

**LA RESPUESTA DEL CONSUMO REGIONAL ESPAÑOL
A LA RENTA**

*Antonio Cutanda Tarín **

D-2006-04

Noviembre 2006

* Universidad de Valencia.

El autor agradece la financiación recibida del proyecto DGICYT nº SEC2002-00667, del Fondo Europeo de Desarrollo Regional (FEDER) y de la Fundación Rafael del Pino

Correspondencia: Antonio Cutanda Tarín. Departamento de Análisis Económico. Facultad de Economía. Avda. de los Naranjos, s/n. 46022- Valencia Teléfono 963828235. FAX: 963828249. E-mail antonio.cutanda@uv.es.

Los Documentos de Trabajo de la Dirección General de Presupuestos no representan opiniones oficiales del Ministerio de Economía y Hacienda. 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.

Resumen

Este trabajo estima la respuesta del consumo agregado regional español a las alteraciones de la renta a partir de un modelo en el que una fracción de la renta es percibida por individuos que consumen en función de su renta corriente en lugar de su renta permanente. La fuente estadística es la Contabilidad Regional de España, que presenta datos para las 17 comunidades autónomas españolas para el período 1980-2001. Los resultados con estos datos no son favorables a la hipótesis de la renta permanente. Al mismo tiempo, las comunidades españolas muestran diferencias relativamente importantes en el comportamiento del consumo regional.

Palabras clave: Ecuación Euler, Variables instrumentales, Exceso de sensibilidad del consumo, Datos regionales.

Código JEL: C21, D12, E21.

Abstract

This paper estimates the response of regional aggregate Spanish consumption to income from a model in which a fraction of income accrues to individuals who consume their current rather than their permanent income. The data set is the Contabilidad Regional de España, with data for the 17 Spanish regions from 1980 to 2001. The results are not favourable to the permanent income hypothesis. At the same time, the Spanish regions display relatively important differences in this respect.

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

JEL Code: C21, D12, E21

Introducción

Durante los años 80 y 90, la investigación empírica en consumo agregado ha constituido una de las áreas más activas de la macroeconomía. En su parte más significativa, esta labor de investigación se ha centrado en las implicaciones contrastables del paradigma de optimización intertemporal, con diferentes tipos de datos y resultados diversos. Como consecuencia de dicha labor, existe un amplio consenso en que el análisis empírico con datos agregados suele generar resultados contrarios al modelo de optimización intertemporal, mientras que el análisis con datos microeconómicos suele ser mucho más favorable al mismo.

Para el caso español se dispone ya de algunos ejemplos de aplicación que han dado lugar a resultados no muy diferentes de los obtenidos para otras economías, y que, por lo general, evidencian un ajuste cuando menos problemático de dicho paradigma. En su ya clásico trabajo, no específicamente dedicado al análisis del consumo agregado, Dolado, Sebastián y Vallés (1993) encuentran que éste es más volátil que el ingreso agregado, tanto con datos trimestrales como con datos anuales, y tanto si se considera el gasto en bienes duraderos como el gasto en bienes no duraderos. Por otra parte, López Salido (1993) y Cutanda (2002), ambos a partir de la información que proporciona la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, en adelante ECPF, encuentran evidencia de exceso de sensibilidad a la renta en distintas partidas de gasto agregado español en consumo. Los resultados de Cutanda (2003) apoyan estas conclusiones, al encontrar evidencia de la presencia de restricciones de liquidez en el consumo agregado español. En sentido contrario, y a partir de la misma fuente estadística, Collado (1998) encuentra que el exceso de sensibilidad a la renta desaparece cuando se consideran funciones de utilidad no separables y se estima con procedimientos robustos a la presencia del error de medida en el consumo. Por último, Carrasco, Labeaga y López-Salido (2005) concluyen que el consumo agregado español presenta una elevada inercia en su comportamiento temporal (hábitos).

Por lo general, la investigación sobre la ecuación de Euler del consumo, al menos con datos macroeconómicos, no suele especificar una hipótesis alternativa al modelo de la renta permanente, de modo que el rechazo del modelo no permite concluir cuál es la razón del mismo. En este trabajo, se parte de la formulación de Campbell y Mankiw (1989, 1990 y 1991), que plantean una hipótesis alternativa consistente en considerar la

coexistencia de dos grupos de consumidores, el primero de los cuales gasta directamente su renta corriente, mientras que el otro se comporta de acuerdo con el modelo de optimización intertemporal. La importancia del consumo del primer grupo de consumidores en relación al total viene imperfectamente medida por el valor estimado de un parámetro, que posibilita, además, su comparación directa con los resultados previamente obtenidos para diferentes países.

La base de datos utilizada es la Contabilidad Regional de España, con datos de consumo y renta para las 17 comunidades autónomas para el período 1980-2001. En la sección 2 se presenta el modelo teórico; en la sección 3, el procedimiento de estimación y los datos, y en la sección 4, los resultados empíricos. Por último, en la sección 5 se ofrecen las principales conclusiones del trabajo.

2. Un modelo con dos tipos de consumidores.

Consideremos un consumidor que debe elegir su nivel de consumo C_t , resolviendo el siguiente problema de optimización intertemporal:

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

$$\text{s.a. } W_{t+1} = R_{t+1} W_t + YL_t - C_t \quad [2]$$

en dónde U es la función de utilidad separable intra e intertemporalmente, $u(\cdot)$ es la función de utilidad uniperíodo, E_t es el operador esperanza matemática condicionado al conjunto de información disponible en el período t , β es la tasa de descuento, W_t es la riqueza financiera (no humana) de la economía doméstica, R_{t+1} es el tipo de interés real bruto, e YL_t es la renta del trabajo. La ecuación [2] es la restricción presupuestaria intertemporal y describe la evolución de la riqueza financiera en el tiempo. La ecuación de Euler en consumo asociada a la solución de este problema es:

$$u'(C_t) = E_t [\beta R_{t+1} u'(C_{t+1})] \quad [3]$$

y si $\beta R_{t+1} = 1$ y la utilidad marginal es lineal en consumo, entonces:

$$C_t = E_t C_{t+1} \quad [4]$$

La ecuación [4] es la base del trabajo de Hall (1978): variables diferentes del propio nivel actual de consumo no contribuyen significativamente en la predicción del consumo futuro.

Si suponemos una función de utilidad isoelástica:

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad [5]$$

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

$$1 = E_t \left[\beta R_{t+1} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \right] \quad [6]$$

Si ahora suponemos que el tipo de interés y el consumo se distribuyen conjuntamente como lognormales homocedásticas, la anterior ecuación de Euler se simplifica a la siguiente expresión (Hansen y Singleton (1983)):

$$E_t \Delta c_{t+1} = \mu + \sigma E_t r_{t+1} \quad [7]$$

en dónde μ es una constante que depende, entre otras variables, de la tasa de preferencia temporal y de la elasticidad de sustitución intertemporal; c es el logaritmo del consumo y r el tipo de interés real neto. Nótese que, bajo estos supuestos, esta ecuación determina de que depende la tasa de crecimiento del consumo individual y, por extensión, de que depende la tasa de crecimiento del consumo agregado.

Ante los problemas del modelo con la evidencia empírica, Campbell y Mankiw (1989, 1990 y 1991) proponen una modelización alternativa, de acuerdo con la cual el consumo agregado se determina como una media ponderada de las rentas agregadas corriente y permanente. La explicación de esta función agregada de consumo se encontraría en la coexistencia de individuos que obedecen los postulados de la optimización intertemporal, o *consumidores de renta permanente*, e individuos cuyo consumo se determina, básicamente, en función de la renta que perciben, o *consumidores de renta corriente*. De esta forma, el consumo de los primeros será igual a su renta permanente y el de los segundos a su renta corriente¹ y si estos perciben una fracción λ_t de la renta agregada, la función de consumo puede escribirse como sigue:

$$C_{i,t} = \lambda_t Y_{i,t} + (1 - \lambda_t) YP_{i,t} \quad [8]$$

en donde hemos reformulado el modelo en términos agregados, a partir del supuesto de agente representativo, y en dónde el subíndice i denota la comunidad autónoma de que se trate y $Y_{i,t}$ e $YP_{i,t}$ son la *renta total* y la *renta permanente*, respectivamente.

