen de resultados de la cointegración

M1 → C(yd)	No cointegración
M2 → C(yd,ti)	No cointegración
M3 → C(yd,ti,W)	No cointegración

4.3 ESTIMACIÓN Y SELECCIÓN DE MODELOS A CORTO PLAZO

Una vez que aceptamos la no cointegración de las variables estudiadas y por lo tanto, que no tienen relación a largo plazo, debemos analizar si dichas variables tienen relación a corto plazo. Para ello, debemos estudiar varias regresiones en primeras diferencias y con un retardo de las variables, quedando finalmente seis modelos. En cada modelo se estudiarán los diferentes coeficientes obtenidos y los contrastes sobre los residuos que nos garanticen que no hay problemas de autocorrelación, heterocedasticidad condicional autorregresiva, normalidad ni de especificación. También vamos a establecer un rango más reducido en la muestra para poder realizar predicción al final del estudio, así que se decide establecer como periodo de estimación desde el año 1999:1 hasta el año 2015:1, de manera que dejaremos los últimos cuatro trimestres de la muestra para valorar la capacidad predictiva del modelo finalmente seleccionado.

A continuación se indican los diferentes modelos a estudiar:

M1: C → yd, d1

- M1.1 → $\Delta C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot d1_t + \beta_2 \cdot \Delta yd_t + u_{1t}$
- M1.2 → $\Delta C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot d1_t + \beta_2 \cdot \Delta yd_t + \beta_3 \cdot \Delta yd_{t-1} + \beta_3 \cdot \Delta C_{t-1} + u_{2t}$

M2: $C \rightarrow yd, r, dl$

- $M2.1 \rightarrow \Delta C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot dl_t + \beta_2 \cdot \Delta yd_t + \beta_3 \cdot \Delta r_t + u_{3t}$
- $M2.2 \rightarrow \Delta C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot dl_t + \beta_2 \cdot \Delta yd_t + \beta_3 \cdot \Delta yd_{t-1} + \beta_4 \cdot \Delta r_t + \beta_5 \cdot \Delta r_{t-1} + \beta_6 \cdot \Delta C_{t-1} + u_{4t}$

M3: $C \rightarrow yd, r, W, dl$

- $M3.1 \rightarrow \Delta C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot dl_t + \beta_2 \cdot \Delta yd_t + \beta_3 \cdot \Delta r_t + \beta_4 \cdot \Delta W_t + u_{5t}$
- $M3.2 \rightarrow \Delta C_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot dl_t + \beta_2 \cdot \Delta yd_t + \beta_3 \cdot \Delta yd_{t-1} + \beta_4 \cdot \Delta r_t + \beta_5 \cdot \Delta r_{t-1} + \beta_6 \cdot \Delta W_t + \beta_7 \cdot \Delta W_{t-1} + \beta_8 \cdot \Delta C_{t-1} + u_{6t}$

Una vez estimados los seis modelos, vamos a plasmar los resultados en la Tabla 3 que aparece a continuación. En dicha tabla se van a indicar primero todos los coeficientes de cada modelo junto con su p-valor correspondiente al contraste de significatividad individual. Una variable aceptaremos que es significativa si el p-valor es muy pequeño y menor que el nivel de significación del 5%. La hipótesis nula de los contrastes analizados se muestran en el Anexo II.

En la misma tabla se muestra el contraste de autocorrelación LM de orden uno a cuatro para analizar el grado de autocorrelación de sus residuos. Cuanto menor sea el grado de autocorrelación, mejor estimación será. Si el p-valor indicado en la tabla es mayor que nuestro nivel de significación, aceptamos H_0 y por tanto la no existencia de autocorrelación del orden que sea.

En cuanto al contraste de ARCH (1), indicaremos su p-valor para medir la heterocedasticidad condicional autorregresiva. En caso de que el p-valor sea mayor que el nivel de significación, aceptamos la hipótesis nula rechazando la existencia de autocorrelación de la varianza autorregresiva de orden p.

Contraste de normalidad de los residuos: lo que queremos ver con este contraste es si los residuos se comportan de forma normal. Si el p-valor es mayor que el nivel de significación, aceptamos H_0 y las perturbaciones se comportarán de forma normal.

El contraste de Reset Ramsey, nos indica el grado de especificación de los modelos estudiados. Si algún modelo saliese con especificación incorrecta, sería porque el modelo no está bien especificado o que tiene algún problema residual, ya que le faltaría incorporar alguna variable. Si el p-valor es mayor que el nivel de significación, se acepta H_0 : especificación correcta.

