Cuadernos de Economía. Vol. 19 197-219 1991.

El Consumo Agregado en España: Un Análisis Macroeconómico

Eduard Berenguer
Departamento de Teoría Económica
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Barcelona
Avda. Diagonal, 690 – 08034 Barcelona

El Consumo Agregado en España: Un Análisis Macroeconómico

RESUMEN

De acuerdo con la teoría de la renta permanente, bajo el supuesto de que los consumidores utilizan expectativas racionales, el cambio en el consumo entre dos años cualesquiera puede ser expresado como un múltiplo de las innovaciones en la renta. Si el valor de este multiplicador es superior a la unidad, entonces, la desviación estándar de los cambios en el consumo debe de ser superior a la desviación estándar de los cambios en las innovaciones de renta. Cuando ésto no sucede se dice que la serie temporal del consumo presenta un perfil excesivamente alisado, y constituye lo que se denomina la 'paradoja de Deaton'.

En este artículo se expone que el comportamiento del consumo agregado en España presenta este tipo especial de alisamiento, y se examinan algunas causas posibles de tal evento.

Aggregate Consumption in Spain: A Macroeconomic Analysis

ABSTRACT

According to the permanent income hypothesis, under rational expectations, the change in the consumption, between any two years can be expressed as the value of the innovations in the income times a multiplier. If the value of this multiplier is greater than one, then the standard deviation of the changes in consumption must be greater than the standard deviation of the changes in the innovations. When this does not happen, we are confronted with the Deaton's Paradox, and consumption is too smooth.

In this paper we show that the behaviour of the aggregate consumption in Spain exhibits this kind of smoothness, and we look for some explanations of it.

El Consumo Agregado en España: Un Análisis Macroeconómico*

I. Introducción

A lo largo de las últimas décadas se han producido algunos avances sustanciales en el conocimiento de la relación consumo/ahorro bajo condiciones de incertidumbre. Este progreso se ha debido en parte a la utilización de los métodos de programación dinámica que, bajo determinadas condiciones[1] permiten la obtención de soluciones analíticas al comportamiento del consumidor representativo, y, en parte, a la introducción de las expectativas racionales. Finalmente, y ya en la última década, se ha avanzado un paso más al introducir técnicas de "cointegración" y al analizar las implicaciones de la no estacionariedad de las series (temporales) de la renta disponible.

Este artículo tiene por finalidad utilizar los resultados más importantes que se derivan de esos avances teóricos, para examinar el comportamiento del consumo agregado en España. En especial, se centra en analizar si el "alisado" que experimenta el consumo respecto a la renta disponible es una prueba de la validez del modelo de la renta permanente. West (1987), Campbell (1987), Kotlikoff y Pakes (1988) y Campbell y Deaton (1989) han mostrado que, contrariamente a lo que sugeriría la teoría de la renta permanente, el consumo no responde de forma excesivamente sensible a las "innovaciones" (cambios no esperados) en la renta disponible.

II. El modelo básico

Esta sección desarrolla el modelo básico que servirá como marco de referencia para las estimaciones empíricas de las secciones posteriores. Comencemos con algunas cuestiones referidas a su notación. Sea $E(\bullet \mid t)$ el operador de

* Este trabajo forma parte de un proyecto más amplio sobre la determinación del consumo y el ahorro en España. Agradezco al Vicerrectorado de Investigación de la Universidad de Extremadura la ayuda económica proporcionada para su realización.

1. Por ejemplo, si la función objetivo es cuadrática y la restricción es lineal.

las expectativas condicionado a toda la información que se conoce en el momento t, β la tasa de preferencia temporal de un consumidor representativo, r el tipo de interés real, c_t el consumo real realizado en el período t, u(•) la función de utilidad correspondiente a un período, separable en el tiempo y estrictamente cóncava, que posee el consumidor; y_t^1 es la renta real (procedente del factor trabajo) del consumidor en cada período, la cual es una variable estocástica, pero de valor conocido al llegar el momento t. Finalmente, W_t es la riqueza no humana poseída por el consumidor en el período t.