¹ Dichas soluciones de consumo requieren, en el primer caso, el cumplimiento de los supuestos de Hall (1978) - $\beta R_{t+1} = 1$ y una función de utilidad cuadrática - y en el segundo, unas propensiones marginal y

Al depender de la renta permanente y considerar una función de ingresos estocástica, la expresión [8] presenta todos los problemas asociados a la función de consumo de ciclo vital. Como es bien conocido, estos problemas pueden ser evitados mediante la utilización de la condición de primer orden de la optimización intertemporal. Así, nótese que el *modelo* λ , que acabamos de describir, daría lugar a la siguiente expresión, en lugar de [7]:

$$E_t \Delta c_{i,t+1} = \lambda_1 E_t \Delta y_{i,t+1} + (1 - \lambda_1) [\mu + \sigma E_t r_{i,t+1}] \quad [9]$$

o, de forma sintética, una vez aplicado el operador esperanza matemática:

$$\Delta c_{i,t+1} = \mu_0 + \lambda \Delta y_{i,t+1} + \theta r_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad [10]$$

en dónde $\mu_0 = (1 - \lambda_1)\mu$, $\theta = (1 - \lambda_1)\sigma$ y el término de error es independiente de todas las variables fechadas en t o con anterioridad. No obstante, ya no podemos interpretar, en sentido estricto, el parámetro λ en términos de la fracción de la renta agregada que recae en los *consumidores de renta corriente*, como hacíamos con λ_I sobre la expresión [8].

La utilización de dicha expresión [10] para contrastar el modelo no está libre de crítica, en la medida en que puede existir un problema de correlación de la renta con el término de error, lo que ocurrirá siempre que la renta incorpore cualquier nueva información. Nos encontramos ante un problema de endogeneidad de dicha variable, tradicional en la investigación empírica en consumo agregado, que puede evitarse con la utilización de variables instrumentales. En ese sentido, Deaton (1992) señala que [10] constituye un contraste válido (“más natural”) de exceso de sensibilidad del consumo al incremento *esperado* de la renta², siempre y cuando se evite el problema de endogeneidad instrumentando la renta de forma adecuada.

Por otra parte, puede considerarse que el gasto en consumo de los *consumidores de renta corriente* depende no sólo de la renta del período, sino también de la renta pasada, de acuerdo con Campbell y Mankiw (1991) y Flavin (1981), que introducen cierto número de retardos de la renta en la ecuación a estimar³. De esta forma, en el resto del

media a consumir unitarias. Otras soluciones más realistas hubieran complicado el análisis, sin alterar los principales resultados.

² Frente a los contrastes tradicionales que verifican la significatividad del nivel o del incremento de la renta pasada para evitar, precisamente, el problema descrito.

³ La razón sería la existencia de *costes de ajuste* que llevan a los consumidores a reaccionar con un cierto retraso ante un incremento de la renta, o de ciertos componentes de la misma. Esta idea es defendida por Carroll y Summers (1991) para la economía norteamericana. En ese sentido, Attfield, Demery y Duck

trabajo estimaremos tanto [10] como una versión ampliada de la misma en la que se añade el incremento de la renta pasada como regresor. En ese caso, la ecuación básica del análisis es:

$$\Delta c_{i,t+1} = \mu_0 + \lambda \alpha \Delta y_{i,t+1} + \lambda (1 - \alpha) \Delta y_{i,t} + \theta r_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad [11]$$

en dónde puede interpretarse que hemos sustituido Δy_{t+1} en la expresión [10] por una media ponderada de $\Delta y_{i,t+1}$ e $\Delta y_{i,t}$, en dónde α mediría, precisamente, el peso relativo del incremento de la renta corriente frente al incremento de la renta del período anterior.

Recientemente, Ostergaard, Sørensen y Yosha (2002) plantean una hipótesis atractiva para explicar posibles diferencias en el ajuste del modelo de la renta permanente cuando en el análisis del mismo se utilizan datos agregados frente a datos regionales. De acuerdo con esta hipótesis, las regiones deberían verificar un menor exceso de sensibilidad a la renta, i.e. deberían presentar un mejor ajuste al modelo de la renta permanente, que el dato agregado. La razón se encuentra en la mayor facilidad en el acceso al crédito por parte de las regiones que de los estados, a partir de las diferencias existentes en relación a esta cuestión entre los mercados de crédito internacionales y el mercado de crédito nacional, que permite a las primeras reaccionar más fácilmente a las alteraciones de la demanda de consumo de lo que pueden hacerlo los segundos. Así, de acuerdo con esta hipótesis, caso de que exista, el exceso de sensibilidad debería ser menor con los datos regionales que con los datos estatales. Pero el contraste de esta hipótesis se enfrenta al problema de que los datos regionales pueden estar *contaminados* de efectos agregados, por lo que estos autores proponen depurar los datos regionales de dichos efectos. En nuestro caso, esta depuración daría lugar a la siguiente ecuación a estimar, a partir de la expresión [11]:

$$\Delta(c_{i,t+1} - c_{t+1}) = \mu_0 + \lambda \alpha \Delta(y_{i,t+1} - y_{t+1}) + \lambda (1 - \alpha) \Delta(y_{i,t} - y_t) + \theta r_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad [12]$$

en dónde c_t e y_t son el consumo y la renta estatales en el período t ⁴. Por otra parte, como señalan DeJuan y Luengo-Prado (2003), un procedimiento alternativo hubiera consistido en utilizar efectos fijos temporales. En cualquier caso, en este trabajo se ha optado por seguir la primera propuesta mencionada y estimar la ecuación [12] para ver si se alteraban los resultados de la estimación de la ecuación [11].

(1992) encuentran que en las economías británica y estadounidense el ajuste del consumo a las alteraciones de la renta lleva alrededor de un año.

⁴ Como se puede comprobar, el análisis no depura de efectos agregados el tipo de interés por considerar que dicho ajuste es menos pertinente en el caso de esta variable, para la que la única fuente de variabilidad individual proviene de las diferencias en los precios, como luego se verá. Por otra parte,

3. El procedimiento de estimación y los datos.

3.1. El procedimiento de estimación.

Cómo ya se ha señalado anteriormente, la estimación de las ecuaciones [10] y [11] requiere utilizar variables instrumentales para evitar los problemas de endogeneidad debidos a la correlación entre los regresores y el término de error. Como señalan Campbell y Mankiw (1989, 1990 y 1991), la estimación de cualquiera de estas ecuaciones puede considerarse como la estimación de un sistema restringido de dos ecuaciones. Considérese la regresión de Δc_t e Δy_t , sobre un conjunto de K instrumentos z_t . El sistema de regresión viene dado por:

$$\Delta c_t = z_t \chi + \eta_{ct}$$

$$\Delta y_t = z_t \tau + \eta_{yt}$$

dónde χ y τ son K -vectores de coeficientes⁵. El modelo de la expresión [10] es un VAR en diferencias cuando las tasas de crecimiento de consumo y renta se utilizan como instrumentos. Cuando junto a éstas se utiliza también como instrumento la diferencia entre consumo y renta, es decir, el nivel de ahorro, entonces [10] es un modelo de corrección de error para consumo y renta del tipo propuesto por Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978).

En nuestro caso, las estimaciones se realizan mediante el Método Generalizado de Momentos, que permite evitar los problemas de endogeneidad citados al mismo tiempo que proporciona un contraste de los resultados y de la adecuación de los instrumentos basado en las restricciones de sobreidentificación^{6,7}. Por otra parte, se han utilizado estimadores robustos a la heteroscedasticidad y a la autocorrelación de primer orden del residuo.

Ostergaard, Sørensen y Yosha (2002) y DeJuan y Luengo-Prado (2003) no consideran el tipo de interés en su análisis, interesados exclusivamente por la relación entre consumo y renta.

⁵ Nótese que el contraste de Hall (1978) es, básicamente, un contraste de que $\chi = 0$. Sin embargo, cómo señalan Campbell y Mankiw (1990), la estimación del parámetro λ es mucho más informativo sobre las razones del rechazo del modelo de la renta permanente.