El \bar{R}^2 mide el porcentaje de variación de la variable dependiente, que viene explicada por las variables explicativas del modelo pero teniendo en cuenta el número de variables del modelo. Un mayor valor de este criterio nos acercará hacia el modelo correcto.

Una vez hayamos observado todos los coeficientes y todos los contrastes y comprobemos que los residuos son esféricos, podremos elegir un modelo a través del criterio SBIC. El criterio SBIC ó Schwarz es un criterio para la selección de modelos. Dados varios modelos estimados, el modelo con el menor valor SBIC es el que se prefiere, ya que menor SBIC implica mejor comportamiento global del modelo.

Tabla 3. Resultados finales de los 6 modelos

	M1.1	M1.2	M2.1	M2.2	M3.1	M3.2
$\hat{\beta}_0$	1068,72 (1.34e-010)	1028,95 (1.25e-06)	1071,78 (1.74e-010)	1000,25 (3.05e-06)	1070,01 (2.99e-010)	901,259 (5.94e-06)
$\hat{\beta}_1(\Delta I)$	-2165,27 (3.96e-013)	-2096,57 (1.69e-07)	--2175,18 (5.81e-013)	-2038,74 (4.95e-07)	-2174,46 (9.49e-013)	-1872,17 (5.94e-07)
$\hat{\beta}_2(\Delta y_{dt})$	-0,012978 (0,6063)	-0,035103 (0.1971)	-0,016664 (0.5300)	-0,0339736 (0.2581)	-0,0174974 (0.5241)	-0,0438516 (0.1176)
$\hat{\beta}_3(\Delta y_{dt-1})$	---	-0,056047 (0.0427)	7801,68 (0.6344)	-0,047509 (0.1154)	8050,60 (0.6289)	-0,0713277 (0.0123)
$\hat{\beta}_4(\Delta r_t)$	---	0,065343 (0.6024)	---	13482,8 (0.4111)	0,00038179 (0.8918)	17437.4 (0,2466)
$\hat{\beta}_5(\Delta r_{t-1})$	---	---	---	-15370 (0.3715)	---	-6868,72 (0,6648)
$\hat{\beta}_6(\Delta W_t)$	---	---	---	-0,0881870 (0.4905)	---	0,0001204 (0.9639)
$\hat{\beta}_7(\Delta W_{t-1})$	---	---	---	---	---	0,0097289 (0.0006)
$\hat{\beta}_8(\Delta C_{t-1})$	---	---	---	---	---	0,136554 (0,2522)
LM(1)	0,463	0,157399	0,391	0,654	0,417	0,379
LM(2)	0,253	0,563	0,217	0,403	0,24	0,232
LM(3)	0,429	0,767	0,385	0,614	0,416	0,369
LM(4)	0,599	0,875	0,555	0,774	0,589	0,52
ARCH (1)	0,4359 Acepto H ₀	0,624855 Acepto H ₀	0,254517 Acepto H ₀	0,372711 Acepto H ₀	0,281502 Acepto H ₀	0,256939 Acepto H₀
Normalidad	0,38407 Acepto H ₀	0,47126 Acepto H ₀	0,45812 Acepto H ₀	0,50245 Acepto H ₀	0,46062 Acepto H ₀	0,85308 Acepto H₀
Reset-Ramsey	0,756 Acepto H ₀	0,00146 Rechazo H ₀	0,643 Acepto H ₀	0,163 Acepto H ₀	0,786 Acepto H ₀	0,0636 Acepto H₀
\bar{R}^2	0,606049	0,639833	0,607650	0,649477	0,6077784	0,727050
SBIC	989,2232	976,6951	993,0731	983,2490	997,1471	976,6458

El modelo con el mayor número de coeficientes con p-valor menor que el nivel de significación es el M3.2, con cuatro coeficientes significativos.

En el contraste LM se puede observar como el p-valor es mayor que el nivel de significación en todos los casos, aceptando H_0 y por lo tanto la no existencia de autocorrelación de orden 1 a 4. Asimismo, el contraste de ARCH nos da un p-valor mayor que el nivel de significación aceptando la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación de la varianza autorregresiva. En cuanto al contraste de normalidad, todos los valores son mayores al nivel de significación, por lo que se acepta la hipótesis nula en todos los modelos y las perturbaciones aleatorias se comportan de forma normal. Por último, el contraste de Reset Ramsey da un p-valor mayor que el nivel de significación en todos menos en el modelo M1.2, en el resto es mayor, aceptamos la hipótesis nula y decimos que el modelo está especificado correctamente. En el modelo M1.2 se rechaza la H_0 y aceptamos que no tiene una especificación correcta.

