



## CONSUMO, RENTA Y TIPOS DE INTERÉS REGIONALES

*Antonio Cutanda Tarín\**

**D-2013-03**

**Mayo 2013**

---

\*Universidad de Valencia

El autor agradece la financiación recibida del Fondo Europeo de Desarrollo Regional (FEDER)

*Dirección para correspondencia:*

Departamento de Análisis Económico

Facultad de Economía

Avda. de los Naranjos, s/n. 46022 Valencia

*e-mail: antonio.cutanda@uv.es*

Se puede acceder a los documentos de trabajo de la Dirección General de Presupuestos en la página Web:

<http://www.sepg.pap.minhap.gob.es/sitios/sepg/es-ES/presupuestos/documentacion/Paginas/Documentacion.aspx>

Los Documentos de Trabajo de la Dirección General de Presupuestos no representan opiniones oficiales del Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas. Los análisis, opiniones y conclusiones aquí expuestos son los del autor, con lo que no tiene que coincidir, necesariamente la citada Dirección. Ésta considera, sin embargo, interesante la difusión del trabajo para que los comentarios y críticas que suscite contribuyan a mejorar su calidad.

## **Abstract**

This paper estimates non-linearly the relationship of total expenditure on consumption and expenditure on food, beverages and tobacco, for different periods, with gross disposable income with regional data of the Spanish economy from the BDMORES and the Contabilidad Regional de España. The estimation method used avoids the so-called approximation bias, by estimating nonlinear consumption Euler equations. The results allow to obtain reasonable values of the parameters of the utility function of consumers, as the coefficient of relative risk aversion and the discount factor. Moreover, the results show excess sensitivity of consumption to income, that is robust both to the absence of intertemporal separability as of intratemporal separability.

## **Resumen**

Este trabajo estima no linealmente la relación del gasto total en consumo y del gasto en alimentos, bebidas y tabaco, para diferentes períodos, con la renta bruta disponible con datos regionales de la economía española extraídos de la BDMORES y de la Contabilidad Regional de España. El método de estimación utilizado evita el denominado sesgo de aproximación, al estimar ecuaciones de Euler del consumo no lineales. Los resultados permiten obtener valores razonables de los parámetros de la función de utilidad de los consumidores, como el coeficiente de aversión relativa al riesgo y el factor de descuento. Por otra parte, los resultados evidencian exceso de sensibilidad del consumo a la renta, que se muestra robusto tanto a la ausencia de separabilidad intertemporal como de separabilidad intratemporal.

**Keywords:** Euler equation, Instrumental variables, Excess sensitivity of consumption, Regional data.

**JEL Code:** C21, D12, E21

## 1.- INTRODUCCION

La estimación de ecuaciones de Euler ha ocupado un papel central en la investigación en consumo desde que el trabajo seminal de Hall (1978) derivó por primera vez y contrastó la ecuación de Euler del consumo con datos macroeconómicos. Desgraciadamente, a pesar de los numerosos y cuidadosos estudios empíricos tanto con datos macro como microeconómicos, el procedimiento de estimación de la ecuación de Euler no ha cumplido las expectativas iniciales que consideraban que permitiría encontrar el valor de los parámetros fundamentales de las preferencias individuales, como son la elasticidad de sustitución intertemporal o coeficiente de aversión relativa al riesgo o el factor de descuento. Es más, los resultados empíricos obtenidos hasta ahora acreditan un fallo no consistente del modelo de la renta permanente con expectativas racionales, tal y como señala Carroll (2001), dado que mientras que un grupo importante de estudios encuentran evidencia de exceso de sensibilidad al crecimiento esperado de la renta, o, en otros casos, de la repercusión de ahorro por el motivo de precaución, otros no encuentran exceso de sensibilidad o lo encuentran en mucha menor medida.

Algunos trabajos han encontrado una explicación para los resultados empíricos contradictorios mencionados en el que denominan sesgo de aproximación, que no es otra cosa que el sesgo de dichos resultados debido al procedimiento estándar seguido en su estimación. Dicho procedimiento consiste en estimar una versión log-linearizada, o aproximación de primer orden, de la ecuación de Euler. Tal sesgo de aproximación se producirá siempre que la ecuación de Euler sea lo suficientemente no lineal, dando lugar a estimaciones muy pobres de los parámetros relevantes.

La primera motivación de este trabajo es encontrar valores fiables para los parámetros mencionados de la función de utilidad, como la elasticidad de sustitución intertemporal, un parámetro fundamental del análisis macroeconómico. Por lo general, los macroeconomistas utilizan un valor cercano a la unidad para este parámetro, dado que un elevado valor del mismo es más consistente con la evidencia de los modelos macroeconómicos dinámicos. La polémica aparece porque la evidencia empírica econométrica con datos agregados en Estados Unidos obtiene valores de dicha elasticidad mucho más reducidos, cercanos a cero en realidad, lo que da lugar a una

contradicción entre la literatura macroeconómica dinámica y los resultados econométricos obtenidos con datos agregados. El último elemento del debate lo proporciona el hecho de que las estimaciones con datos microeconómicos suelen ofrecer valores más elevados del parámetro mencionado, más cercanos a los considerados en la literatura macroeconómica dinámica.

Por otra parte, como es bien sabido, y en línea con lo obtenido para otras economías, buena parte de trabajos empíricos han encontrado exceso de sensibilidad a la renta del gasto en consumo español. En ese sentido, una segunda motivación del presente trabajo es comprobar si este persiste al utilizar procedimientos de estimación no lineales que evitan el anteriormente citado sesgo de aproximación.

El trabajo se estructura como sigue: en la segunda sección se revisa el debate en la literatura sobre el sesgo de aproximación en las estimaciones loglinearizadas para el gasto en consumo y se revisan muy brevemente los resultados previos disponibles para la elasticidad de sustitución intertemporal en el caso español; por último, se presenta el modelo considerado; en la tercera sección se comentan los resultados empíricos obtenidos y la cuarta sección concluye.

## 2.- DISCUSION Y MODELO TEORICO

### 2.1. El sesgo de aproximación en la estimación de ecuaciones de Euler loglinearizadas.

El primer trabajo que acometió la estimación de ecuaciones de Euler del consumo a partir de su versión loglinearizada fue el propio Hall (1978). Con posterioridad, Hansen y Singleton (1982) describen un método para estimar modelos no lineales de expectativas racionales directamente a partir de ecuaciones de Euler estocásticas. Una característica atractiva de este método es que los parámetros de las funciones objetivo dinámicas de los agentes económicos pueden ser estimadas sin resolver explícitamente el equilibrio estocástico. Así, este método soslaya la crítica de Lucas (1976). Como es bien conocido, la idea básica que subyace al procedimiento de estimación es la siguiente. Los problemas de optimización dinámica típicamente implican un conjunto de ecuaciones de Euler estocásticas que deben satisfacerse en equilibrio. Estas ecuaciones de Euler implican, a su vez, un conjunto de condiciones de ortogonalidad

que dependen de una forma no lineal de las variables observadas de los parámetros desconocidos que caracterizan la función objetivo. Se construyen estimadores de variables instrumentales no lineales para estos parámetros a partir de versiones simples de las condiciones de ortogonalidad que deben ser igual a cero. Además, típicamente hay disponibles más condiciones de ortogonalidad para su uso en la estimación que parámetros a estimar y, en este sentido, los modelos están sobreidentificados.

Mucho después, Ludvigson y Paxson (2001), a partir de técnicas de simulación sobre un problema de optimización intertemporal bastante estándar, encuentran que la relación real entre el crecimiento esperado del consumo y la incertidumbre en el mismo difieren sustancialmente de la relación implicada por una aproximación lineal. Estos autores investigan las propiedades de las ecuaciones de Euler linearizadas en el contexto de la literatura sobre el ahorro por motivo de precaución. Esta hipótesis frecuentemente implica regresar el crecimiento del consumo sobre medidas de la incertidumbre en el crecimiento esperado del consumo. La ecuación a estimar se deriva de una expansión de segundo orden de la ecuación de Euler, que es la condición de primer orden de la elección óptima del consumo y relaciona la utilidad marginal actual con la utilidad marginal futura esperada.

Estos autores investigan en la posibilidad de que los pobres estimadores que la literatura del consumo ha obtenido del coeficiente de aversión relativa al riesgo se deban a las aproximaciones lineales o log-lineales realizadas de la ecuación de Euler. Si la ecuación de Euler es suficientemente no lineal, estas aproximaciones serán pobres, implicando que las estimaciones del coeficiente de aversión relativa al riesgo pueden diferir de los valores reales simplemente por que la ecuación de Euler considerada es aproximada. Dicha divergencia es denominada el sesgo de aproximación por estos autores. Sus resultados indican que las regresiones del crecimiento del consumo en el crecimiento del consumo al cuadrado producen estimadores del coeficiente de aversión relativa al riesgo que están sesgados. El sesgo asciende a entre un 12% y un 30% en estimaciones OLS y a un 60% en estimaciones IV. En este último caso, la razón del sesgo es que los instrumentos están correlacionados con los momentos de mayor orden del crecimiento del consumo que están en el término de error de la ecuación linearizada. También observan que el tamaño y la dirección del sesgo encontrado puede ser bastante sensible

a los supuestos considerados sobre las preferencias, procesos estocásticos de renta y horizontes temporales<sup>1</sup>.

Por su parte, Carroll (2001) muestra, mediante técnicas de simulación, que los métodos estándar de estimación de ecuaciones de Euler loglinealizadas con datos microeconómicos son incapaces de recuperar los parámetros estructurales del modelo como es el coeficiente de aversión relativa al riesgo. Carroll señala que el problema econométrico de la estimación de la ecuación de Euler loglinealizada es la omisión de los términos de orden superior en la loglinealización, que son endógenos con respecto a los términos de primer orden, así como con respecto a las variables omitidas, haciendo imposible la estimación consistente de la ecuación de Euler. Este autor examina las posibles soluciones al problema entre las que señala la adoptada en el presente trabajo: estimar directamente la ecuación de Euler no lineal mediante el Método Generalizado de Momentos introducido por Hansen (1982). Los únicos inconvenientes que ve a este procedimiento es que, en primer lugar, los datos de consumo presentan, como es bien conocido, error de medida y, en segundo lugar, que esta forma de actuar requiere adoptar algún supuesto en relación a los valores del tipo de interés (en el caso de que este no sea observado) y la tasa de preferencia temporal, aunque el mismo reconoce que este segundo inconveniente es menos importante que el primero<sup>2</sup>. En cualquier caso, el propio Carroll reconoce finalmente que la estimación no lineal del modelo resulta de interés en la obtención de los parámetros estructurales del modelo.