Si se supone que el tipo de interés real permanece constante a lo largo del tiempo y que las decisiones de consumo son separables de las decisiones de trabajo, el problema de optimización temporal de un agente representativo que intenta maximizar la utilidad que puede obtener a lo largo de su vida consiste en resolver el siguiente problema:

$$\underset{c_t}{\text{maximizar}} \quad E\left[\sum_{t=0}^{T-1} (1+\beta)^{-t} u(c_t) \mid 0\right] \tag{1}$$

condicionado a

$$W_{t+1} = (1+r)\,(W_t + y^1_t - c_t) \quad W_t \geq 0 \tag{2}$$

Este es un problema relativamente simple de programación dinámica estocástica. Para resolverlo haremos lo siguiente. Sea $V(t,W_t)$ el valor máximo que se puede obtener desde el tiempo t = s hasta el tiempo t = T – 1, a partir de un valor inicial de la variable W_t. De acuerdo con la programación dinámica de Bellman, la función $V(t,W_t)$ debe cumplir [2]:

$$V(t,W_t) = \max_{c_t} \{u(c_t) + (1+\beta)^{-1} E\,[V(t+1,W_{t+1}) \mid t]\} \tag{3}$$

que indica que el máximo valor que se puede obtener desde el tiempo t = s en adelante es igual al valor máximo obtenido en el tiempo t = s más el valor descontado futuro óptimo $V(t+1,W_{t+1})$.

La ecuación (3) refleja el tipo de "trade-offs" que existen entre el consumo actual y el consumo futuro. En consecuencia, el problema de maximizar (3) sujeto a la restricción presupuestaria (2) es equivalente a un problema de

2. Ver, por ejemplo, Sargent (1984, p. 20), Blanchard y Fisher (1989, p. 281).

maximización intertemporal en el que sólo existen dos períodos. Las condiciones de primer orden para este problema son:

$$-u'(c_t) + (1+\beta)^{-1}(1+r)\, E\, [V'(t+1, W_{t+1}) \mid t] = 0 \tag{4}$$

La función $V(t,W_t)$ es desconocida, y por consiguiente también lo son sus derivadas, sin embargo, el problema se puede resolver fácilmente. Imaginemos que nos situamos en el último período y que por lo tanto $s = T - 1$. En este caso, la derivada de la función $V(T-1, W_{T-1})$ es:

$$V'(T-1, W_{T-1}) = u'(c_{T-1}) + (1+\beta)^{-1}(1+r)\, E\, [V'(T, W_T) \mid T-1] \tag{5}$$

Si el consumidor representativo sigue un modelo de ciclo vital en el que no hay herencias, entonces $V(T,W_T) = 0$ y, también, $V'(T,W_T) = 0$. Por consiguiente, la expresión (5) implica:

$$V'(T-1, W_{T-1}) = u'(c_{T-1}) \tag{5a}$$

de modo que el valor de la función $V(\bullet)$ en el período $T-1$ depende únicamente del valor de la función de la utilidad del consumidor representativo.

Situémonos, a continuación, en el período $T-2$. En el mismo se tiene:

$$V'(T-2)W_{T-2}) = u'(c_{T-2}) + (1+\beta)^{-1}(1+r)\, E\, [V'(T-1, W_{T-1}) \mid T-2] =$$
$$= u'(c_{T-2}) + (1+\beta)^{-1}(1+r)\, E\, [u'(c_{T-1}) \mid T-2] = u'(c_{T-2}) \tag{6}$$ [3]

Siguiendo el mismo proceso iterativo es intuitivo que en este problema siempre se cumple [4]:

$$V'(t, W_t) = u'(c_t) \qquad \forall\, t = 0,1,\ldots,T-1$$

Sustituyendo esta igualdad en las condiciones de primer orden (4), éstas se convierten en:

$$-u'(c_t) + (1+\beta)^{-1}(1+r)\, E\, [u'(c_{t+1}) \mid t] = 0 \tag{7}$$

3. La última igualdad se deriva del hecho de que $u'(c_{T-1})$ es igual a cero cuando $V(\bullet)$ toma su valor máximo.

4. Al mismo resultado podría haberse llegado utilizando el teorema de la envolvente (ver Blanchard y Fisher, 1989, p. 281).

de donde, eliminando el operador de las expectativas, y denotando por λ al producto $(1 + \beta)^{-1} (1 + r)$, tendremos:

$$\lambda\, u'(c_{t+1}) = u'(c_t) + \varepsilon_{t+1} \tag{8}$$

en donde ε_{t+1} es una variable aleatoria del tipo ruido blanco.