⁶ Aunque también se presentan los resultados de estimaciones intragrupos, que no son robustas a esta crítica, con finalidad comparativa.

⁷ Campbell y Mankiw (1989, 1990 y 1991) estiman el modelo por variables instrumentales, pero no por el MGM, que si utilizan Bayoumi y MacDonald (1995). Japelli y Pagano (1989) utilizan NLIV y FIML, pero parten de una versión no lineal del modelo.

Como es bien conocido, el período de referencia de las variables instrumentales es una cuestión importante en el contraste del modelo de la renta permanente. En ese sentido, no se han utilizado instrumentos fechados en el momento $t-1$ y todos los instrumentos que se utilizan son variables desfasadas, al menos, dos períodos. Las razones son, en primer lugar, el problema de la agregación temporal, que se presenta siempre que no concuerdan el período de referencia de los datos y el período de toma de decisiones de los agentes. En segundo lugar, puede existir un problema de error de medida en las variables de relevancia, muy especialmente, en el consumo y la renta⁸. Estos errores de medida deben ser ruido blanco para que sea correcto fechar los instrumentos en $t-2$, o antes. Por otra parte, como es bien sabido, el modelo se refiere a los flujos de servicios de consumo por período de tiempo, lo que lleva a considerar que su contraste debería realizarse con el gasto en bienes no duraderos. En la medida en que el gasto utilizado esté *contaminado* de durabilidad, la perturbación del modelo presentará una determinada estructura, cuyos problemas se podrán evitar seleccionando los instrumentos en la regresión del modelo.

En todo caso, la validez de los resultados del análisis de regresión y de los instrumentos utilizados en el mismo se contrasta mediante un test de Sargan de las restricciones de sobreidentificación, para comprobar que los instrumentos no están correlacionados con el término de error. Este test es válido, asimismo, para verificar el ajuste general del modelo. Por otra parte, se realiza un contraste de Wald para verificar la significatividad conjunta de todos los regresores⁹. Por último, se lleva a cabo un test estadístico LM para verificar la ortogonalidad de los residuos estimados, para lo que se regresan éstos sobre los instrumentos empleados. T veces el R^2 de esta regresión, donde T es el tamaño muestral, debería tener una distribución χ^2 con $K-1$ grados de libertad si el modelo λ está bien especificado y la perturbación de la ecuación es homoscedástica y serialmente incorrelada.

3.2. Los Datos.

Como ya se ha señalado anteriormente, los datos básicos utilizados en el presente trabajo proceden de la Contabilidad Regional de España, que permite obtener, entre

⁸ En el caso del consumo, el error de medida aparece, fundamentalmente, debido a que las medidas disponibles se refieren al gasto, mientras que en el caso de la renta aparece por razones de ocultación fiscal.

⁹ Información detallada sobre estos tests estadísticos se puede encontrar en Arellano y Bond (1988).

otras variables, series de consumo e ingreso agregados para el período 1980-2001 y para todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta y Melilla que se han excluido del análisis. Por lo que se refiere al consumo, se han tomado como agregados de gasto en consumo el *consumo final de los hogares* y el *consumo final en productos alimenticios, bebidas y tabaco*, en terminología de la propia Contabilidad Regional. Como se puede comprobar, estas variables son medidas del gasto total e incluyen, por tanto, especialmente la primera, el gasto en bienes duraderos. No obstante, supondremos que la depreciación de los bienes duraderos 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 garantiza la consistencia de los estimadores mientras se utilicen instrumentos fechados en $t-2$ o antes. Por lo que se refiere al ingreso, se encontraban disponibles tanto el PIB como el VAB, ambos a precios de mercado, optándose por el primero¹⁰. La Contabilidad Regional presenta otras variables de ingreso que, en principio, son menos apropiadas para un estudio como éste, por tratarse de agregados parciales, como son la *Remuneración de asalariados* y el *Excedente Bruto de Explotación*. Por otra parte, la *Renta Bruta Disponible de los Hogares*, mucho más apropiada, sólo estaba a nuestra disposición a partir de 1986, lo que también ocurre para el ya citado *Excedente Bruto de Explotación*. Para Campbell y Mankiw (1989), la utilización del PIB como medida de la renta debería proporcionar un contraste válido de la hipótesis nula de la potencia de los contrastes, cuya relevancia debe juzgarse en vista de los resultados obtenidos. Por lo que respecta al tipo de interés, se ha utilizado el tipo de los depósitos de las cajas de ahorro entre uno y dos años.

Para obtener los datos en términos reales se han utilizado las series del IPC por comunidades autónomas, disponibles para todos los años de la muestra. Cada categoría de gasto en consumo se ha transformado en real a partir del índice de precios correspondiente, mientras que para obtener el PIB y el tipo de interés reales se utiliza siempre el IPC global. Nótese que esto significa que el tipo de interés real presentará variabilidad individual, es decir, valores diferentes por comunidades autónomas, aunque no la presenten los datos nominales originales del mismo.

¹⁰ No obstante, se ha comprobado que los resultados no cambiaban en función de que se considerase una u otra medida del ingreso.

Por último, debe tenerse en cuenta que las variables de gasto e ingreso se han expresado en todo caso en términos per cápita, utilizando para ello la población de derecho de cada comunidad autónoma en uno de julio de cada año, obtenidas, asimismo, del propio INE.

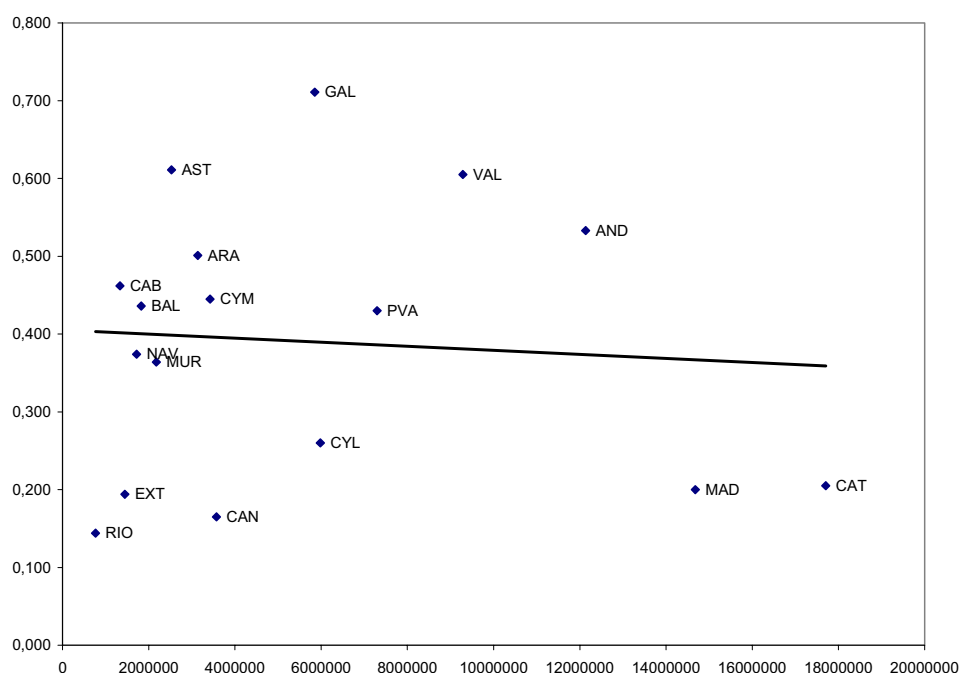
4. Resultados Empíricos.