Attanasio y Low (2004) consideran las condiciones bajo las que la estimación de ecuaciones de Euler para el consumo loglinealizadas dan lugar a estimadores consistentes de los parámetros de las preferencias. A partir de técnicas de simulación, estos autores encuentran que cuando la utilidad es isoelástica y se dispone de un período temporal dilatado, se obtienen estimadores consistentes de la ecuación de Euler loglinealizada siempre que los términos de segundo orden y superior de la linearización estén incorrelados con los instrumentos considerados en la estimación. En los resultados de estos autores, la estimación usando una ecuación de Euler loglinealizada no mejora

---

<sup>1</sup> Por otra parte, hay diferencias en el sesgo obtenido en función de la riqueza de la muestra considerada en el análisis, lo que puede ser interpretado como evidencia de que las economías domésticas más pobres están restringidas en liquidez (Zeldes (1989); Dynan (1993)).

<sup>2</sup> En relación a este, puede señalarse que la presencia del error de medida en el consumo, bien conocida de antiguo en la literatura desde el trabajo de Altonji y Siow (1987) puede ser soslayada mediante la utilización de los oportunos instrumentos.

la estimación no lineal por el Método Generalizado de Momentos. Los resultados de Attanasio y Low (2004) presentan algunos problemas. En primer lugar, como señala Carroll, dichos resultados carecen de un análisis de sensibilidad de los mismos a la variación de cualquiera de los distintos parámetros estructurales que obtienen, cruciales para determinar el éxito o el fracaso del método que utilizan. En segundo lugar, los propios autores comienzan su análisis señalando que, en su opinión el método del agente representativo requiere en su estimación de una larga serie temporal de datos macroeconómicos. El problema es que las exigencias son tan grandes que invalida, en buena medida, la aplicabilidad de sus conclusiones en el momento actual, como ellos mismos reconocen en algún momento. Por ejemplo, sus simulaciones demuestran la superioridad de las estimaciones loglinearizadas frente a las no lineales con datos microeconómicos con un  $T=120$ , que está muy por encima de las disponibilidades actuales.

## 2.2. Los resultados disponibles para la elasticidad de sustitución intertemporal.

Los valores estimados para la elasticidad de sustitución intertemporal con datos agregados a partir de ecuaciones de Euler loglinearizadas han sido muy variados y han suscitado un cierto debate. Algunos estudios iniciales, como el ya citado Hansen y Singleton (1982 y 1983), obtienen estimaciones alrededor de la unidad para este parámetro, pero Hall (1988) afirma que estos resultados están sesgados al alza a causa de la agregación temporal en consumo, mientras que obtiene un valor estimado para este parámetro no significativamente distinto de cero. Ogaki y Reinhart (1998) sostienen que la existencia de no separabilidad entre bienes duraderos y no duraderos podía sesgar la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal a la baja. Por otra parte, Basu y Kimball (2002) alcanzan la misma conclusión pero referida a la no separabilidad entre consumo y ocio. Su estimación de dicho parámetro es, en ambos casos, alrededor de 0.35. Por último, Yogo (2004) analiza el efecto de la repercusión de la debilidad de los instrumentos considerados en el valor obtenido, encontrando que el valor de la elasticidad de sustitución intertemporal para once países desarrollados es siempre inferior a 0.5, con lo que confirma las conclusiones de Hall (1988), ya citadas.

Por lo que respecta al caso español, los primeros resultados obtenidos mostraban valores muy bajos y próximos a cero, véase Rubio (1995) y Rodríguez López (1997)<sup>3</sup>. No obstante, Marquez de la Cruz (2005) usando técnicas de cointegración y siguiendo el trabajo de Ogaki y Reinhart (1998), encuentra un valor de la elasticidad de sustitución intertemporal para el caso español superior a 2, llegando a la conclusión que los malos resultados previos se debían a la consideración de modelos separables entre consumo duradero y no duradero. Boscá, Cutanda y Escribá (2006), con técnicas de estimación muy similares a las utilizadas en el presente trabajo, aunque en un ejercicio de análisis para varios países de la provisión de los capitales público y privado, encuentran un valor de la elasticidad de sustitución intertemporal en España de entre 1.5 y 3, según los ejercicios. Por último, Lorenç, Alegre y Oliver (2006) encuentran valores negativos de este parámetro, aunque superiores a la unidad, cuando estiman la ecuación de Euler en niveles, y positivos cuando la estiman en diferencias, aunque con un gran rango de variación.

### 2.3. El modelo teórico.

Supongamos un individuo que elige su consumo en el período  $t$ , a partir de la resolución del siguiente problema de optimización intertemporal:

$$\text{Max}_{C_t} U = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{(1+\delta)^i} u(C_{t+i}) \quad [1]$$

$$\text{s.a. } \Omega_{t+1} = (1+r_{t+1})\Omega_t + Y_t - C_t \quad [2]$$

en dónde  $U$  es la función de utilidad separable intra e intertemporalmente,  $u(.)$  es la función de utilidad uniperíodo,  $E_t$  es el operador esperanza matemática condicionado al conjunto de información disponible en el período  $t$ ,  $\delta$  es la tasa de preferencia temporal,  $\Omega_t$  es la riqueza financiera (no humana) de la economía doméstica,  $r_{t+1}$  es el tipo de interés real, e  $Y_t$  es la renta laboral. La ecuación [2] es la restricción presupuestaria intertemporal y describe la evolución temporal de la riqueza financiera. La ecuación de Euler en consumo asociada a la solución de este problema es:

---

<sup>3</sup> Los resultados con datos microeconómicos, en línea con los obtenidos para otras economías, ofrecían valores estimados más elevados de la elasticidad de sustitución intertemporal. Véase, a este respecto, López Sálido (1993) o Cutanda (2002).



$$u'(C_t) = E_t \left[ \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} u'(C_{t+1}) \right] \quad [3]$$

Si la función de utilidad es isoelástica:

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \quad [4]$$

siendo  $\alpha$  el coeficiente de aversión relativa al riesgo y  $\gamma = 1/\alpha$ , la elasticidad de sustitución intertemporal. La condición de primer orden para el consumo pasa ser entonces:

$$1 = E_t \left[ \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} \right] \quad [5]$$

que, si las expectativas se forman racionalmente, se convierte en:

$$1 = \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} + \varepsilon_{t+1} \quad [6]$$

en donde  $\varepsilon_{t+1}$  es un ruido blanco. A partir de aquí, el procedimiento estándar seguido en la literatura ha consistido en log-linearizar la expresión anterior para obtener una expresión contrastable para el crecimiento del consumo:

$$\Delta \ln C_t = \frac{1}{\alpha} \ln \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} - \frac{1}{\alpha} \ln(1 - \varepsilon_{t+1}) \quad [7]$$

expresión que constituye la base para la realización del conocido contraste de Hall (1978): cualquier variable fechada en el período  $t$ , distinta del propio nivel de consumo, carece de capacidad explicativa en la anterior ecuación, lo que proporciona un contraste muy sencillo del modelo, consistente en la práctica en la verificación de la significatividad de cualquier otra variable en la regresión.

El problema de esta estrategia de contraste del modelo es que ignora los términos de orden superior de la expansión de Taylor de la ecuación de Euler no lineal del consumo, que son endógenos con respecto a los términos de primer orden, así como con respecto a las variables omitidas, haciendo imposible la estimación consistente de la ecuación de Euler log-linearizada. En ese sentido, Dynan (1993) constituye un trabajo pionero que detecta el problema, al atribuir el fallo previo del modelo encontrado en otros trabajos a la no consideración del término de segundo orden de la expansión de Taylor de la loglinearización de la ecuación de Euler del consumo, llegando a la conclusión, sin embargo, que la consideración de este término no permite identificar la presencia de un efecto importante del ahorro por el motivo de precaución<sup>4</sup>. No obstante, Carroll muestra con técnicas de simulación que el término de segundo orden en la aproximación a la ecuación de Euler no es suficiente para capturar las importantes no linealidades del problema<sup>5</sup>. Nuestra solución es más simple que la de Dynan y consiste en estimar directamente la versión no lineal de la ecuación de Euler del consumo, que es uno de los procedimientos de solución recomendados por el propio Carroll (2001), como hemos señalado anteriormente.

En principio, la estimación de la versión no lineal de la ecuación de Euler resulta inmediata a partir de la anterior expresión [6], que permite recuperar los valores de los parámetros esenciales de las preferencias, es decir, del coeficiente de aversión relativa al riesgo o elasticidad de sustitución intertemporal, y la tasa de preferencia temporal o, en otros términos, el factor de descuento. No obstante, las dificultades aparecen al intentar implementar el contraste de exceso de sensibilidad estándar en la literatura empírica a partir de la loglinearización de la ecuación de Euler del consumo. Con dicho objetivo intentaremos replicar estos resultados por un procedimiento similar al que se utiliza en este caso, consistente en la introducción en la ecuación de la variable cuya significatividad se quiere contrastar. En ese sentido, con frecuencia la literatura ha utilizado la renta como la variable básica en el mencionado contraste. En ese caso, el contraste de Hall se formularía de la forma siguiente sobre la versión no lineal de la ecuación de Euler:

---

<sup>4</sup> Gourinchas y Parker (2002) también han atribuido a la omisión de este término la significatividad de las variables demográficas en la ecuación de Euler loglinearizada, en las estimaciones de la misma con datos macroeconómicos. Attanasio y Low (2004), ya citado, presentan evidencia en contrario.

<sup>5</sup> Debido a que el término de segundo orden está correlacionado con los términos de orden superior en la expansión de Taylor de la ecuación de Euler.

$$1 = \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} y_t^\lambda + \varepsilon_{t+1} \quad [8]$$

en donde el contraste consiste en verificar si el parámetro  $\lambda$  es o no distinto de cero. Si es distinto de cero, la única conclusión posible es el rechazo del modelo de ciclo vital con expectativas racionales. En otros casos, el contraste se ha realizado utilizando como variable de interés la tasa de crecimiento de la renta, que podemos aproximar por el ratio de los valores de la renta en dos períodos sucesivos:

$$1 = \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^\lambda + \varepsilon_{t+1} \quad [9]$$

Recientemente la hipótesis de la existencia de hábitos ha ido ganando importancia en el análisis empírico del consumo agregado<sup>6</sup>. Se trata de verificar si el rechazo de la hipótesis básica del modelo de la renta permanente con expectativas racionales se produce como consecuencia de la presencia de hábitos en el consumo, lo que invalidaría el supuesto de separabilidad intertemporal de la función de utilidad. Una posible formulación de la función de utilidad uniperíodo con hábitos sería la siguiente:

$$u(C_t, C_{t-1}) = \frac{C_t^{1-\alpha} C_{t-1}^\gamma}{1-\alpha} \quad [10]$$

que indica que la utilidad del consumo en el período t depende positivamente tanto del nivel de consumo del período t como del nivel de consumo del período t-1. En ese caso, el contraste de exceso de sensibilidad a la tasa de crecimiento de la renta pasaría a ser:

$$1 = \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^\lambda \left( \frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^\gamma + \varepsilon_{t+1} \quad [11]$$

en donde, la pérdida de significatividad de  $\lambda$  y la significatividad de  $\gamma$  indicarían que el rechazo del modelo canónico de elección intertemporal se produce no por la presencia

---

<sup>6</sup> Véase en Carrasco, Labeaga y López Salido (2005) un ejemplo de aplicación al caso español.

de exceso de sensibilidad del consumo a la renta, sino por la presencia de hábitos en el consumo.