Si suponemos ahora que la función de utilidad posee la forma cuadrática $u(c_t) = ac_t - bc_t^2$, y que $\lambda = 1$, la expresión (8) se convierte en:

$$c_{t+1} = c_t + \xi_{t+1} \tag{9}$$

en donde ξ_{t+1} conserva las características de ruido blanco[5].

III. Relaciones del modelo básico con la hipótesis del ciclo vital y de la renta permanente

La solución que acabamos de obtener describe de forma adecuada la evolución del consumo óptimo a lo largo del tiempo, aunque no nos indica el comienzo de la senda óptima. No obstante, éste no es un gran problema si tenemos en cuenta que el modelo que hemos descrito no es más que la hipótesis del ciclo vital de Modigliani y Brumberg (1956), en cuya formulación más sencilla, el consumo resulta constante a lo largo del tiempo (ver Modigliani, 1986). Es sabido que en su modelo, la función consumo adopta la forma:

$$c_t = a(H_t+W_t) = a(A_t) \tag{10}$$

en donde H_t expresa la riqueza humana y W_t la riqueza no humana. A_t, en este sentido, expresa un concepto de riqueza total.

Sea $E[A_t|0]$ el valor presente de la "riqueza vital" que espera tener un individuo en el momento t en base a toda la información disponible en el momento cero. De acuerdo con las exigencias de la restricción presupuestaria intertemporal (en el caso de que no haya herencias y de que el individuo conozca con certeza subjetiva la distribución de probabilidad respecto a la fecha de su muerte), el valor presente de su riqueza vital debe ser igual al valor presente de los consumos que espera realizar a lo largo de su vida. En consecuencia:

5. Este resultado fue derivado en primer lugar por Hall (1978), e indica que la trayectoria del consumo a lo largo del tiempo es una martingala.

$$E[A_t \mid 0] = \sum_{t=0}^{T-1} (1+r)^{-t} E[c_t \mid 0] \tag{11}$$

de donde

$$E[c_t \mid 0] = \{ \sum_{t=0}^{T-1} (1+r)^{-t} \}^{-1} E[A_t \mid 0] \tag{12}$$

Pero, por otra parte, de la restricción presupuestaria intertemporal también se tiene que

$$E[A_t \mid 0] = \sum_{t=0}^{T-1} (1+r)^{-t} E[y^1_t \mid 0] + W_0$$

Por consiguiente, la expresión (12) puede escribirse como:

$$E[c_t \mid 0] = \{ \sum_{t=0}^{T-1} (1+r)^{-t} \}^{-1} \{ \sum_{t=0}^{T-1} (1+r)^{-t} E[y^1_t \mid 0] + W_0 \} \tag{13}$$

Un caso interesante es aquel en el que el horizonte temporal al que se enfrenta el consumidor es infinito. En este caso, se tiene que

$$\{ \sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} \}^{-1} = r / (1+r) = k$$

Por otra parte, la expresión W_0 se convierte en W_0 (1+r) para indicar que la riqueza no humana existente al comienzo del período empieza a generar intereses desde el primer instante. Con estas dos modificaciones y, teniendo en cuenta que bajo expectativas racionales $E[c_t|0] = c_t$ podemos utilizar este resultado para calcular el valor de c_0. La ecuación (13) puede escribirse ahora de la siguiente manera para calcular el valor de c_0:

$$E[c_0 \mid 0] = k [\sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} E[y^1_t \mid 0] + W_0(1+r)] =$$

$$= rW_0 + k \sum_{t=0}^{\infty} (1/1+r)^t \, E\,[y^l_t \mid 0] =$$

$$= rW_0 + \sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{t+1} \, E\,[y^l_t \mid 0] = c_0 \qquad (14)$$