En el Cuadro 1 se presentan los resultados obtenidos de la estimación del modelo básico para el gasto total en consumo, tanto cuando se considera que sólo el incremento de la renta corriente explica el incremento del gasto –ecuación [10]- como cuando se supone que existen costes de ajuste en su evolución, de forma que entre los regresores se incluye el incremento de la renta del período anterior –ecuación [11]-. Se presentan los resultados obtenidos para cada comunidad autónoma y para España; las tres primeras columnas muestran los coeficientes estimados y los t-ratios (entre paréntesis) para los incrementos de la renta corriente y pasada y del tipo de interés, y las tres últimas los valores y el nivel de significación de los contrastes de Sargan, Wald y de ortogonalidad de los residuos. Por regla general, los contrastes de Sargan y Wald muestran resultados satisfactorios, salvo en muy contadas comunidades autónomas; lo mismo puede decirse sobre los resultados del contraste de ortogonalidad de los residuos, que presenta unos niveles adecuados de aceptación. Como conclusión más importante de dichos resultados, puede destacarse que el modelo sin costes de ajuste evidencia un valor estimado para λ altamente significativo y positivo en la mayoría de los casos, demostrando una relación directa entre el incremento de la renta y el del consumo corrientes. El parámetro no es significativo para Canarias, Castilla y León, Madrid y La Rioja. El valor que presenta el coeficiente es inferior a la unidad en todos los casos, presentando un valor para España de 0.585, aunque con diferencias por comunidades autónomas, con un mínimo de 0.144 para La Rioja y un máximo de 0.711 para Galicia¹¹. El patrón que emerge de los resultados muestra que existen diferencias relativamente importantes entre las comunidades autónomas españolas en la respuesta del gasto total a las alteraciones de la renta. Por otra parte, la ordenación de las comunidades autónomas en base al valor estimado de λ produce un cuadro relativamente razonable para la interpretación de que un incremento en el parámetro

¹¹ Estos resultados, salvo por el hecho de que en nuestro caso se incluye el tipo de interés como regresor (sin cambiar, de forma apreciable, los resultados), son directamente comparables con los del Cuadro 2 de Campbell y Mankiw (1989) con resultados para Canadá (0.616), Francia (1.095), Alemania (0.646), Italia (0.400), Japón (0.553), Reino Unido (0.221) y Estados Unidos (0.478). Por otra parte, Japelli y Pagano

debe estar asociado a una proporción mayor de *consumidores de renta corriente*, aunque tropieza con algunos resultados muy llamativos, en contradicción con la idea previa de que dicha proporción sería mayor en las comunidades autónomas más pobres. En ese sentido, el gráfico 1 muestra la relación existente entre el nivel de renta inicial de cada comunidad autónoma y el parámetro estimado en este modelo sencillo (que es el único para el que el ejercicio tiene sentido). Se puede observar claramente que la relación es negativa, de acuerdo con lo que cabría esperar: comunidades autónomas más pobres presentan una mayor relación con la renta, confirmando nuestra intuición previa.

Gráfico 1: Renta inicial y parámetro de la renta.



Por lo que se refiere al tipo de interés, los resultados le otorgan menor influencia en el incremento del consumo que al incremento de la renta, como revela el que, por regla general, tanto los valores de los coeficientes estimados como de sus t-ratios son mucho menores; de hecho, el parámetro estimado para el tipo de interés presenta un valor medio cercano a cero y es, por lo común, no significativo, salvo en Aragón, Castilla-León, Extremadura, y País Vasco. Asimismo, podemos señalar que dicho parámetro resulta negativo para muchas de las comunidades autónomas, aunque en el caso de España presenta un signo positivo. Debe tenerse en cuenta que, de acuerdo con el modelo, este parámetro no mide la elasticidad de sustitución intertemporal, sino su valor afectado por $(1-\lambda)$.

(1989), a partir de un modelo no lineal, obtienen un valor de λ para España de 0.52 cuando se estima por NLIV o 0.72 cuando se estima por FIML.

En el mismo Cuadro 1 se ofrecen, asimismo, los resultados del modelo con lentitud del ajuste en el consumo, que introduce el incremento de la renta del período anterior como regresor. Ni el estadístico de Wald ni el de ortogonalidad de los residuos permiten indicar una mejora o empeoramiento claro de los resultados, al incluir dicha variable entre los regresores. Por otra parte, el estadístico de Sargan muestra una caída en sus niveles de significación con respecto a los resultados de la ecuación que no incluye la renta desfasada, pero sin invalidar los resultados obtenidos. El valor estimado de λ mantiene bastante bien su valor para la mayoría de las comunidades autónomas, con respecto a los resultados de la ecuación que no incluye la renta desfasada. En ese sentido, en el caso de España la reducción es marginal, pasando de 0.585 a 0.579. En cualquier caso, y en términos globales, el valor estimado se mantiene significativo y, en ocasiones, incluso se incrementa el t-ratio, dejando de ser significativo únicamente en Canarias, y La Rioja. Dónde si aparecen diferencias significativas es en el valor estimado para el parámetro de la renta desfasada, lo que indica que en la cuestión de la relevancia de los costes de ajuste en el ajuste del consumo a la renta existen importantes diferencias entre las distintas comunidades autónomas. Las comunidades dónde dichos costes de ajuste parecen ser más relevantes, medido por la significatividad de este parámetro, son Andalucía, Asturias, Baleares, Madrid y Navarra. Por el contrario, en el resto de comunidades y en el caso nacional esta variable no resulta muy significativa. Por último, la inclusión de la renta desfasada no altera las conclusiones previas del análisis para el efecto del tipo de interés en el consumo, si bien se observan muchos cambios de signo con respecto a los resultados de la ecuación sin costes de ajuste, lo que es una buena muestra de la inestabilidad de este parámetro (que no se observa para el caso nacional).

El Cuadro 2 es idéntico en todo al Cuadro 1, presentando los resultados de un ejercicio similar para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco. Como señalábamos anteriormente, la razón para examinar el ajuste del modelo con esta categoría de gasto es su mayor adecuación a los postulados del modelo, por más que la selección de variables instrumentales permita evitar los problemas que plantea la consideración de agregados de gasto más amplios, *contaminados de durabilidad*¹². Los resultados de los tests de Sargan y de ortogonalidad de los residuos tienen un buen nivel de aceptación, aunque es inferior, por lo general, al obtenido con el gasto total en consumo. Los mayores

problemas se dan con el test de Wald, que da lugar a resultados muy malos para este agregado de gasto. El valor estimado para λ es prácticamente 0 y no significativo, salvo en Canarias y Castilla-León. Lo mismo ocurre para España. El hecho de que λ presente, en algunos casos, valores negativos supone un serio obstáculo al modelo de Campbell y Mankiw (1989, 1990 y 1991), por cuanto que dificulta su lectura como la fracción de la renta agregada obtenida por los *consumidores de renta corriente*¹³. En cualquier caso, incluso desechando la interpretación del valor del parámetro en estos términos, la característica definitoria de λ como señal o contraste de la bondad de los planteamientos de optimización intertemporal es que sea significativo, en ningún caso su signo. Por otra parte, este resultado pierde relevancia si se piensa que la variable dependiente es el incremento del gasto en alimentos, bebidas y tabaco, puesto que no parece sorprendente que el aumento en la tasa de crecimiento de la renta vaya acompañado de una caída en la tasa de crecimiento de dicho gasto, teniendo en cuenta sus características¹⁴. Si a esto se añade que las explicaciones teóricas más probables para el fallo del modelo de optimización intertemporal no pueden tener una gran relevancia para esta categoría de gasto, de forma que su efecto sólo puede producirse indirectamente a través de no separabilidades, no hay razón para creer que esta evidencia invalide el *modelo λ* . Por lo que respecta al parámetro del tipo de interés, también es muy pequeño y con signo variable, siendo significativo únicamente en el caso de la Comunidad Valenciana, Extremadura, Madrid y Murcia, siendo los resultados de la estimación del modelo sin costes de ajuste comparables a los obtenidos para el gasto total.

En el caso del gasto en alimentos, bebidas y tabaco, la inclusión de la renta desfasada tampoco cambia sustancialmente las cosas. Resulta llamativo comprobar que esta variable parece más significativa que la renta corriente para algunas comunidades autónomas, lo que sólo ocurría en contadas ocasiones para el gasto total, al mismo tiempo que mejora el test de Wald en muchos casos. Ello indica una mayor presencia de inercia en el comportamiento temporal del gasto en alimentos, bebidas y tabaco que en

¹² En los tres trabajos de Campbell y Mankiw (1989, 1990 y 1991) podemos encontrar resultados tanto para el gasto total en consumo como para distintas categorías de gasto en bienes no duraderos, si bien, en sus datos, para el caso de Estados Unidos, el ratio medio entre ambas asciende tan sólo a 1.12.