De forma similar, puede verificarse si el rechazo del modelo en una subcategoría de consumo se debe a la ausencia de separabilidad intratemporal entre distintas categorías de gasto. Para ello, si el gasto en consumo considerado es, por ejemplo, el gasto en alimentos, bebidas y tabaco,  $C_{at}$ , y el gasto restante es  $C_{rt}$ , la función de utilidad uniperíodo no separable intratemporalmente sería

$$u(C_{at}, C_{rt}) = \frac{C_{at}^{1-\alpha} C_{rt}^{\gamma}}{1-\alpha} \quad [12]$$

y en este caso el contraste de exceso de sensibilidad pasaría a ser

$$1 = \left( \frac{C_{at+1}}{C_{at}} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^{\lambda} \left( \frac{C_{rt+1}}{C_{rt}} \right)^{\gamma} + \varepsilon_{t+1} \quad [13]$$

donde la significatividad de  $\lambda$  es el contraste de exceso de sensibilidad y la de  $\gamma$  la ausencia de separabilidad intratemporal.

### 3.- LOS DATOS.

La muestra de datos de consumo total y renta para la realización del presente trabajo proviene de la BDMORES, que ha permitido obtener series de gasto en consumo total y renta bruta disponible, tanto a precios corrientes como constantes, para las distintas comunidades autónomas para el período 1967-2007. Por otra parte, las series de gasto en alimentos, bebidas y tabaco, que no están disponibles en la fuente mencionada, se han obtenido de la Contabilidad Regional de España para el período 1980-2007. En este último caso, los datos se han expresado en términos reales utilizando las series de IPC para el gasto mencionado por comunidades autónomas.

Se han considerado en el análisis todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta y Melilla, que se han excluido del mismo. Las series de consumo analizadas son, en

terminología de la propia Contabilidad Regional<sup>7</sup>, el *consumo final de los hogares* y el *consumo final en alimentos, bebidas y tabaco*. Por lo que se refiere a la primera, se trata de una medida del gasto total, por lo que incluye el gasto en bienes duraderos. En cualquier caso, supondremos que la depreciación de este tipo de bienes es exponencial, en cuyo caso el incremento del gasto en consumo es una media móvil de orden uno y no un ruido blanco, lo que requiere utilizar instrumentos fechados en  $t-2$  o antes para garantizar la consistencia de los estimadores obtenidos.

En lo que respecta al tipo de interés se ha utilizado el tipo de interés a 12 meses de las letras del Tesoro del Boletín Estadístico del Banco de España, con datos desde julio de 1987 a octubre de 2010 y se ha prolongado hacia atrás utilizando para ello la tasa de crecimiento de la serie de tipos de interés de depósitos de un año a menos de dos de los bancos, de la misma procedencia, con datos desde enero de 1969 hasta marzo de 2003. Por último, se ha prolongado la serie hacia atrás, hasta 1967, con la tasa de crecimiento extraída de la serie de tipos de interés a corto plazo del MOISEES, con datos desde 1964 en adelante. Este tipo de interés, en lo fundamental, es muy similar al considerado por Márquez de la Cruz (2005)<sup>8</sup>. Para obtener los tipos de interés reales, se utilizaron las series de precios que resultaban de la combinación del gasto total en consumo final de los hogares a precios corrientes y a precios constantes de la BDMORES<sup>9</sup>. Es importante destacar que esto implica que el tipo de interés real presentará variabilidad individual, es decir, series distintas para cada comunidad autónoma, aún cuando no la presenten los datos nominales originales del mismo.

Por último, debe tenerse en cuenta que las variables de gasto e ingreso se han expresado en términos per capita utilizando para ello las cifras de población de cada comunidad autónoma, obtenidas de la propia BDMORES.

---

<sup>7</sup> Téngase en cuenta que la base de los datos de gasto total en consumo utilizadas para la elaboración de la BDMORES es la propia Contabilidad Regional para el período posterior a 1980 y los datos del BBVA para el período anterior a dicha fecha.

<sup>8</sup> Se considero también como base para la elaboración de la serie de tipos de interés el tipo de nuevas operaciones de las entidades de crédito de depósitos a hogares y entidades no financieras, con la misma procedencia que el mencionado en el texto, en lugar del tipo de las letras del Tesoro. Los resultados no cambiaban significativamente.

<sup>9</sup> Debe destacarse que para elaborar la serie de gasto total en consumo final de los hogares a precios constantes de la BDMORES se utilizaron las series de IPC para el gasto total en consumo por comunidades autónomas.

#### 4.- RESULTADOS EMPIRICOS.

En el Cuadro 1 se presentan los resultados de la estimación del modelo canónico de elección intertemporal para el gasto total en consumo. En la estimación del modelo se ha dejado libre el valor del factor de descuento, a diferencia de Ogaki y Reinhart (1998) que, para la economía norteamericana imponen un valor de dicho parámetro de 0.990 y 0.995, según el ejercicio, en el consumo no duradero y con datos trimestrales. Los resultados son satisfactorios, a juzgar por los valores obtenidos para el test de Sargan, que presenta niveles de aceptación amplios, por lo general superiores al 50% (aún siendo elevados, solo son inferiores a dicho valor en el caso de Baleares, Canarias, Extremadura y Galicia). El resultado más destacable es la rotundidad con la que se estima el coeficiente de aversión relativa al riesgo, por comparación a lo que suele ocurrir en estos casos, si bien su valor presenta un grado elevado de heterogeneidad por comunidades autónomas. Dicho coeficiente oscila entre un valor de 0.103 para La Rioja y 0.876 para Madrid, con un valor para España de 0.155. Los valores implicados para la elasticidad de sustitución intertemporal son 9.70 para el caso de La Rioja, 1.14 para el caso de Madrid y 6.45 para el de España. Es decir, como resultado de la estimación no lineal del modelo se obtienen valores de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo notablemente superiores a los que se obtienen en la literatura comparada mediante estimaciones lineales, véase Cutanda (2006)<sup>10</sup>. Es decir, el hecho de que la estimación no lineal del coeficiente de aversión relativa al riesgo/elasticidad de sustitución intertemporal permita obtener unos valores tan diferentes de los que se obtienen con las estimaciones loglinealizadas, suponen una confirmación indirecta de las tesis de Carroll (2001) y Ludvigson y Paxson (2001) en el sentido de que un parámetro *profundo* como el mencionado no puede recuperarse con el último tipo de estimaciones mencionadas. Por lo que se refiere al valor estimado para el factor de descuento, se muestra ampliamente significativo en todos los casos y con un grado más elevado de homogeneidad entre comunidades autónomas de lo que ocurría con el coeficiente de aversión al riesgo. La moda de los valores obtenidos para las diferentes comunidades autónomas está en el entorno de 0.99, si bien en algunos casos (Baleares y Castilla-La Mancha) se obtienen valores que rondan la unidad. Ello implica valores algo

---

<sup>10</sup> Aunque en Cutanda (2006) no se estima exactamente el valor de la elasticidad de sustitución intertemporal, sino el valor de la misma afectado por un parámetro, lo cierto es que los valores implicados para la misma con sus resultados están en línea con los obtenidos en el resto de la literatura y alejados del rango de valores estimados en este trabajo.

elevados de este parámetro en comparación con los considerados normalmente en la literatura comparada y más elevados que los obtenidos con datos agregados en Márquez de la Cruz (2005)<sup>11</sup>. El valor implícito promedio de la tasa de descuento en nuestros resultados sería de 0.6%, mientras que en los casos citados de Baleares y Castilla-La Mancha, sería nulo o muy ligeramente negativo.

La introducción de la renta bruta disponible de los hogares en la estimación produce algunos resultados llamativos. En primer lugar, dicha introducción da lugar a una mejora del contraste de Sargan en todos los casos, salvo para Extremadura y Murcia. Este resultado es algo sorprendente si se tiene en cuenta que la ecuación de Euler del consumo es, en definitiva, una ecuación que determina la tasa de crecimiento del mismo, no su nivel. Con respecto a la significatividad de la renta bruta disponible, los resultados muestran que dicha variable se muestra significativa en todos los casos, salvo en dos ocasiones, para las comunidades autónomas de Murcia y La Rioja. Adicionalmente, el signo del parámetro estimado de la renta es positivo en todos los casos, salvo para Extremadura y la ya citada La Rioja. Por tanto, estos resultados avalan la conclusión de que el consumo regional total español muestra exceso de sensibilidad a la renta en el período analizado. Por otra parte, en lo que se refiere a los valores estimados de los parámetros relevantes del modelo de elección intertemporal, la introducción de la renta altera en buena medida dichos valores para el caso de la aversión relativa al riesgo, de forma que se incrementa con respecto a los resultados del Cuadro 1 para 12 comunidades autónomas, y se reduce en los seis casos restantes. Más relevantemente, el valor estimado del factor de descuento se reduce de forma notable en todos los casos, salvo en Extremadura y La Rioja. La reducción es tan importante que da lugar a valores implausibles desde el punto de vista teórico. En conclusión, los resultados del Cuadro 2 son, en conjunto, contrarios a los postulados del modelo de elección intertemporal en consumo.