Para elegir el modelo más apropiado debemos fijarnos en el modelo cuyos residuos sean esféricos y que tengan el menor valor SBIC. Como se observa en la Tabla 3, **el mejor modelo (y que usaremos para predecir) será el modelo M3.2, que además tiene el mejor \bar{R}^2 , cuya estimación en detalle se muestra a continuación.**

Modelo M3.2 MCO, usando las observaciones 2000:3-2015:1 (T = 59)
Variable dependiente: d_C

	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	901.259	177.950	5.065	5.94e-06	***
d1	-1872.17	327.310	-5.720	5.94e-07	***
d_sd_yd	-0.0438516	0.0275345	-1.593	0.1176	
d_sd_yd_1	-0.0713277	0.0274627	-2.597	0.0123	**
d_r	17437.4	14872.5	1.172	0.2466	
d_r_1	-6868.72	15758.5	-0.4359	0.6648	
d_W	0.000120431	0.00264940	0.04546	0.9639	
d_W_1	0.00972898	0.00265835	3.660	0.0006	***
d_C_1	0.136554	0.117889	1.158	0.2522	
Media de la vble. dep.	306.0929	D.T. de la vble. dep.	1345.476		
Suma de cuad. residuos	28659086	D.T. de la regresión	757.0877		
R-cuadrado	0.727050	R-cuadrado corregido	0.683378		
F(8, 50)	16.64800	Valor p (de F)	1.05e-11		
Log-verosimilitud	-469.9740	Criterio de Akaike	957.9479		
Criterio de Schwarz	976.6458	Crit. de Hannan-Quinn	965.2468		
rho	-0.082973	h de Durbin	-1.502043		

En este modelo que hemos elegido podemos observar que las variables en primeras diferencias de la riqueza y la renta retardadas tienen un efecto significativo sobre el consumo

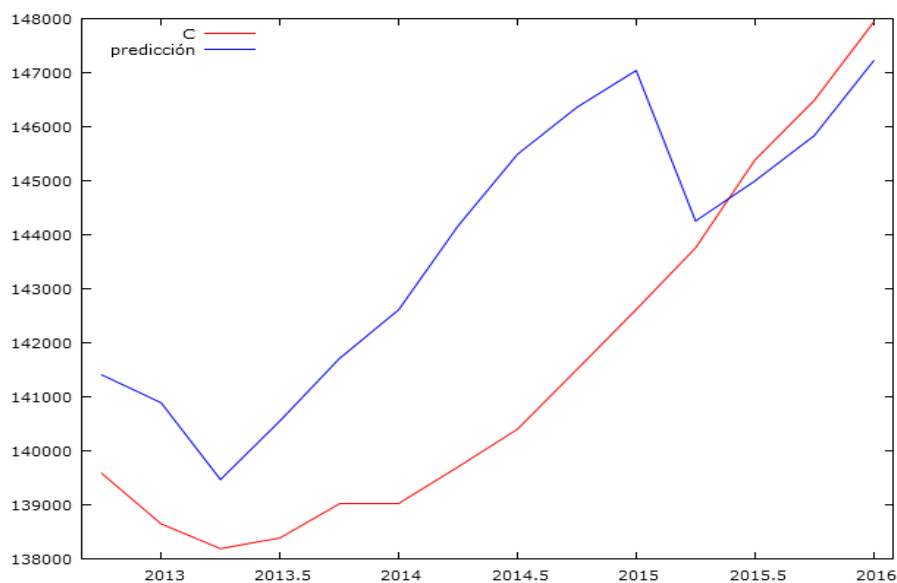
actual. Mientras que para la riqueza el efecto es el mismo que en los modelos teóricos que hemos estudiados, la renta disponible tiene un efecto contrario a lo que indica la teoría. Según este modelo, el consumo disminuye ante aumentos en la renta, tal vez esto sea posible ya que no hemos tenido en cuenta el ahorro de las familias o por problemas al medir las variables. Las familias cuando aumentan su renta disponible, tienden a aumentar la cantidad de ahorro. También se ha encontrado que el incremento del tipo de interés actual y pasado no tiene relevancia sobre el incremento del consumo.

4.4 PREDICCIÓN

Una vez escogido el mejor modelo en términos econométricos, vamos a usarlo para predecir desde el periodo 2015:2 hasta el 2016:1.

Vamos a obtener la predicción de la variable endógena en niveles, y no en incrementos.