¹³ También Campbell y Mankiw (1991) y Japelli y Pagano (1989) encuentran valores negativos de λ para algunos países de la muestra.

¹⁴ Que el gasto en alimentos, bebidas y tabaco ha disminuido durante los años del análisis, al mismo tiempo que se experimentaba un incremento notable de la renta, es un hecho bien conocido. En nuestros datos, esta evolución se materializa en una caída de la importancia del gasto en alimentos, bebidas y tabaco del 26.78% al 18.39% del gasto total entre 1985 y 2001; en dicho período, el primero experimenta

el caso del gasto total en consumo, lo que era de esperar. En este caso, el test de Sargan empeora marginalmente, lo contrario que ocurre con el test de ortogonalidad de los residuos.

En definitiva, los resultados permiten concluir que existen notables diferencias en la respuesta al incremento de la renta al gasto total y del gasto en alimentos, bebidas y tabaco. De esta forma, incluso una representación tan simple de la realidad como es el *modelo λ* , hace posible detectar diferencias importantes en el comportamiento de distintas categorías de gasto en consumo. En cualquier caso, si ordenamos las comunidades autónomas en función de la suma de los valores estimados de λ y α para la ecuación del gasto total en el modelo con costes de ajuste, aquéllas que presentan valores de este parámetro superiores al valor obtenido para España (0.605) son Asturias, Baleares, Castilla-León, Cataluña y Galicia¹⁵.

Por otra parte, nuestros resultados para el gasto total en consumo avalan la hipótesis de Ostergaard, Sørensen y Yosha (2002), por cuanto que el exceso de sensibilidad detectado para España es superior al detectado en las comunidades autónomas en todos los casos tanto en el modelo sin costes de ajuste como en el modelo que incluye dichos costes. Dado que el gasto en alimentos, bebidas y tabaco no muestra exceso de sensibilidad, la verificación de esta hipótesis para este gasto carece de sentido. En cualquier caso, cabe la posibilidad de que el exceso de sensibilidad detectado para el gasto total en consumo desaparezca cuando se depuran los efectos agregados, de acuerdo con el argumento de dichos autores. Para comprobar esta hipótesis en el Cuadro 3 se presentan los resultados de replicar el ejercicio del Cuadro 1 con los datos depurados de dichos efectos agregados. Los resultados son muy similares a los del mencionado Cuadro 1, por lo que sólo señalaremos que el exceso de sensibilidad no desaparece, sino que, muy al contrario, se incrementa en casi todos los casos, y de forma notable para algunas comunidades autónomas, al contrario de lo que Ostergaard, Sørensen y Yosha (2002) encuentran para el caso de Estados Unidos y DeJuan y Luengo-Prado (2003) encuentran para España, en el marco de un grupo amplio de países.

un incremento anual real medio del 0.90% mientras que el del segundo es del 2.54% y el del PIB del 2.93%.

¹⁵ Si se considera el modelo sin costes de ajuste, las comunidades con un valor mayor que el obtenido para España son Asturias, Cataluña, Comunidad Valenciana y Galicia.

A tenor de estos resultados, es muy interesante analizar la misma base de datos como si se tratase de un panel en el que cada comunidad autónoma es tomada como un individuo. En ese caso, se considera que cada comunidad lleva asociado un efecto fijo individual, inobservable e invariable en el tiempo. En los Cuadros 4 y 5 se presentan los resultados de este análisis para las dos categorías de gasto en consumo consideradas, a partir de tres procedimientos de estimación: en primer lugar, los de una estimación OLS en la que se eliminan los efectos individuales descontando la media temporal de las variables (intragrupos, WG), que no es robusto a la presencia de problemas de endogeneidad entre los regresores y el término de error, como decíamos antes; en segundo lugar, los obtenidos al estimar por MGM, con el mismo procedimiento para eliminar los efectos individuales (MGM1); y, por último, una estimación MGM descontando los efectos por diferenciación de las variables de interés (MGM2). Los resultados de la estimación WG para el gasto total (Cuadro 4) son muy similares a los que hemos obtenido de la estimación por comunidades autónomas. Los parámetros estimados de λ y α son inferiores a la unidad y significativos en ambos casos. También el resto de variables son muy significativas: el tipo de interés presenta signo positivo y el incremento de la tasa de desempleo presenta el signo negativo esperado. Por su parte, la estimación MGM1 apenas cambia los resultados, salvo por lo que se refiere al tipo de interés y el incremento de la tasa de actividad, que ahora ya no son significativos. En cualquier caso, se mantiene la relevancia de los incrementos de la renta corriente y desfasada en la explicación del incremento del gasto total en consumo. Es llamativo comprobar que la estimación MGM1 aumenta considerablemente el valor del parámetro del incremento de la renta corriente, hasta el extremo de superar ligeramente la unidad en algún caso. Por lo demás, los tests de Wald y Sargan ofrecen buenos resultados, aunque los de este último empeoran al aumentar la especificación. Los resultados del test de ortogonalidad de los residuos no son, sin embargo, buenos. Este problema se corrige en la estimación MGM2, en la que, adicionalmente, el test de Sargan mejora notablemente. En los resultados de esta estimación, sólo el incremento de la renta corriente se mantiene significativa en el modelo, presentando además un ligero aumento de su parámetro estimado. El resto de variables mantienen el signo de su influencia en los resultados previos, salvo el incremento de la tasa de actividad, que ahora influye negativamente.

El Cuadro 5 ofrece los resultados del mismo ejercicio para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco. Al igual que ocurría con nuestros resultados previos, esta categoría de

gasto muestra un ajuste mucho peor del modelo de Campbell y Mankiw (1989). En primer lugar, ninguna variable de las consideradas aparece como significativa con ninguno de los tres procedimientos de estimación considerados. En segundo lugar, casi todas las variables presentan una elevada inestabilidad tanto en los valores estimados para sus parámetros como en el signo que presentan. Tercero, de los resultados se desprende una influencia mayor para el tipo de interés en esta categoría de gasto de la que se muestra en el Cuadro 4 para el gasto total en consumo. Cuarto y último, ninguna de las estimaciones es satisfactoria por el resultado de los tests: la estimación WG presenta malos valores de los dos estadísticos considerados; la estimación MGM1 presenta unos valores del test de Wald muy malos y en el caso de la estimación MGM2, la mala calidad de los resultados se extiende a todos los estadísticos considerados.

Como conclusión general, podemos señalar que los resultados de los Cuadros 4 y 5 refuerzan las conclusiones más importantes del análisis anterior por comunidades autónomas: mientras que el incremento del gasto total se muestra muy sensible al incremento de la renta, el incremento del gasto en alimentos, bebidas y tabaco muestra un comportamiento más acorde con la optimización intertemporal; asimismo, la influencia del tipo de interés es también diferente en ambas categorías de gasto, muy pequeña para la primera y mayor para la segunda. Por último, tampoco el incremento de las tasas de paro y de actividad presentan un alto poder explicativo.

5. Conclusiones

En este trabajo se ha explotado la información de la Contabilidad Regional para estudiar el comportamiento del consumo agregado español entre 1980 y 2001. Este período presenta, en principio, un elevado interés, dado que la economía española ha experimentado a lo largo del mismo casi dos ciclos completos; en ese sentido, el consumo agregado español ha presentado tanto períodos de fuerte crecimiento, como en el segundo quinquenio de los años 80, como períodos de alta atonía, como durante los primeros años 90.

El análisis empírico se ha realizado conjunta y separadamente para todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta y Melilla. La estimación se ha llevado a cabo por diversos procedimientos. En concreto, se han empleado variables instrumentales, para evitar los problemas de correlación entre las variables explicativas y el término de

error, debidos a la agregación temporal, al error de medida en la renta y/o en el consumo y a la posibilidad de que la renta corriente incorpore nueva información que constituya una sorpresa.