No obstante estos resultados, se ha procedido a realizar el contraste de exceso de sensibilidad considerando como sujeto del contraste la tasa de crecimiento de la renta bruta disponible, de acuerdo con lo señalado en la sección teórica, resultados que se

---

<sup>11</sup> Los valores implícitos de este parámetro para período anual de los impuestos en sus estimaciones con dato trimestral por Ogaki y Reinhart (1998) serían 0.96 y 0.98, según los casos, y en el citado Márquez de la Cruz (2005) se obtienen unos valores estimados de 0.94 o 0.95. No obstante, debe tenerse en cuenta que en estos dos trabajos la variable de consumo considerada es el gasto no duradero.

presentan en el Cuadro 3. En primer lugar, si bien los resultados del contraste de Sargan de las restricciones de sobreidentificación siguen siendo satisfactorios en dicho Cuadro, la introducción de la variable mencionada solo produce mejora de este contraste con respecto a los resultados del Cuadro 1 en el caso de cinco comunidades autónomas. En cualquier caso, la tasa de crecimiento de la renta disponible es significativa, presentando además signo positivo en todos los casos, salvo para Navarra. Adicionalmente, se puede señalar que los niveles de significatividad de la tasa de crecimiento de la renta en el Cuadro 3 son superiores a los niveles de significatividad del nivel de la renta en el Cuadro 2, como era de esperar, teniendo en cuenta las características del modelo de consumo considerado. De esta forma, las conclusiones de exceso de sensibilidad del consumo total regional a la renta señaladas anteriormente se ven refrendadas por los resultados de este Cuadro 3. Por lo que respecta a los resultados para los parámetros del modelo de elección intertemporal, los resultados del Cuadro 3 evidencian el aumento del parámetro estimado para la aversión relativa al riesgo, con respecto a los resultados del Cuadro 1, en todos los casos salvo en dos ocasiones, Cataluña y Navarra, lo que implica una menor elasticidad de sustitución intertemporal estimada en este caso frente a aquel. Por lo demás, la introducción de la tasa de crecimiento de la renta apenas altera los resultados del valor estimado del factor de descuento con respecto a los del Cuadro 1, que sigue mostrando un muy elevado nivel de significatividad y un valor estimado en el entorno de 0.98/0.99, como allí. Estos últimos resultados hacen que nos inclinemos por los resultados de este Cuadro 3, como preferidos a los del Cuadro 2, a pesar de la mayor significatividad del contraste de Sargan que mostraban estos. En cualquier caso, como ya hemos señalado, la evidencia de ambos cuadros es rotundamente contraria al ajuste del modelo canónico de elección intertemporal en consumo y ampliamente favorable a la presencia de exceso de sensibilidad a la renta del consumo español regional total.

Por último, en el Cuadro 4, sobre la ecuación estimada en el anterior Cuadro 3, hemos introducido la tasa de crecimiento desfasada del gasto en consumo total para comprobar si el exceso de sensibilidad detectado desaparece cuando se considera el efecto de hábitos en el consumo y/o la no separabilidad intertemporal. Como se puede comprobar, los resultados no cambian de forma significativa con respecto al mencionado Cuadro 3. En líneas generales, el contraste de Sargan ofrece resultados aceptables en todos los casos, aumentando con respecto a los resultados del Cuadro 3 en siete ocasiones,



reduciéndose en diez y manteniéndose en el caso de Andalucía. La tasa de crecimiento desfasada del gasto en consumo total es significativa al 5% en todos los casos, salvo en Galicia, por muy escaso margen. Ello nos lleva a concluir contra la separabilidad intertemporal del gasto en consumo total. Por otra parte, el signo de dicha variable es positivo en todos los casos, salvo en Andalucía, Murcia, País Vasco y La Rioja, lo que sería compatible con que el rechazo de la separabilidad intertemporal se deba a la presencia de hábitos de consumo que relacionan positivamente las tasas de crecimiento del consumo en períodos distintos. El coeficiente de aversión relativa al riesgo muestra un patrón de resultados semejante a los de los Cuadros 2 y 3. En concreto, con respecto al Cuadro 3, el parámetro se incrementa en once ocasiones y se reduce en las restantes. Todo ello avala la conclusión de una elevada inestabilidad de este parámetro, lo que está en consonancia con la evidencia empírica previa disponible, véase Cutanda (2006). Por lo que respecta al factor de descuento, por el contrario, muestra una gran estabilidad con respecto a los resultados del Cuadro 3: los valores estimados apenas cambian y cuando lo hacen, es muy marginalmente, por lo general a la baja, incrementándose tan solo en el caso de la Comunidad Valenciana. En cualquier caso, lo más relevante es que los resultados del parámetro del contraste de exceso de sensibilidad a la tasa de crecimiento de la renta bruta disponible no se ven alterados, es decir, el parámetro  $\lambda$  sigue siendo significativo y con un valor no nulo, por lo general positivo.

En la parte final del trabajo, se realizan los mismos ejercicios econométricos pero ahora para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco. El interés de este ejercicio radica en que, como es bien sabido, se considera que el modelo de optimización intertemporal se ajusta mucho mejor al comportamiento temporal de este tipo de gasto que no al del gasto total en consumo, debido a que este último puede incluir partidas de gasto duraderas, como ya hemos mencionado en otro lugar. En ese sentido, el Cuadro 5 presenta la estimación de la versión más simple del modelo, directamente comparable a los resultados del anterior Cuadro 1. La comparación de ambos Cuadros permite apreciar que el ajuste del modelo, medido por los valores obtenidos para el contraste de Sargan, es similar con ambas categorías de gasto. También en el caso del gasto en alimentos, bebidas y tabaco dichos valores avalan la bondad del ajuste. En otro orden de cosas, los parámetros estimados para el coeficiente de aversión relativa al riesgo siguen siendo positivos y menores que la unidad, como en el Cuadro 1, si bien, se han reducido notablemente con respecto a dicho Cuadro. En concreto, el menor valor de este

coeficiente lo presenta Navarra, 0.112, y el mayor Castilla-La Mancha, 0.995. El promedio de todas las comunidades autónomas es ahora 0.487, frente a 0.341 que se obtenía en el Cuadro 1, y el valor estimado para España es 0.528. La consecuencia es una reducción del valor implícito de la elasticidad de sustitución intertemporal en este gasto en consumo, 2.992, frente al promedio que se obtenía en el Cuadro 1, 3.956. Todo parece indicar, por tanto, que el gasto en alimentos, bebidas y tabaco reacciona menos a las alteraciones del tipo de interés que el gasto total en consumo. Por lo que respecta al factor descuento, los resultados son tan robustos como lo eran en el Cuadro 1, si bien en este caso, se observa un menor valor estimado para este parámetro que en dicho Cuadro. En concreto el rango de valores estimados para dicho parámetro en esta categoría de gasto en consumo es de alrededor de 0.97/0.98, con un valor promedio de 0.977, lo que implica una tasa de preferencia temporal del 2.2%. Nótese que estos valores están más en consonancia con los utilizados u obtenidos en la literatura previa, de acuerdo con lo comentado antes.

Los siguientes Cuadros 6 y 7 realizan los contrastes de exceso de sensibilidad para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco que en los Cuadros 2 y 3 hemos realizado previamente para el gasto total en consumo. Las conclusiones generales del análisis de los resultados de estos cuadros son similares a las obtenidas previamente para esta última categoría de gasto. En lo que se refiere al Cuadro 6, y a diferencia de lo que ocurría con el gasto total en consumo, la introducción del nivel de renta bruta disponible da lugar a un empeoramiento del contraste de Sargan en todos los casos, salvo en dos ocasiones (Cantabria y La Rioja), lo que era de esperar teniendo en cuenta que la ecuación a estimar es una ecuación de la tasa de crecimiento del consumo. En cuanto a la significatividad de la renta, su nivel aparece significativo en todos los casos, salvo en Canarias, y además con signo positivo, salvo en los casos de Baleares, la mencionada Canarias y el País Vasco. De esta forma, estos resultados del Cuadro 6 avalan que el gasto en alimentos, bebidas y tabaco presenta exceso de sensibilidad a la renta bruta disponible. Por lo demás, la introducción de la renta en la ecuación a estimar altera en buena medida los valores estimados de los parámetros relevantes de la función de utilidad de los consumidores, como también ocurría en el Cuadro 2. En concreto, se altera notablemente el valor estimado de la aversión relativa al riesgo, como ocurría en dicho Cuadro, si bien la tendencia general es ahora a la reducción en lugar de al incremento como entonces (solo se incrementa con respecto al Cuadro 5 en seis

ocasiones, mientras que se reduce en once). Por otro lado, y al igual que ocurría en el Cuadro 2, el factor de descuento se reduce notablemente, alcanzando valores implausibles y contrarios a los postulados de la elección intertemporal.

En el Cuadro 7 se presenta el contraste de exceso de sensibilidad resultante de introducir la tasa de crecimiento de la renta bruta disponible en la ecuación de Euler del gasto en alimentos, bebidas y tabaco, similar al realizado en el Cuadro 3. Como ocurría en este Cuadro, los resultados del contraste de Sargan continúan siendo satisfactorios: la introducción de la tasa de crecimiento de la renta, mejora el nivel de significación del contraste en ocho ocasiones, lo empeora ligeramente en nueve, y se mantiene en uno, con respecto a los resultados del Cuadro 5. Sin perjuicio de lo anterior, la tasa de crecimiento de la renta resulta significativa en todos los casos, salvo en el País Vasco, y marginalmente en Cataluña. Un resultado peculiar con respecto a lo que ocurría con el gasto total en consumo es que el signo de dicha variable es negativo en diez ocasiones y positivo en las restantes. Por lo que respecta a los parámetros estimados de la función de utilidad, la introducción de la tasa de crecimiento de la renta incrementa el valor del obtenido para la aversión relativa al riesgo en once ocasiones, lo reduce en seis y se mantiene en una. Es de destacar que este parámetro se muestra negativo en tres ocasiones (Castilla-La Mancha, Murcia y Navarra)<sup>12</sup>. Finalmente, el valor estimado para el factor de descuento se muestra mucho más estable que la aversión relativa al riesgo, como ya ocurría en el caso del gasto total en consumo. Prácticamente se mantiene con respecto a los resultados del Cuadro 5 en nueve ocasiones, y cuando se altera (al alza en cuatro ocasiones y a la baja en cinco) lo hace marginalmente, si bien esas alteraciones lo llevan dos veces por encima de la unidad. En conclusión, la evidencia conjunta de los cuadros 6 y 7, como ocurría para el gasto total en consumo en los Cuadros 2 y 3, muestra claramente exceso de sensibilidad del gasto en alimentos, bebidas y tabaco.

En el Cuadro 8 se introduce en la ecuación a estimar la tasa de crecimiento del gasto en alimentos, bebidas y tabaco retardado para examinar la robustez de los resultados del contraste de exceso de sensibilidad a la ausencia de separabilidad intertemporal, en un ejercicio similar al antes realizado para el gasto total en consumo. Los resultados

---

<sup>12</sup> Como señalan Pou, Alegre y Oliver (2006), que abordan esta cuestión, el signo de dicho parámetro y de la elasticidad de sustitución intertemporal no es una cuestión cerrada a nivel teórico, si bien se requiere un valor de este parámetro positivo para garantizar la concavidad de la función de utilidad. Como ya hemos mencionado, en el trabajo mencionado, y en López-Salido (1993) y Collado (1998) también se obtienen elasticidades de sustitución intertemporales negativas.

obtenidos son, también en este caso, similares a los que obteníamos en aquel caso: la introducción de dicha variable no hace desaparecer la evidencia de exceso de sensibilidad del gasto en alimentos, bebidas y tabaco a la tasa de crecimiento de la renta. Por otra parte, los resultados no se alteran con respecto al Cuadro 7. En primer lugar, el contraste de Sargan ofrece unos resultados similares a los del mencionado Cuadro: el nivel de significación es elevado, incrementándose en siete ocasiones con respecto al Cuadro 7 y reduciéndose marginalmente en once. En segundo lugar, la tasa de crecimiento del gasto en alimentos, bebidas y tabaco es significativa en todos los casos, mostrando una clara evidencia en contra de la separabilidad intertemporal de la función de utilidad en esta categoría de consumo. Por otra parte, el signo del parámetro estimado para esta variable es negativo en la mayoría de los casos (trece de dieciocho ocasiones), lo que no avala la hipótesis de los hábitos de consumo como la explicación en este caso. En tercer lugar, el coeficiente de aversión relativa al riesgo muestra, como hemos venido comprobando hasta ahora en todos los ejercicios, una gran inestabilidad, con respecto a los resultados en Cuadros previos, como también ocurría con el gasto total en consumo. En cuarto lugar, el factor de descuento muestra el comportamiento precisamente contrario: los resultados del Cuadro 7 se mantienen en once ocasiones en este Cuadro y cuando se altera con respecto a dichos resultados, lo hace marginalmente. Por último, y como ya hemos mencionado, resaltar que los resultados favorables al exceso de sensibilidad del Cuadro 7 no se ven alterados: la tasa de crecimiento de la renta bruta disponible es significativa en todos los casos, excepto en Baleares y el País Vasco. Por lo demás, el signo de influencia de dicha variable es mayoritariamente negativo (once ocasiones de dieciocho).