Gráfico 14. Predicción del modelo M3.2 para el periodo 2015:2 a 2016:1



Periodo	Variable consumo	Predicción
2015:2	143757,381	144254,355
2015:3	145383,897	144996,073
2015:4	146487,322	145833,902
2016:1	147934,955	147220,372

Estadísticos de evaluación de la predicción

Error medio	314.71
Error cuadrático medio	3.3374e+005
Raíz del Error cuadrático medio	577.71
Error absoluto medio	563.2
Porcentaje de error medio	0.21254
Porcentaje de error absoluto medio	0.38539
U de Theil	0.42544
Proporción de sesgo, UM	0.29677
Proporción de regresión, UR	0.48639
Proporción de perturbación, UD	0.21684

Observamos que el porcentaje error absoluto medio es 0,38539%, por lo que consideramos que sería una buena predicción.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha intentado encontrar variables que puedan tener una relación a largo plazo con el consumo. Para ello, primero se han estudiado varias teorías del consumo que nos han ayudado a encontrar dichas variables. Todas las teorías coincidían en la variable renta disponible y además cada una daba pinceladas de la importancia que podría tener el tipo de interés o la riqueza no humana.

En segundo lugar, se ha intentado buscar la relación a largo plazo entre las variables consumo, renta disponible, tipo de interés y riqueza no humana a través de un análisis empírico. Al comprobar mediante este análisis que las variables no están cointegradas, se desecha la posibilidad de relación a largo plazo. A partir de ahí se intenta estimar un modelo con dichas variables en primeras diferencias y con un retardo de las variables, elegido de entre seis para así obtener después una predicción en el corto plazo. Una vez hecha la predicción, se observa que el porcentaje de error absoluto medio es mínimo y por lo tanto es una buena predicción.

Es cierto que los resultados no han sido los deseados, ya que estimar un modelo en el largo plazo te permite realizar un trabajo mucho más completo y enriquecedor, pero personalmente, este trabajo me ha enseñado a realizar estudios y análisis empíricos de diversos tipos de variables y a trabajar con ellas para conseguir predicciones reales. Por lo tanto, no es un trabajo satisfactorio a nivel técnico pero sí a nivel personal, aportando los conceptos necesarios para realizar estimación y estudio de los modelos econométricos.

6. BIBLIOGRAFÍA

Argandoña, A. Gámez, C. y Mochón, F. (1996): *Macroeconomía avanzada I, Modelos dinámicos y teoría de la política económica*. McGRAW-HILL/INTERAMERICANA DE ESPAÑA, S.A. Madrid.

Blanchard, O. (2006): *Macroeconomía*. Prentice Hall Editorial, Madrid. 4ª edición.

Calvo, J. (1997): *Teoría Económica Superior II: Hipótesis de la renta permanente y del ciclo vital*. (Macroeconomía). Uned. Universidad Nacional de Educación a Distancia Editorial, Madrid.

Dornbusch, R. Fischer, S. Startz, R. (2014): *Macroeconomía*, traducido de la 12ª edición de *Macroeconomics* por McGRAW-HILLS Education.

Fisher, I. (1930): *La teoría del interés*. Ediciones Aosta. Biblioteca de grandes economistas del siglo XX. Edición al cuidado de José A. de Aguirre.

Friedman, M (1957): *Una teoría de la función de consumo*. Princeton University Press.

Froyen, R. (1997): *Macroeconomía, teorías y políticas*. PRENTICE-HALL HISPANOAMERICANA, S.A. 5ª Editorial.

Modigliani, F. y Samuelson, P. (1966): *The Review of Economic Studies*. Oxford University Press.

7. ANEXOS

Anexo I: 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

Anexo II. Explicación de contrastes utilizados para la elección del mejor modelo

1- Contraste de significatividad individual

$$H_0: \beta_i = 0$$

$$H_1: \beta_i \neq 0$$

$$t_{\hat{\beta}} = \frac{\hat{\beta}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i}} \sim t_{T-K}$$

2- Contraste de normalidad de los residuos

H₀: Las perturbaciones aleatorias se distribuyen como una normal

H₁: Las perturbaciones aleatorias no se distribuyen como una normal

3- Contraste de autocorrelación LM de orden p, p=1,2,3,4.

H₀: No existe autocorrelación de orden p

H₁: existe autocorrelación de orden p

4- Contraste de ARCH (1)

H₀: No existe autocorrelación de primer orden de la varianza autorregresiva.

H₁: existe autocorrelación de primer orden de la varianza autorregresiva.

5- Contraste de forma funcional (Reset Ramsey)

H₀: especificación correcta

H₁: no H₀

Para todos los contrastes se utiliza un nivel de significación del 5%.