Como principales conclusiones del trabajo se pueden señalar las siguientes:

- i. La evidencia de la contabilidad regional indica que el consumo agregado total español muestra un comportamiento lejano a los postulados de la optimización intertemporal, confirmando la evidencia empírica previamente disponible de exceso de sensibilidad del consumo a la renta (López Salido (1993), Dolado, Sebastián y Vallés (1993) y Cutanda (2002 y 2003)).
- ii. De acuerdo con el modelo de Campbell y Mankiw (1989, 1990 y 1991) una parte importante de la renta agregada, muy posiblemente una parte mayoritaria, es gastada directamente por sus perceptores. Con toda probabilidad también, estos constituyen una fracción todavía mayor de la población española que la que representan en términos de renta. A pesar de los problemas existentes con la interpretación de los resultados en estos términos, debido a la loglinearización del modelo, es posible que esta fracción no sea menor del 50%, sin que parezca aventurado pensar en valores más elevados.
- iii. No obstante, se han podido constatar notables diferencias en este terreno en función de la categoría de gasto considerada, confirmando los resultados de Cutanda (2002). Esta conclusión no es extraña al hecho de que el gasto en alimentos, bebidas y tabaco ha caído en los años del análisis, mientras que la renta crecía, lo que no es sino un rasgo del proceso de modernización de la economía española en estos años. Por todo esto, es posible que los resultados para esta categoría de gasto estén sesgados a favor del modelo de optimización intertemporal. En cualquier caso, parece necesario avanzar en la investigación en este terreno.
- iv. Por último, aunque no menos relevante, el comportamiento del gasto agregado español en consumo muestra notables diferencias por comunidades autónomas, haciendo necesario ampliar el análisis en la comprensión de la diversidad regional en este terreno, sobre todo si se tiene en cuenta el interés que estas cuestiones tienen para la política económica. Los resultados que aquí se presentan aconsejan que esta laguna se cubra cuanto antes para poder profundizar en la investigación de esta problemática.

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.

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

Andrés, J., Molinas, C. y D. Taguas, 1990, "Una Función de Consumo Privado para la Economía Española: Aplicación el Análisis de Cointegración", *Cuadernos Económicos de ICE* 44, 173-212.

Argimón, I., Gonzalez Páramo, J.M. y J.M. Roldán, 1993, "Ahorro, Riqueza y Tipos de Interés en España", *Investigaciones Económicas. Segunda Epoca* 17, 313-332.

Attfield, C.L.F., Demery, D. y N.W. Duck, 1992, "Partial Adjustment and the Permanent Income Hypothesis", *European Economic Review* 36, 1205-1222.

Bayoumi, T. y R. MacDonald, 1995, "Consumption, Income, and International Capital Market Integration", *IMF Staff Papers* 42, 552-576.

Bean, C.R., 1986, "The Estimation of 'Surprise' Models and the 'Surprise' Consumption Function", *Review of Economic Studies* 53, 497-516.

Bentolila, S. y A. Ichino (2003): "Unemployment and Consumption: Why Are Job Losses Less Painful than Expected Near the Mediterranean", *CESIFO Working Paper Series*, nº 2003.

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.

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. 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.
- 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.
- 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 (2003): "Consumption and Aggregate Constraints: International Evidence", Mimeo.
- Dolado, J.J., Sebastián, M., y J.Vallés, 1993, "Cyclical Patterns of the Spanish Economy", *Investigaciones Económicas. Segunda Epoca* 17, 445-474.
- Faith, Guvenen, M., 2002, "Reconciling Conflicting Evidence on the Elasticity of Intertemporal Substitution: A Macroeconomic 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.
- 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.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.

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.

Ostergaard, C., Sørensen, B.E. y O. Yosha (2002): "Consumption and Agrégate Constraints: Evidence from the U.S. States and Canadian provinces", *Journal of Political Economy* 110, 3, 634-645.

Pozzi, L., Heylen, F. y M. Dossche (2002): "Government Debt and Excess Sensitivity of Private Consumption to Current Income: An Empirical Analysis for OECD Countries", *Working Paper Series*, Universidad de Ghent, nº 155.

Yogo, M., 2003, "Estimating the Elasticity of Intertemporal Substitution When Instruments Are Weak", Mimeo, de próxima publicación en *The Review of Economics and Statistics*.

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

Cuadro 1

$$\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \alpha \Delta y_{t-1} + \theta r_t + \varepsilon_t$$

Variable Dependiente: Gasto Total en Consumo

	λ	α	θ	Sargan	Ortog.	Wald
Andalucía	0.533 (8.878)		-0.102 (-0.163)	4.111 0.533	5.568 0.590	92.482 0.000
	0.447 (14.146)	0.108 (2.476)	0.366 (0.796)	5.655 0.226	5.530 0.595	552.581 0.000
Aragón	0.501 (8.760)		-2.680 (-2.848)	2.484 0.778	2.535 0.924	96.127 0.000
	0.497 (9.093)	0.036 (0.596)	-2.908 (-3.389)	2.774 0.596	2.777 0.904	105.271 0.000
Asturias	0.611 (7.632)		1.808 (1.144)	4.718 0.451	5.044 0.654	59.860 0.000
	0.534 (5.227)	0.214 (1.707)	3.891 (1.507)	3.993 0.406	4.434 0.728	57.003 0.000
Baleares	0.436 (3.613)		0.095 (0.059)	3.315 0.651	6.248 0.511	13.063 0.001
	0.343 (2.079)	0.565 (2.275)	1.873 (2.309)	1.816 0.796	3.020 0.883	16.721 0.000
Canarias	0.165 (1.602)		-0.529 (-0.541)	5.603 0.346	4.231 0.752	2.942 0.229
	0.111 (1.562)	0.078 (1.416)	0.564 (0.484)	3.443 0.486	6.137 0.523	15.120 0.001
Cantabria	0.462 (6.360)		-0.891 (-0.564)	6.088 0.297	5.806 0.562	40.940 0.000
	0.541 (7.372)	-0.108 (-1.491)	-0.298 (-0.214)	6.462 0.167	5.649 0.581	54.768 0.000
Cast.León	0.260 (1.518)		-3.517 (2.050)	5.367 0.372	7.160 0.412	4.611 0.099
	0.587 (3.025)	0.363 (1.347)	0.370 (0.173)	6.352 0.174	9.309 0.231	41.793 0.000
Cast.Man.	0.445 (7.513)		0.897 (1.396)	3.118 0.681	4.306 0.743	56.525 0.000
	0.417 (3.538)	0.050 (0.333)	1.103 (0.992)	2.973 0.562	4.424 0.729	58.315 0.000
Cataluña	0.205 (2.415)		-0.778 (-0.359)	4.404 0.492	3.369 0.848	8.284 0.015
	0.205 (2.468)	0.279 (1.389)	0.721 (0.306)	2.021 0.731	1.368 0.986	11.627 0.008

Cuadro 1 (Continuación)

$$\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \alpha \Delta y_{t-1} + \theta r_t + \varepsilon_t$$

Variable Dependiente: Gasto Total en Consumo

	λ	α	θ	Sargan	Ortog.	Wald
Com. Val.	0.605 (6.310)		1.455 (1.609)	6.293 0.278	3.698 0.813	147.127 0.000
	0.495 (3.634)	0.070 (0.698)	1.345 (0.994)	4.614 0.329	3.227 0.863	184.613 0.000
Extremadura	0.194 (2.294)		-0.182 (-2.977)	6.090 0.297	7.401 0.388	17.134 0.000
	0.191 (2.022)	0.036 (0.267)	-1.609 (-1.338)	6.055 0.195	7.749 0.355	15.632 0.001
Galicia	0.711 (8.200)		-1.267 (-1.584)	4.749 0.447	7.585 0.370	107.699 0.000
	0.707 (6.645)	0.151 (0.736)	-1.037 (-1.354)	5.131 0.274	7.315 0.396	102.178 0.000
Madrid	0.200 (1.667)		-0.173 (-0.103)	4.166 0.525	3.523 0.832	3.213 0.200
	0.323 (3.691)	0.171 (1.998)	-0.156 (-0.103)	2.786 0.594	2.973 0.887	21.035 0.000
Murcia	0.364 (4.588)		1.132 (1.549)	4.489 0.481	4.814 0.682	49.247 0.000
	0.343 (3.104)	0.222 (1.088)	2.404 (1.237)	3.545 0.470	5.169 0.639	25.364 0.000
Navarra	0.374 (14.418)		-0.302 (1.056)	2.752 0.738	2.930 0.891	277.294 0.000
	0.384 (12..010)	0.139 (5.017)	1.099 (1.143)	1.461 0.833	1.453 0.983	248.281 0.000
País Vasco	0.430 (4.261)		1.697 (2.132)	5.810 0.325	10.059 0.185	19.706 0.000
	0.459 (4.021)	-0.038 (-0.743)	1.666 (2.233)	5.783 0.215	9.797 0.200	17.862 0.000
La Rioja	0.144 (1.189)		-4.085 (-1.647)	0.887 0.971	1.460 0.983	4.242 0.119
	0.142 (1.199)	0.016 (0.112)	-4.022 (-1.521)	0.968 0.914	1.401 0.985	4.415 0.219
España	0.585 (16.714)		1.610 (3.104)	2.597 0.761	4.127 0.765	344.408 0.000
	0.579 (17.179)	0.026 (0.480)	1.207 (2.225)	3.400 0.493	3.558 0.828	478.048 0.000