Por último, en el Cuadro 9 se ha contrastado si el exceso de sensibilidad detectado en el Cuadro 7 desaparece cuando se tiene en cuenta la ausencia de separabilidad intratemporal del gasto en alimentos, bebidas y tabaco con respecto al gasto restante, de acuerdo con lo que señalamos en la sección teórica. La principal conclusión de los resultados del Cuadro 9 es que el exceso de sensibilidad del gasto en alimentos, bebidas y tabaco a la tasa de crecimiento de la renta bruta disponible detectado en el Cuadro 7 se mantiene en este caso. De hecho, la única región que no presenta dicha característica es, como en aquel caso, el País Vasco, dado que Cataluña, que en el Cuadro 7 no presentaba marginalmente exceso de sensibilidad, ahora lo hace claramente. Como ocurría con la separabilidad intertemporal en el Cuadro 8, los resultados del Cuadro 9

avalan la ausencia de separabilidad intratemporal, salvo en el caso de Extremadura. Además la relación de la tasa de crecimiento del gasto restante se muestra positiva, salvo en el caso de Andalucía, Cantabria, Extremadura, Galicia y La Rioja. Por lo demás, las conclusiones ya comentadas en ejercicios anteriores sobre los parámetros de la función de utilidad se mantienen en el Cuadro 9: el coeficiente de aversión relativa al riesgo muestra una elevada inestabilidad, variando significativamente el parámetro estimado con respecto a los resultados del Cuadro 7, mientras que el factor de descuento muestra una alta estabilidad con respecto a dichos resultados. No obstante, en este caso dicho factor de descuento se altera algo más que en otros ejercicios.

## 5.- CONCLUSIONES

En este trabajo se estiman no linealmente distintas versiones de la ecuación de Euler del consumo a partir de los datos de la BDMORES para el gasto total de consumo entre 1967 y 2007 y de los datos del gasto en alimentos, bebidas y tabaco de la Contabilidad Regional de España entre 1980 y 2007, siguiendo la propuesta de Carroll (2001). El procedimiento de estimación utilizado evita el sesgo de aproximación presente en la estimación de versiones loglinearizadas de esta misma ecuación, según terminología acuñada por Ludvigson y Paxson (2001), siendo, por tanto, adecuado para recuperar los valores de parámetros profundos de las preferencias individuales, como es el coeficiente de aversión relativa al riesgo, o, en otros términos, la elasticidad de sustitución intertemporal, y el factor de descuento, o la tasa de preferencia temporal.

Los resultados muestran valores estimados de la elasticidad de sustitución intertemporal y del factor de descuento más elevados que los previamente disponibles con datos agregados a partir de las estimaciones de las ecuaciones de Euler loglinearizadas. En ese sentido, aunque los resultados varían notablemente por comunidades autónomas, puede destacarse que el valor estimado para la elasticidad de sustitución intertemporal para el gasto total en consumo es, aproximadamente, 3.95, ascendiendo a 2.99 para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco. Por otra parte, el factor de descuento obtenido para el gasto total en consumo es alrededor de 0.99 mientras que el mismo parámetro para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco oscila entre 0.97 y 0.98.

No obstante, los resultados obtenidos para el coeficiente de aversión relativa al riesgo se muestran muy sensibles a la alteración de la especificación del modelo, lo que, por otra parte, es un hecho recurrente de toda la evidencia empírica previa para el caso español. Así, el valor estimado del coeficiente de aversión relativa al riesgo se muestra excesivamente sensible a la especificación del modelo empírico considerado, cuya ampliación para la realización del contraste de exceso de sensibilidad provoca alteraciones de su valor y frecuentes cambios de signo. En sentido contrario, los resultados obtenidos para el factor de descuento de la función de utilidad se muestran robustos a los cambios en la especificación del modelo.

Por lo que respecta al contraste de exceso de sensibilidad, tanto la renta bruta disponible desfasada como su tasa de crecimiento se muestran muy significativas, confirmando la evidencia empírica previa disponible en el sentido de la presencia del exceso de sensibilidad. No obstante, el hecho de que la ecuación de Euler a estimar sea una ecuación de la tasa de crecimiento del gasto en consumo aconsejan tomar como base del contraste de exceso de sensibilidad la ecuación que introduce la tasa de crecimiento de la renta, y no su nivel.

Por último, en el trabajo se verifica también si la evidencia de exceso de sensibilidad es sensible a la ausencia de separabilidad intertemporal en ambos tipos de gasto, mediante la introducción de la tasa de crecimiento del gasto desfasado un período, y de la separabilidad intratemporal en el gasto en alimentos, bebidas y tabaco, mediante la introducción de la tasa de crecimiento del gasto restante. Al igual que en la evidencia empírica previa disponible con versiones loglinealizadas de la ecuación de Euler del consumo, el exceso de sensibilidad no desaparece cuando se modifica el modelo en las direcciones señaladas. Por último, la evidencia se muestra favorable a la ausencia de ambos tipos de separabilidad.

## Referencias Bibliográficas

Alcaide Inchausti, J., 1996, "Contabilidad Regional de las Autonomías Españolas: Un Modelo Simplificado", *Papeles de Economía Española* 67, 2-46.

Alonso Luengo, F. y M. Gómez del Moral, 1996, "El conocimiento de la Economía Regional a través de la Contabilidad Regional", *Papeles de Economía Española* 67, 46-62.

Altonji, J.G. y A. Siow, 1987, "Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data", *Quarterly Journal of Economics* 102, 293-328.

Anderson, T.W. y C. Hsiao, 1982, "Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data", *Journal of Econometrics* 18, 47-62.

Attanasio, O.P. y H. Low, 2004, "Estimating Euler Equations", *Review of Economics Dynamics* 7, 406-435.

Banco de España, varios años, *Boletín Estadístico del Banco de España*.

Basu, S. y M. Kimball, 2002, "Long-run Labor Supply and the Elasticity of the Intertemporal Substitution for Consumption", Working Paper, University of Michigan.

Bilson, J.F.O., 1980, "The Rational Expectations Approach and the Consumption Function: A Multicountry Study", *European Economic Review* 14, 273-299.

Blinder, A.S. y A.S. Deaton, 1985, "The Time-Series Consumption Revisited", *Brookings Papers on Economic Activity*, 465-521.

Boscá, J.E., Cutanda, A. y J. Escribá (2006), "Efficiency in the Provision of Public and Private Capital in 15 OECD Countries", *Investigaciones Económicas*, 30(2), 207-237.

Bover, O. (2005), "Wealth Effects on Consumption: Microeconomic Estimates from the Spanish Survey of Household Finances", Documentos de Trabajo nº 0522, Banco de España.

Browning, M. y T. Crossley (2001): "Unemployment Insurance Levels and Consumption Changes", *Journal of Public Economics* 80(1), 1-23.

Browning, M., Deaton, A.S., y M. Irish, 1985, "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle", *Econometrica* 53, 503-543.

Byrne, J.P. y E.P. Davis, 2003, "Disaggregate Wealth and Aggregate Consumption: An Investigation of Empirical Relationships for the G7", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65, 197-220.

Campbell, J. Y. y N.G. Mankiw, 1989, "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", en Blanchard, O., y S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual 1989*, MIT Press.

- Campbell, J. Y. y N.G. Mankiw, 1990, "Permanent Income, Current Income and Consumption", *Journal of Business and Economic Statistics* 8, 269-279.
- Campbell, J. Y. y N.G. Mankiw, 1991, "The Response of Consumption to Income. A Cross-Country Investigation", *European Economic Review* 35, 723-767.
- Carrasco, R., Labeaga, J.M. y D. López-Salido, 2005, "Consumption and Habits: Evidence from Panel Data", *The Economic Journal*, 115, 144-165.
- Carroll, C.D., 2001, "Death to the Log-Linearized Consumption Euler Equation! (And Very Poor Health to the Second-Order Approximation)", *Advances in Macroeconomics*, 1(1), 1-36.
- Carroll, C.D. y Summers, L.H., 1991, "Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence", en Bernheim, D.B., y J.B. Shoven (eds.), *National Saving and Economic Performance*, Chicago University Press, 305-43.
- Collado. M.D., 1998, "Separability and Aggregate Shocks in the Life-Cycle Model of Consumption: Evidence from Spain", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 60, 227-247.
- Cutanda, A., 2002, "La Hipótesis de la Renta Permanente: Evidencia de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares", *Moneda y Crédito* 215, 145-167.
- Cutanda, A., 2003, "An Empirical Investigation of the Effect of Borrowing Constraints on Spanish Consumption", *Spanish Economic Review* 5/1, 63-84.
- Cutanda, A., 2006, "La Respuesta del Consumo Regional Español a la Renta", *Documentos de Trabajo*. Dirección General de Presupuestos. Ministerio de Economía y Hacienda, D-2006-04.
- Dabán, T., Díaz, A., F.J.Escribá y M.J. Murgui, 2002, "La Base de Datos BD.MORES", *Revista de Economía Aplicada* X(30), 165-184.
- Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F. y S. Yeo, 1978, "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom", *Economic Journal* 84, 338-348.
- De Bustos, A., Díaz, A., Cutanda, A., Escribá, F.J., Murgui, M.J. y M.J.Sanz, 2008, "La BD.MORES en Base 2000: Nuevas Estimaciones y Variables", *Documentos de Trabajo*. Dirección General de Presupuestos. Ministerio de Economía y Hacienda, D-2008-02.
- Deaton, A.S., 1985, "Panel Data from a Time-Series of Cross-Sections", *Journal of Econometrics* 30, 109-126.
- Deaton, A.S., 1991, "Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica* 59, 1221-1248.
- Deaton, A.S., 1992, *Understanding Consumption*, Oxford University Press.



- DeJuan, J.P. y M.J. Luengo-Prado (2006): “Consumption and Aggregate Constraints: International Evidence”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68, 81-99.
- Dolado, J.J., Sebastián, M., y J.Vallés, 1993, “Cyclical Patterns of the Spanish Economy”, *Investigaciones Económicas. Segunda Epoca* 17, 445-474.
- Dynan, K.E., 1993, “How Prudent Are Consumers?”, *Journal of Political Economy* 101(6), 1104-1113.
- Faith, Guvenen, M., 2002, “Reconciling Conflicting Evidence on the Elasticity of Intertemporal Substitution: A Macroeconomis Perspective”, *Working Paper, University of Rochester*, Mimeo.
- Flavin, M.A., 1981, “The Adjustment of Consumption to changing Expectations about Future Income”, *Journal of Political Economy* 89,974-1009.
- Gourinchas, P.O. y J. Parker, 2002, “Consumption over the Life Cycle”, *Econometrica* 70, 47-90.
- Guvenen, F., 2006, “Reconciling Conflicting Evidence on the Elasticity of Intertemporal Substitution: A Macroeconomic Perspective”, *Journal of Monetary Economics* 53, 1451-1472.
- Hall, R.E., 1978, “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence”, *Journal of Political Economy* 86, 971-987.
- Hall, R.E., 1988, “Intertemporal Substitution in Consumption”, *Journal of Political Economy* 96, 339-357.
- Hansen, L.M., 1982, “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica* 50(4), 1029-1054.
- Hansen, L.P., y K.J. Singleton, 1982, “Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models”, *Econometrica* 50, 1269-1286.
- Hansen, L.P., y K.J. Singleton, 1983, “Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns”, *Journal of Political Economy* 91, 249-265.
- Hsiao, C., 1986, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- INE, varios años, *Contabilidad Regional de España*. Distintas bases y series.
- INE, varios años, *Índice de Precios al Consumo*. Distintas bases y series.
- Japelli, T., y M. Pagano, 1989, “Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison”, *American Economic Review* 79, 1088-1105.
- López Salido, J.D., 1993, “Consumo y Ciclo Vital: Resultados para España con Datos de Panel”, *Investigaciones Económicas. Segunda Epoca*. 17, 285-312.

- Lucas, R.E., 1976, "Econometric Policy Evaluation: A Critique", en Brunner, K. y A.H. Meltzer (eds.) *The Phillips Curve and Labour Markets*, Amsterdam: North-Holland.
- Ludvigson, S. y C.H. Paxson, 2001, "Approximation Bias in Linearized Euler Equations", *The Review of Economics and Statistics* 83(2), 242-256.
- Márquez de la Cruz, E. (2005): "La Elasticidad de Sustitución Intertemporal y el Consumo Duradero: Un Análisis para el Caso Español", *Investigaciones Económicas*, 24(3), 455-481.
- Márquez de la Cruz, E. (2006): "Consumo Duradero y Hábitos en el Consumo: Una Aplicación del Modelo CCAPM al Mercado de Valores Español", *Revista de Economía Aplicada*, 42 (vol. XIV), 5-33.
- Márquez de la Cruz, E., Martínez-Cañete, A. y I. Pérez-Soba (2007): "Intertemporal Preference Parameter for some European Monetary Union Countries", *Applied Economics*, 39, 997-1011.
- Molinas, C., Ballabriga, C. Canadell, E., Escribano, A., Lopez, E., Manzanedo, L., Mestre, R., Sebastian, M. y D. Taguas, 1990, *MOISEES: Un Modelo de Investigación y Simulación de la Economía Española*, Antoni Bosch, editor.
- Núñez Carrasco, J.A. (2010): "Un Contraste Directo de la Hipótesis de Renta Permanente. Evidencia con datos de las Comunidades Autónomas Españolas", *Revista de Estudios Regionales*, 88, 91-110.
- Ogaki, M., y C. Reinhart, 1998, "Measuring Intertemporal Substitution: The Role of Durable Goods", *Journal of Political Economy* 106, 1078-1098.
- Ostergaard, C., Sørensen, B.E. y O. Yosha (2002): "Consumption and Aggregate Constraints: Evidence from the U.S. Status and Canadian provinces", *Journal of Political Economy* 110, 3, 634-645.
- Pou, Ll., Alegre, J. y J. Oliver (2006): "El Exceso de Sensibilidad del Consumo al Ciclo Económico. Un Análisis Microeconómico", *Revista de Economía Aplicada*, 41 (vol. XIV), 85-113.
- Pozzi, L., Heylen, F. y M. Dossche (2004): "Government Debt and Excess Sensitivity of Private Consumption: Estimates from OECD Countries", *Economic Inquiry*, 42, 618-633.
- Rodríguez López, R. (1997): "Modelos Intertemporales de Valoración de Activos: Análisis Empírico para el Caso Español", *Revista Española de Economía*, 14(2), 189-213.
- Rubio, E. M. (1995): "Testing the CCAPM on Spanish Data: A New Approach", *Documentos de Trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros*, nº 9603.
- Yogo, M., 2004, "Estimating the Elasticity of Intertemporal Substitution When Instruments Are Weak", *The Review of Economics and Statistics* 86(3), 797-810.

Zeldes, S.P., 1989, "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy* 97, 305-346.

**Cuadro 1**

$$1 = \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)}$$

Variable Dependiente: Gasto Total en Consumo

	$\alpha$	$1/1+\delta$	Sargan
<b>Andalucía</b>	0.153 (6.793)	0.985 (1381.2)	5.971 0.650
<b>Aragón</b>	0.443 (28.507)	0.993 (1703.1)	6.106 0.635
<b>Asturias</b>	0.195 (11.514)	0.988 (1778.0)	7.001 0.636
<b>Baleares</b>	0.524 (19.652)	1.007 (2741.5)	9.994 0.265
<b>Canarias</b>	0.169 (6.987)	0.992 (1468.0)	7.524 0.481
<b>Cantabria</b>	0.238 (9.180)	0.988 (984.4)	5.872 0.661
<b>Cast.León</b>	0.417 (25.662)	0.994 (1532.1)	5.413 0.712
<b>Cast.Man.</b>	0.625 (31.912)	1.000 (1750.8)	4.672 0.791
<b>Cataluña</b>	0.357 (9.970)	0.997 (1155.4)	3.427 0.634
<b>Com. Val.</b>	0.481 (27.070)	0.996 (1817.6)	7.326 0.603
<b>Extremadura</b>	0.372 (13.776)	0.996 (1229.9)	7.464 0.487
<b>Galicia</b>	0.354 (16.688)	0.998 (1487.4)	8.978 0.439
<b>Madrid</b>	0.876 (38.770)	0.998 (1874.8)	7.340 0.500
<b>Murcia</b>	0.301 (12.832)	0.992 (2095.1)	5.062 0.750
<b>Navarra</b>	0.183 (11.281)	0.993 (2.115.8)	6.289 0.603
<b>País Vasco</b>	0.209 (13.293)	0.990 (2703.8)	5.578 0.781
<b>La Rioja</b>	0.103 (3.418)	0.985 (1261.5)	5.099 0.647
<b>España</b>	0.155 (7.032)	0.986 (1545.5)	6.099 0.636

Nota a los Cuadros 1 a 4: Los instrumentos son del segundo, al quinto retardo del tipo de interés y del segundo al cuarto retardo de la diferencia del gasto en consumo y de la renta para Andalucía, Aragón, Baleares, Canarias, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Extremadura, Madrid, Murcia, Navarra y España. A estos se añade el sexto retardo del tipo de interés para Asturias. En el caso de Cataluña, los instrumentos son el tercer y cuarto retardo de tipo de interés y y diferencia del gasto en consumo y

del segundo al cuarto de la diferencia de la renta. Para Valencia, Galicia y País Vasco, los instrumentos son del segundo al cuarto retardo del tipo de interés y de la diferencia del gasto en consumo y del segundo al sexto de la diferencia de la renta. Por último, para La Rioja, los instrumentos son del segundo al cuarto retardo del tipo de interés y de la diferencia del gasto en consumo y del tercero al quinto retardo de la diferencia de la renta

**Cuadro 2**

$$1 = \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} y_t^\lambda$$

Variable Dependiente: Gasto Total en Consumo

	$\alpha$	$1/1+\delta$	$\lambda$	Sargan
<b>Andalucía</b>	0.704 (12.216)	0.564 (23.835)	0.306 (13.411)	1.884 0.965
<b>Aragón</b>	0.688 (18.482)	0.772 (31.290)	0.118 (7.869)	2.891 0.894
<b>Asturias</b>	0.517 (10.278)	0.645 (27.033)	0.209 (11.572)	1.823 0.985
<b>Baleares</b>	0.039 (0.395)	0.449 (15.299)	0.332 (12.314)	1.606 0.978
<b>Canarias</b>	0.722 (17.312)	0.665 (46.455)	0.192 (18.298)	2.325 0.939
<b>Cantabria</b>	0.043 (0.864)	0.583 (24.299)	0.244 (12.510)	2.990 0.885
<b>Cast.León</b>	0.559 (20.326)	0.823 (64.487)	0.093 (11.850)	3.011 0.883
<b>Cast.Man.</b>	0.813 (9.929)	0.467 (13.286)	0.395 (10.210)	0.690 0.998
<b>Cataluña</b>	0.311 (3.109)	0.708 (14.334)	0.149 (4.908)	1.243 0.870
<b>Com. Val.</b>	1.060 (26.116)	0.692 (44.866)	0.177 (16.053)	2.972 0.936
<b>Extremadura</b>	0.345 (11.671)	1.010 (272.023)	-0.009 (-3.884)	7.147 0.413
<b>Galicia</b>	0.703 (13.505)	0.579 (23.583)	0.276 (12.795)	1.683 0.989
<b>Madrid</b>	1.121 (39.313)	0.710 (51.658)	0.146 (17.296)	4.087 0.769
<b>Murcia</b>	0.333 (15.028)	0.990 (64.479)	0.001 (0.183)	4.806 0.683
<b>Navarra</b>	0.175 (3.868)	0.745 (36.874)	0.120 (10.253)	3.295 0.856
<b>País Vasco</b>	0.255 (11.152)	0.772 (86.180)	0.105 (20.824)	4.265 0.832
<b>La Rioja</b>	0.410 (7.545)	1.045 (17.844)	-0.025 (-0.999)	2.699 0.845
<b>España</b>	0.626 (7.434)	0.496 (15.185)	0.330 (10.552)	1.092 0.993