Nota a los Cuadros 1 a 4: Los instrumentos son y_{t-2} , y_{t-3} , y_{t-4} , c_{t-2} , c_{t-3} , c_{t-4} , y r_{t-2} . Las tres primeras columnas presentan los parámetros estimados del modelo, con los t-ratios entre paréntesis; las tres últimas, los contrastes de Sargan, de ortogonalidad de los residuos y de Wald, con los niveles de significación entre paréntesis. En todos los casos, se incluye una constante entre regresores e instrumentos.

Cuadro 2

$$\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \alpha \Delta y_{t-1} + \theta r_t + \varepsilon_t$$

Variable Dependiente: Gasto en Alimentos, Bebidas y Tabaco.

	λ	α	θ	Sargan	Ortog.	Wald
Andalucía	-0.026 (-0.595)		-0.750 (-1.401)	6.563 0.255	9.905 0.193	2.009 0.366
	-0.189 (-3.218)	0.151 (2.331)	-1.313 (0.514)	3.814 0.431	6.181 0.518	20.449 0.000
Aragón	0.079 (1.449)		-0.153 (-0.350)	3.222 0.665	4.587 0.710	2.635 0.267
	0.017 (0.516)	0.067 (2.777)	-0.177 (-0.482)	1.755 0.780	4.238 0.751	15.881 0.001
Asturias	0.022 (0.534)		-0.382 (0.326)	4.439 0.488	6.956 0.433	4.510 0.104
	0.020 (0.510)	0.042 (1.352)	-0.314 (0.403)	3.194 0.525	6.819 0.447	6.587 0.086
Baleares	0.022 (0.840)		-0.622 (-2.526)	4.847 0.434	5.385 0.613	11.212 0.003
	0.024 (0.907)	0.046 (0.824)	-0.336 (-0.919)	5.483 0.241	8.268 0.309	12.343 0.006
Canarias	-0.034 (-2.261)		-0.453 (-1.242)	4.624 0.463	10.734 0.150	6.489 0.038
	-0.030 (-1.122)	-0.062 (-2.090)	-0.376 (-0.821)	4.555 0.335	4.619 0.706	10.062 0.018
Cantabria	0.058 (1.486)		-0.484 (-1.166)	1.845 0.870	2.068 0.955	3.631 0.162
	0.055 (1.295)	0.013 (0.545)	-0.549 (-1.410)	1.512 0.824	1.380 0.986	4.957 0.174
Cast.León	0.049 (2.635)		-0.531 (-1.540)	6.702 0.243	9.301 0.231	18.934 0.000
	0.006 (0.104)	0.105 (1.432)	-0.377 (-1.140)	4.985 0.288	7.422 0.386	22.743 0.000
Cast.Man.	0.011 (0.499)		-0.303 (-1.413)	7.089 0.214	11.905 0.103	2.939 0.229
	-0.040 (-0.896)	0.089 (3.022)	-0.681 (-2.694)	5.357 0.252	6.262 0.509	39.788 0.000
Cataluña	0.012 (0.345)		0.029 (0.081)	4.160 0.526	8.835 0.264	0.127 0.938
	0.003 (0.073)	0.066 (2.712)	-0.096 (-0.298)	2.121 0.713	2.727 0.909	7.851 0.049

Cuadro 2 (Continuación)

$$\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \alpha \Delta y_{t-1} + \theta r_t + \varepsilon_t$$

Variable Dependiente: Gasto en Alimentos, Bebidas y Tabaco.

	λ	α	θ	Sargan	Ortog.	Wald
Com. Val.	0.047 (1.333)		-0.576 (-3.040)	6.689 0.244	4.379 0.735	9.417 0.009
	0.016 (0.442)	0.072 (3.067)	-0.224 (-0.823)	4.389 0.355	5.010 0.658	13.187 0.004
Extremadura	-0.101 (-1.074)		-0.914 (-2.439)	5.465 0.361	6.856 0.443	6.002 0.049
	-0.130 (-1.353)	0.033 (0.442)	-0.807 (-1.550)	4.823 0.305	5.956 0.544	4.118 0.248
Galicia	0.018 (0.239)		-0.154 (-0.307)	5.127 0.400	1.797 0.970	0.124 0.939
	0.001 (0.016)	0.153 (3.194)	-0.285 (-0.490)	0.731 0.947	2.125 0.952	10.335 0.015
Madrid	-0.109 (-1.649)		-1.418 (-2.847)	3.704 0.592	4.114 0.766	15.338 0.000
	-0.069 (-0.824)	0.134 (4.194)	-0.588 (-1.390)	0.900 0.924	0.730 0.998	37.125 0.000
Murcia	0.051 (1.833)		-1.110 (-4.275)	6.065 0.299	2.674 0.913	21.711 0.000
	0.041 (1.443)	0.033 (1.248)	-0.920 (-3.161)	5.183 0.269	3.555 0.829	37.928 0.000
Navarra	0.027 (1.419)		0.116 (0.488)	3.362 0.644	10.652 0.154	2.319 0.313
	0.032 (1.258)	0.065 (2.449)	0.170 (0.296)	3.366 0.498	6.487 0.484	12.727 0.005
País Vasco	0.066 (1.552)		1.253 (0.854)	2.631 0.756	5.1113 0.646	2.823 0.243
	-0.018 (-0.262)	0.382 (2.075)	3.318 (1.293)	1.209 0.876	2.343 0.938	5.011 0.170
La Rioja	0.001 (0.028)		-2.341 (-1.296)	2.324 0.802	5.923 0.548	1.691 0.429
	-0.012 (-0.081)	-0.229 (-0.825)	-5.482 (-1.704)	1.914 0.751	5.309 0.622	2.992 0.392
España	0.035 (0.768)		-0.312 (-0.760)	5.886 0.317	10.958 0.140	2.170 0.337
	-0.045 (-1.125)	0.080 (3.494)	-0.553 (-1.613)	4.549 0.336	9.292 0.232	21.575 0.000

Cuadro 3

$$\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \alpha \Delta y_{t-1} + \theta r_t + \varepsilon_t$$

Variable Dependiente: Gasto Total en Consumo

	λ	α	θ	Sargan	Ortog.	Wald
Andalucía	0.611 (11.098)		-4.176 (-1.205)	1.669 0.892	3.822 0.799	347.989 0.000
	0.620 (9.369)	-0.013 (-0.199)	-4.594 (-1.154)	1.608 0.807	3.851 0.796	420.393 0.000
Aragón	0.606 (11.399)		-47.306 (-1.667)	2.956 0706	3.628 0.821	269.663 0.000
	0.625 (11.803)	0.038 (0.777)	-67.243 (-1.934)	3.239 0.518	2.576 0.921	212.633 0.000
Asturias	0.577 (13.587)		-45.150 (-2.053)	3.240 0.663	3.730 0.810	186.210 0.000
	0.573 (12.556)	0.028 (0.630)	-45.747 (-1.778)	3.613 0.460	3.045 0.880	228.610 0.000
Baleares	0.692 (6.566)		-77.687 (-3.140)	1.895 0.863	2.909 0.893	13.125 0.000
	0.687 (6.127)	0.065 (0.599)	-76.430 (-2.716)	1.912 0.751	2.568 0.921	45.265 0.000
Canarias	0.665 (6.040)		-21.993 (15.486)	4.745 0.447	3.169 0.868	36.762 0.000
	0.457 (5.792)	0.182 (2.583)	5.572 (0.358)	1.738 0.783	2.362 0.937	174.043 0.000
Cantabria	0.576 (10.297)		-121.803 (-4.686)	3.480 0.626	3.558 0.828	106.706 0.000
	0.572 (12.643)	0.022 (0.540)	-105.568 (-3.692)	3.895 0.420	3.115 0.874	166.084 0.000
Cast.León	0.550 (14.703)		-16.810 (-2.963)	3.391 0.641	4.737 0.691	257.381 0.000
	0.544 (14.738)	0.032 (0.836)	-16.897 (-2.193)	4.370 0.358	3.846 0.797	396.180 0.000
Cast.Man.	0.570 (20.446)		-17.377 (-1.291)	2.110 0.833	3.338 0.851	770.755 0.000
	0.558 (13.519)	0.027 (0.421)	-14.389 (16.328)	2.987 0.559	2.845 0.898	909.608 0.000
Cataluña	0.578 (16.179)		-3.410 (-1.211)	2.473 0.780	2.139 0.951	518.311 0.000
	0.558 (14.377)	0.038 (0.866)	-2.853 (-1.022)	2.216 0.695	1.815 0.969	624.817 0.000

Cuadro 3 (Continuación)

$$\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \alpha \Delta y_{t-1} + \theta r_t + \varepsilon_t$$

Variable Dependiente: Gasto Total en Consumo

	λ	α	θ	Sargan	Ortog.	Wald
Com. Val.	0.620		-15.621	2.527	5.570	165.153
	(11.753)		(-3.714)	0.772	0.590	0.000
	0.618	0.103	-18.552	2.820	3.435	227.034
	(11.226)	(1.286)	(-3.755)	0.588	0.841	0.000
Extremadura	0.570		-49.190	3.804	4.102	415.051
	(16.760)		(-3.521)	0.577	0.767	0.000
	0.564	0.017	-37.479	3.992	3.973	427.509
	(19.609)	(0.397)	(-1.896)	0.406	0.782	0.000
Galicia	0.546		-22.267	4.407	7.022	189.712
	(13.321)		(-3.247)	0.492	0.426	0.000
	0.547	0.067	-21.427	5.349	4.895	196.028
	(13.641)	(1.447)	(-3.174)	0.253	0.672	0.000
Madrid	0.690		-8.624	2.866	3.390	61.434
	(0.088)		(-2.609)	0.720	0.845	0.000
	0.733	0.139	-15.589	1.681	1.065	16.302
	(3.703)	(1.155)	(-1.707)	0.794	0.993	0.000
Murcia	0.454		-5.028	3.584	6.233	109.487
	(8.105)		(-0.164)	0.610	0.512	0.000
	0.484	0.034	-6.535	5.209	6.130	156.977
	(8.452)	(0.346)	(-0.229)	0.266	0.524	0.000
Navarra	0.593		-60.672	2.345	3.045	683.878
	(15.992)		(-1.034)	0.799	0.880	0.000
	0.577	0.035	-52.599	2.690	2.723	766.951
	(12.473)	(0.559)	(-0.849)	0.610	0.909	0.000
País Vasco	0.573		-18.931	2.868	4.565	206.113
	(12.830)		(-2.620)	0.720	0.712	0.000
	0.562	0.052	-18.518	3.171	3.479	186.907
	(12.110)	(1.192)	(-2.423)	0.529	0.837	0.000
La Rioja	0.572		-204.284	2.746	5.154	79.659
	(8.906)		(-4.787)	0.738	0.641	0.000
	0.557	0.083	-186.798	2.640	3.415	107.426
	(9.433)	(1.092)	(-4.343)	0.619	0.844	0.000

Nota a los Cuadros 1 a 4: Los instrumentos son y_{t-2} , y_{t-3} , y_{t-4} , c_{t-2} , c_{t-3} , c_{t-4} , y r_{t-2} . Las tres primeras columnas presentan los parámetros estimados del modelo, con los t-ratios entre paréntesis; las tres últimas, los contrastes de Sargan, de ortogonalidad de los residuos y de Wald, con los niveles de significación entre paréntesis. En todos los casos, se incluye una constante entre regresores e instrumentos.

Cuadro 4

Variable Dependiente: Gasto Total en Consumo.

	WG			MGM1			MGM2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Δy_t	0.479 (13.518)	0.398 (11.255)	0.307 (8.841)	1.027 (11.572)	0.925 (8.602)	0.753 (3.586)	1.098 (5.812)	1.003 (5.208)	1.024 (2.475)
Δy_{t-1}		0.288 (8.689)	0.191 (5.817)		0.180 (1.376)	0.127 (0.839)		0.088 (1.093)	0.083 (0.857)
r_t	0.237 (5.035)	0.103 (2.139)	0.215 (4.552)	0.098 (1.386)	0.104 (1.500)	0.307 (2.217)	0.269 (0.682)	0.313 (0.862)	0.363 (0.726)
Δu_t			-0.332 (-7.428)			-0.252 (-1.474)			-0.023 (-0.057)
Δa_t			0.291 (2.970)			0.199 (0.305)			-0.074 (-0.108)
\bar{R}^2	0.429	0.474	0.555						
Sargan				7.326 0.395	6.164 0.405	7.964 0.092	3.038 0.881	2.278 0.892	1.644 0.800
Ortog.				16.672 0.054	19.617 0.020	18.170 0.033	3.377 0.947	3.898 0.917	3.662 0.932
Wald	128.647 0.000	97.877 0.000	81.503 0.000	138.679 0.000	162.757 0.000	193.434 0.000	34.144 0.000	41.471 0.000	40.709 0.000

Nota a los Cuadros 5 y 6: Las cols. (1) a (3) presentan los resultados de estimación within-groups (intragrupos); las cols. (4) a (6) presentan los resultados de la estimación MGM en la que se han descontado los efectos fijos sustrayendo la media temporal de la variable; y las cols. (7) a (9) presentan los resultados de la estimación MGM en la que se han descontado los efectos fijos diferenciando las variables. Los instrumentos son $y_{t-2}, y_{t-3}, y_{t-4}, c_{t-2}, c_{t-3}, c_{t-4}, r_{t-2}, r_{t-3}$ y r_{t-4} .

Cuadro 5

Variable Dependiente: Gasto en Alimentos, Bebidas y Tabaco.

	WG		MGM1				MGM2		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Δy_t	0.411 (0.602)	0.488 (0.634)	0.550 (0.668)	-0.107 (-0.568)	-0.744 (-1.925)	-0.450 (-0.663)	0.338 (0.568)	0.260 (0.376)	-12.033 (-0.612)
Δy_{t-1}		-0.330 (-0.458)	-0.131 (-0.167)		1.447 (2.800)	0.035 (0.035)		-0.009 (-0.062)	0.138 (0.052)
r_t	0.030 (0.033)	0.090 (0.086)	-0.250 (-0.223)	-1.243 (-3.917)	-0.545 (-1.446)	1.131 (1.015)	-1.199 (-0.764)	-1.311 (-0.781)	-22.363 (-0.625)
Δu_t			0.791 (0.745)			-2.058 (-1.335)			-1.520 (-0.090)
Δa_t			1.769 (0.761)			-4.213 (-1.704)			43.368 (0.741)
\bar{R}^2	0.004	0.007	0.010						
Sargan				18.118 0.005	5.179 0.394	1.698 0.637	4.132 0.844	3.689 0.814	1.830 0.872
Ortog.				2.322 0.969	1.852 0.985	1.736 0.988	48.524 0.000	48.482 0.000	19.448 0.034
Wald	0.199 0.819	0.167 0.918	0.352 0.880	15.831 0.000	10.065 0.018	7.227 0.204	0.592 0.743	0.810 0.846	0.938 0.967