**Cuadro 3**

$$1 = \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^\lambda$$

Variable Dependiente: Gasto Total en Consumo

	$\alpha$	$1/1+\delta$	$\lambda$	Sargan
<b>Andalucía</b>	1.307 (51.634)	0.988 (1641.6)	1.311 (38.325)	4.271 0.748
<b>Aragón</b>	0.561 (33.146)	0.975 (1472.4)	0.893 (53.626)	4.702 0.696
<b>Asturias</b>	0.847 (24.104)	0.984 (1931.3)	0.988 (35.760)	6.437 0.598
<b>Baleares</b>	0.839 (21.570)	1.007 (2153.2)	0.406 (10.815)	10.239 0.175
<b>Canarias</b>	0.653 (21.423)	0.995 (1679.8)	0.522 (23.306)	7.576 0.371
<b>Cantabria</b>	0.444 (13.900)	0.988 (860.4)	0.482 (19.973)	7.565 0.372
<b>Cast.León</b>	0.837 (54.757)	0.985 (1187.0)	0.970 (29.429)	4.104 0.767
<b>Cast.Man.</b>	0.990 (38.222)	1.000 (1461.9)	0.857 (29.170)	3.758 0.807
<b>Cataluña</b>	0.202 (3.770)	0.981 (568.942)	0.674 (11.565)	3.212 0.522
<b>Com. Val.</b>	1.035 (46.632)	0.989 (1559.1)	1.123 (32.717)	6.450 0.596
<b>Extremadura</b>	1.448 (26.227)	1.001 (854.9)	1.100 (26.511)	3.028 0.882
<b>Galicia</b>	0.670 (30.670)	0.996 (1613.7)	0.663 (33.930)	6.243 0.619
<b>Madrid</b>	1.245 (38.887)	0.995 (1908.9)	0.636 (19.663)	7.142 0.414
<b>Murcia</b>	0.342 (20.222)	0.994 (2474.1)	0.380 (17.612)	5.455 0.604
<b>Navarra</b>	0.116 (6.197)	0.993 (2048.0)	-0.106 (-5.356)	6.175 0.519
<b>País Vasco</b>	0.258 (16.095)	0.989 (2479.2)	0.180 (8.286)	5.282 0.726
<b>La Rioja</b>	0.276 (7.594)	0.987 (1371.6)	0.193 (6.670)	5.223 0.515
<b>España</b>	0.902 (36.633)	0.990 (2028.0)	0.863 (31.655)	5.780 0.565

**Cuadro 4**

$$1 = \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^\lambda \left( \frac{C_t}{C_{t-1}} \right)^\gamma$$

Variable Dependiente: Gasto Total en Consumo

	$\alpha$	$1/1+\delta$	$\lambda$	$\gamma$	Sargan
<b>Andalucía</b>	1.043 (35.293)	0.989 (1165.3)	1.915 (20.017)	-0.743 (-8.224)	3.652 0.723
<b>Aragón</b>	0.616 (34.090)	0.972 (1076.2)	0.013 (0.319)	0.891 (25.171)	4.891 0.567
<b>Asturias</b>	0.956 (26.346)	0.980 (1727.1)	0.377 (12.712)	0.691 (38.466)	4.843 0.679
<b>Baleares</b>	-0.370 (-6.832)	0.991 (652.176)	-2.478 (-19.851)	2.056 (23.546)	2.738 0.840
<b>Canarias</b>	0.041 (0.959)	0.989 (1651.5)	-2.067 (-19.969)	1.810 (24.434)	5.525 0.478
<b>Cantabria</b>	0.638 (18.990)	0.986 (844.652)	-0.441 (-8.052)	1.076 (19.035)	5.998 0.423
<b>Cast.León</b>	0.785 (35.214)	0.985 (1138.5)	0.648 (11.797)	0.226 (6.411)	4.818 0.567
<b>Cast.Man.</b>	1.012 (37.686)	0.999 (1134.5)	0.712 (9.856)	0.166 (2.749)	3.993 0.677
<b>Cataluña</b>	0.293 (5.279)	0.982 (577.484)	0.492 (6.548)	0.243 (4.331)	3.284 0.349
<b>Com. Val.</b>	1.156 (58.298)	0.997 (2079.1)	0.539 (13.863)	0.326 (12.898)	7.516 0.377
<b>Extremadura</b>	2.350 (23.840)	1.009 (603.670)	-1.135 (-6.793)	2.807 (13.999)	2.287 0.891
<b>Galicia</b>	0.737 (26.464)	0.997 (1562.1)	0.575 (14.528)	0.083 (1.917)	6.348 0.499
<b>Madrid</b>	1.314 (41.172)	0.994 (1934.9)	0.095 (1.400)	0.472 (7.253)	7.532 0.274
<b>Murcia</b>	0.134 (3.058)	0.993 (2019.9)	0.708 (7.694)	-0.456 (-5.021)	5.500 0.481
<b>Navarra</b>	0.190 (8.213)	0.989 (1642.9)	-0.750 (-18.566)	0.681 (19.975)	6.562 0.363
<b>País Vasco</b>	0.068 (2.707)	0.987 (2052.3)	0.290 (10.828)	-0.307 (-10.901)	5.010 0.658
<b>La Rioja</b>	0.244 (5.864)	0.987 (1266.2)	0.216 (5.462)	-0.045 (-1.291)	5.032 0.411
<b>España</b>	1.085 (39.755)	0.986 (1864.1)	0.253 (7.679)	0.886 (30.894)	4.106 0.662



**Cuadro 5**

$$1 = \left( \frac{C_{at+1}}{C_{at}} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)}$$

Variable Dependiente: Gasto en Alimentos, Bebidas y Tabaco.

	$\alpha$	$1/1+\delta$	Sargan
<b>Andalucía</b>	0.293 (46.327)	0.965 (5006.6)	4.639 0.703
<b>Aragón</b>	0.421 (34.478)	0.981 (4026.0)	4.869 0.675
<b>Asturias</b>	0.300 (13.976)	0.973 (2596.5)	3.190 0.866
<b>Baleares</b>	0.966 (119.081)	0.981 (4824.4)	7.471 0.381
<b>Canarias</b>	0.538 (21.755)	0.977 (3403.0)	3.876 0.793
<b>Cantabria</b>	0.432 (6.616)	0.977 (921.394)	4.150 0.527
<b>Cast.León</b>	0.712 (29.946)	0.978 (2033.5)	5.426 0.366
<b>Cast.Man.</b>	0.995 (76.006)	0.981 (3170.9)	3.090 0.876
<b>Cataluña</b>	0.826 (39.664)	0.986 (3494.7)	5.719 0.572
<b>Com. Val.</b>	0.417 (60.817)	0.975 (5544.1)	5.708 0.574
<b>Extremadura</b>	0.544 (30.487)	0.980 (3122.8)	6.796 0.450
<b>Galicia</b>	0.138 (29.789)	0.967 (3848.4)	5.835 0.322
<b>Madrid</b>	0.532 (51.269)	0.983 (4622.4)	4.400 0.732
<b>Murcia</b>	0.435 (16.407)	0.978 (3562.5)	5.464 0.603
<b>Navarra</b>	0.112 (7.691)	0.980 (2634.7)	4.083 0.537
<b>País Vasco</b>	0.438 (46.987)	0.983 (3116.1)	2.122 0.831
<b>La Rioja</b>	0.140 (7.711)	0.979 (3823.0)	6.960 0.433
<b>España</b>	0.528 (26.134)	0.978 (3822.6)	4.898 0.672

Nota a los Cuadros 5 a 9: Los instrumentos son de los retardos segundo al cuarto del tipo de interés y la diferencia del gasto y de la renta para Andalucía, Aragón, Canarias, Valencia, Extremadura, Madrid y Murcia. Para Asturias, Castilla-La Mancha, La Rioja y España los instrumentos son del segundo al cuarto retardo del tipo de interés, el tercero y el cuarto para la diferencia del gasto y del tercero al sexto para la diferencia de la renta. Para Baleares y Cataluña, los instrumentos son del segundo al cuarto retardo del tipo de interés, el tercero y cuarto de la diferencia del gasto y del segundo al quinto de la diferencia de la renta. En el caso

de Cantabria y Navarra son del tercer al quinto retardo del tipo de interés, y el tercero y el cuarto de la diferencia del gasto y de la diferencia de la renta. Y, por último, para Castilla y León, Galicia y el País Vasco, los instrumentos son del tercer al quinto retardo del tipo de interés, el tercero y el cuarto de la diferencia del gasto y del segundo al quinto de la diferencia de la renta.

**Cuadro 6**

$$1 = \left( \frac{C_{at+1}}{C_{at}} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} y_t^\lambda$$

Variable Dependiente: Gasto en Alimentos. Bebidas y Tabaco.

	$\alpha$	$1/1+\delta$	$\lambda$	Sargan
<b>Andalucía</b>	0.842 (275.679)	0.694 (1047.2)	0.172 (359.498)	5.068 0.535
<b>Aragón</b>	0.526 (47.715)	0.865 (266.978)	0.056 (33.800)	4.165 0.654
<b>Asturias</b>	-0.073 (-5.313)	0.814 (220.176)	0.079 (39.446)	3.885 0.692
<b>Baleares</b>	0.980 (110.723)	1.451 (86.139)	-0.159 (-33.714)	6.669 0.352
<b>Canarias</b>	0.525 (16.228)	0.983 (145.537)	-0.002 (-0.701)	3.497 0.744
<b>Cantabria</b>	0.186 (4.165)	0.734 (236.683)	0.128 (70.415)	1.746 0.782
<b>Cast.León</b>	0.430 (33.043)	0.800 (501.402)	0.091 (106.118)	5.555 0.234
<b>Cast.Man.</b>	0.609 (37.363)	0.878 (220.807)	0.053 (24.799)	3.389 0.758
<b>Cataluña</b>	0.727 (34.017)	0.906 (165.596)	0.035 (14.039)	5.459 0.486
<b>Com. Val.</b>	0.320 (40.611)	0.823 (387.628)	0.080 (66.584)	5.296 0.506
<b>Extremadura</b>	0.237 (18.333)	0.872 (644.599)	0.062 (74.192)	8.176 0.225
<b>Galicia</b>	-0.015 (-2.726)	0.734 (353.691)	0.134 (98.043)	3.003 0.557
<b>Madrid</b>	0.429 (42.137)	0.897 (332.008)	0.037 (31.086)	4.465 0.613
<b>Murcia</b>	0.602 (48.328)	0.733 (230.654)	0.140 (67.165)	5.827 0.442
<b>Navarra</b>	0.050 (3.523)	0.851 (201.585)	0.056 (28.374)	3.139 0.534
<b>País Vasco</b>	0.464 (46.736)	1.047 (153.397)	-0.026 (-9.666)	2.020 0.731
<b>La Rioja</b>	0.465 (62.438)	0.723 (776.552)	0.128 (236.592)	3.874 0.693
<b>España</b>	0.235 (16.293)	0.819 (277.405)	0.080 (49.655)	3.872 0.693

**Cuadro 7**

$$1 = \left( \frac{C_{at+1}}{C_{at}} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^\lambda$$

Variable Dependiente: Gasto en Alimentos. Bebidas y Tabaco.

	$\alpha$	$1/1+\delta$	$\lambda$	Sargan
<b>Andalucía</b>	0.247 (30.579)	0.964 (2802.2)	-0.029 (-2.850)	4.774 0.573
<b>Aragón</b>	0.794 (88.489)	1.037 (1287.8)	-1.893 (-85.224)	3.877 0.693
<b>Asturias</b>	0.335 (8.081)	0.956 (916.600)	0.898 (22.788)	1.554 0.955
<b>Baleares</b>	0.762 (47.383)	0.996 (2547.2)	-1.409 (-81.623)	4.678 0.585
<b>Canarias</b>	0.718 (26.563)	0.989 (1344.9)	-0.606 (-19.800)	3.377 0.760
<b>Cantabria</b>	0.496 (4.520)	1.020 (362.459)	-1.996 (-23.145)	2.932 0.569
<b>Cast.León</b>	0.875 (32.258)	0.957 (1164.5)	0.824 (30.783)	4.027 0.402
<b>Cast.Man.</b>	-0.234 (-9.584)	0.980 (3149.1)	-0.788 (-51.181)	5.999 0.423
<b>Cataluña</b>	0.824 (34.121)	0.985 (2525.1)	0.017 (1.955)	5.523 0.478
<b>Com. Val.</b>	0.831 (57.472)	0.972 (4115.7)	0.530 (33.994)	3.814 0.701
<b>Extremadura</b>	0.713 (31.803)	0.987 (1768.4)	-0.229 (-15.163)	6.390 0.380
<b>Galicia</b>	0.154 (25.392)	0.958 (5261.6)	0.673 (40.686)	5.095 0.277
<b>Madrid</b>	0.781 (46.927)	0.972 (1609.6)	0.602 (22.606)	2.784 0.835
<b>Murcia</b>	-0.175 (-4.269)	0.980 (2342.4)	-1.156 (-22.405)	3.376 0.760
<b>Navarra</b>	-0.840 (-22.386)	0.995 (1491.1)	-1.355 (-37.461)	3.111 0.539
<b>País Vasco</b>	0.394 (40.816)	0.983 (2273.1)	-0.016 (-0.905)	2.287 0.683
<b>La Rioja</b>	0.265 (12.076)	0.974 (2807.6)	0.412 (40.023)	4.864 0.561
<b>España</b>	0.713 (24.412)	0.968 (2487.1)	0.697 (37.683)	3.707 0.716

**Cuadro 8**

$$1 = \left( \frac{C_{at+1}}{C_{at}} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^\lambda \left( \frac{C_{at}}{C_{at-1}} \right)^\gamma$$

Variable Dependiente: Gasto en Alimentos. Bebidas y Tabaco.

	$\alpha$	$1/1+\delta$	$\lambda$	$\gamma$	Sargan
<b>Andalucía</b>	0.230 (38.245)	0.972 (2498.8)	-0.239 (-20.411)	0.468 (37.886)	4.652 0.459
<b>Aragón</b>	0.784 (83.248)	1.033 (1569.350)	-1.617 (-78.126)	-0.246 (-15.482)	2.307 0.805
<b>Asturias</b>	0.159 (3.435)	0.959 (753.564)	0.911 (21.266)	-0.503 (-8.073)	1.351 0.929
<b>Baleares</b>	1.239 (66.444)	0.990 (2616.6)	-0.094 (-1.901)	-1.226 (-39.444)	2.728 0.741
<b>Canarias</b>	0.534 (15.499)	0.986 (1198.5)	-0.683 (-16.134)	0.806 (26.521)	2.942 0.708
<b>Cantabria</b>	0.723 (6.363)	0.956 (394.499)	-0.282 (-3.883)	2.145 (43.419)	0.388 0.942
<b>Cast.León</b>	1.096 (31.014)	0.986 (504.679)	0.247 (4.976)	-1.283 (-23.056)	3.315 0.345
<b>Cast.Man.</b>	0.410 (14.977)	0.999 (1576.8)	-0.604 (-39.382)	-0.985 (-39.211)	1.541 0.908
<b>Cataluña</b>	0.957 (29.695)	1.002 (1572.4)	-0.084 (-7.878)	-1.878 (-62.074)	4.835 0.436
<b>Com. Val.</b>	0.951 (46.783)	0.974 (3123.6)	0.691 (29.484)	-0.378 (-15.810)	2.488 0.778
<b>Extremadura</b>	0.465 (18.411)	0.984 (1891.9)	-0.309 (-21.671)	0.374 (17.444)	6.338 0.274
<b>Galicia</b>	0.030 (2.519)	0.956 (4109.0)	0.716 (42.984)	0.084 (7.493)	4.486 0.213
<b>Madrid</b>	0.724 (54.127)	0.972 (2193.5)	0.572 (28.087)	-0.190 (-27.014)	3.247 0.661
<b>Murcia</b>	-0.612 (-16.300)	0.978 (2477.5)	-0.445 (-10.139)	-1.105 (-27.266)	0.522 0.991
<b>Navarra</b>	-0.742 (-10.899)	1.005 (419.707)	-1.326 (-24.187)	-0.549 (-7.751)	4.509 0.211
<b>País Vasco</b>	0.382 (39.619)	0.980 (2061.7)	-0.002 (-0.153)	-0.045 (-17.883)	1.768 0.621
<b>La Rioja</b>	0.609 (73.294)	0.976 (6541.9)	0.283 (33.990)	-0.671 (-28.381)	4.881 0.430
<b>España</b>	-0.436 (-5.313)	0.950 (743.200)	1.711 (19.805)	-2.502 (-14.281)	1.234 0.941

**Cuadro 9**

$$1 = \left( \frac{C_{at+1}}{C_{at}} \right)^{-\alpha} \frac{(1+r_{t+1})}{(1+\delta)} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^\lambda \left( \frac{C_{rt+1}}{C_{rt}} \right)^\gamma$$

Variable Dependiente: Gasto en Alimentos. Bebidas y Tabaco.

	$\alpha$	$1/1+\delta$	$\lambda$	$\gamma$	Sargan
<b>Andalucía</b>	0.489 (41.956)	0.977 (1432.8)	0.045 (3.844)	-0.322 (-24.979)	5.681 0.338
<b>Aragón</b>	0.985 (73.675)	1.023 (935.583)	-1.823 (-82.353)	0.286 (16.609)	1.680 0.891
<b>Asturias</b>	0.809 (7.496)	0.941 (399.215)	1.323 (25.874)	0.351 (5.352)	1.301 0.934
<b>Baleares</b>	0.781 (45.931)	0.992 (1278.4)	-1.433 (-79.369)	0.139 (6.057)	4.776 0.443
<b>Canarias</b>	0.372 (9.396)	0.971 (832.840)	-0.304 (-8.200)	0.294 (24.815)	3.269 0.658
<b>Cantabria</b>	0.162 (1.168)	1.043 (166.440)	-2.687 (-16.350)	-0.308 (-5.244)	2.781 0.426
<b>Cast.León</b>	2.020 (46.543)	0.969 (720.957)	-0.262 (-6.355)	0.739 (34.560)	4.095 0.251
<b>Cast.Man.</b>	0.021 (0.730)	0.974 (2183.1)	-0.667 (-41.010)	0.157 (16.571)	5.800 0.326
<b>Cataluña</b>	1.275 (27.776)	0.965 (1582.4)	0.345 (23.269)	0.595 (32.328)	5.420 0.366
<b>Com. Val.</b>	0.684 (30.207)	0.944 (945.371)	0.577 (21.409)	0.877 (33.554)	3.462 0.629
<b>Extremadura</b>	0.689 (28.148)	0.989 (1019.0)	-0.250 (-14.601)	-0.010 (-0.783)	5.974 0.308
<b>Galicia</b>	0.110 (17.869)	0.960 (3056.792)	0.719 (41.149)	-0.138 (-12.803)	4.555 0.207
<b>Madrid</b>	0.831 (50.041)	0.969 (1253.8)	0.592 (21.332)	0.124 (9.458)	2.882 0.718
<b>Murcia</b>	-0.131 (-3.408)	0.960 (966.776)	-0.467 (-11.376)	0.505 (23.292)	1.044 0.958
<b>Navarra</b>	-1.279 (-24.575)	0.968 (501.485)	-1.650 (-30.746)	0.826 (16.012)	1.155 0.763
<b>País Vasco</b>	0.912 (36.180)	0.974 (1708.9)	0.007 (0.378)	0.347 (24.769)	1.092 0.778
<b>La Rioja</b>	0.036 (1.432)	0.986 (1496.1)	0.404 (34.038)	-0.412 (-29.957)	3.648 0.601
<b>España</b>	1.100 (26.420)	0.955 (1300.5)	0.727 (30.607)	0.472 (21.752)	3.939 0.558

- 181.- Título: Sectorialización de la base de datos regional. REGDAT (versión2.3)  
 Autor: Antonio Cutanda Tarín  
 Número: 2012-03
- 182.- Título: Nuevas estimaciones del Stock de Capital para regiones europeas (1995-2007)  
 Autores: Javier Escribá y M<sup>a</sup> José Murgui  
 Número: 2012-04
- 183.- Título: Cyclicalty of Real Wages in the USA and Germay: New Insights from Wavelet Analysis  
 Autores: Martyna Marczak and Víctor Gómez  
 Número: 2012-05
- 184.- Título: Educational Attainment in the OECD, 1960-2010  
 Autores: Ángel de la Fuente and Rafael Doménech  
 Número: D-2012-06
- 185.- Título: Series enlazadas de los principales agregados nacionales de la EPA, 1964-2009 (RegDAT\_EPA\_nac\_v10).  
 Autor: Ángel de la Fuente  
 Número: D-2012-07
- 186.- Título: Time Varying Agglomeration Effects on Total Factor Productivity Growth in Spanish Regions (1995-2008)  
 Autores: Javier Escribá and M<sup>a</sup> José Murgui  
 Número: D-2012-08
- 187.- Título: Competencia entre puertos e integración vertical de los servicios. (Versión preliminary)  
 Autores: Ó. Álvarez, P. Cantos, R. Moner y J.J. Sempere  
 Número: D-2012-09
- 188.- Título: EU cohesion aid to Spain: a data set. Part II: 1994-99 planning period  
 Autores: Angel de la Fuente and José Emilio Boscá  
 Número: D-2012-10
- 189.- Título: Monthly US Business Cicle Indicators: A New Multivariate Approach Based on a Band-Pass Filter.  
 Autores: Martyna Marczak and Víctor Gómez.  
 Número: D-2013-01
- 190.- Título: La base de datos BD.EURS (NACE Rev.1).  
 Autores: Javier Escribá y M<sup>a</sup> José Murgui  
 Número: D-2013-02
- 191.- Título: Consumo, Renta y Tipos de Interés Regionales.  
 Autor: Antonio Cutanda Tarín  
 Número: D-2013-03