La obtención del resultado correspondiente a la ecuación (14) merece algún comentario. Un examen de las dos partes de que consta la citada ecuación nos revela que en el caso de que el horizonte temporal al que se enfrenta un consumidor sea infinito, el consumo debe ser igual a su renta permanente [6]. En consecuencia, el consumo que se prevé en cada período es constante, lo cual concuerda con lo expresado en la ecuación (5) de Hall, que nos decía que la diferencia en el consumo entre cada dos períodos cualesquiera era un elemento puramente aleatorio. Ahora, se puede profundizar un poco más en la naturaleza del elemento aleatorio, e indicar que la diferencia en el consumo entre dos períodos cualesquiera se debe a la existencia de revisiones en la renta permanente, a consecuencia de la presencia de innovaciones que no se podían prever en el momento de calcular el consumo del primero de los períodos. Por lo tanto, si se supone que la única fuente de incertidumbre para el consumidor representativo reside en la evolución de su renta laboral, se tendrá

$$c_t - c_{t-1} = y^p_t - y^p_{t-1} = r \sum_{i=0}^{\infty} (1+r)^{-i} \, \{E\,[y^l_{t+i} \mid t] - E\,[y^l_{t+i} \mid t-1]\} \qquad (15)$$

Queda un último problema por resolver. La renta permanente es una variable no observable, y por consiguiente, la ecuación (15) aunque tenga la estructura de una ecuación de regresión, es poco aplicable para la estimulación empírica. Flavin (1981) ha sugerido aproximar el valor de la renta laboral disponible a través de la especificación de un proceso en serie temporal (ARMA) que describa su evolución. En concreto, propone que la evolución de la renta laboral disponible a lo largo del tiempo sea descrita a través de una ecuación del siguiente tipo:

6. Este resultado depende de la igualdad existente entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés ($\lambda = 1$). En general, no tiene por que ser así, y el consumo sólo será una fracción de la renta permanente.

$$y^l_t = \alpha + \beta_1 y^l_{t-1} + \beta_2 y^l_{t-2} + ... + \beta_p y^l_{t-p} + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \phi_2 \varepsilon_{t-2} + \\ + ... + \phi_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \qquad (16)$$

en donde la parte no estocástica de la ecuación recoge los cambios esperados en el nivel de la renta laboral real disponible. Bajo estas condiciones, Flavin (1981) y Hansen y Sargent (1981), muestran que el cambio en el consumo entre dos períodos cualesquiera puede ser representado a través de la siguiente fórmula:

$$\Delta c_t = \frac{[r/(1+r)]\,[1+\sum\limits_{i=0}^{q} (1+r)^{-i}\phi_q]}{[1 - \sum\limits_{i=1}^{p} (1+r)^{-i}\beta_p]}\,\varepsilon_t \qquad (17)$$

fórmula que utilizaremos para analizar las características del consumo en España.

IV La sensibilidad del consumo en España

Un primer punto de referencia importante relativo al contenido de esta sección viene dado por la interpretación de la fórmula (17). Si la escribimos de forma abreviada, el cambio en el consumo entre dos años cualesquiera puede ser expresado como un múltiplo de las innovaciones en la renta, $\Delta c_t = \mu\varepsilon_t$. Operando en esta última fórmula, resulta fácil inferir que de la misma se desprende asimismo la siguiente relación: $\sigma_{\Delta ct} = \mu\sigma_{\varepsilon t}$, en donde σ representa la desviación estándar. Por consiguiente, una de las implicaciones de la teoría de la renta permanente consiste en que si el valor de μ es superior a la unidad, entonces la desviación estándar de los cambios en el consumo debe ser superior a la desviación estándar de las innovaciones en la renta laboral, al objeto de que se cumpla la igualdad (17). Cuando esto no sucede, se dice que la serie temporal del consumo presenta un perfil excesivamente "alisado" (Deaton, 1987; Campbell y Deaton, 1989), el cual vendrá caracterizado por el cumplimiento de la siguiente desigualdad $\sigma_{\Delta ct} < \mu\sigma_{\varepsilon t}$.

En lo que sigue vamos a calcular el valor de μ. Antes, sin embargo, hay que resolver una cuestión previa. El valor de μ depende de los parámetros de la ecuación (16) que describe el proceso de generación de la renta laboral disponible. Este proceso puede ser estacionario en torno a una tendencia temporal o, por el contrario puede ser un proceso puramente aleatorio, al que se tenga que diferenciar para inducirle la estacionariedad Mankiw y Shapiro (1985) han indicado que si se induce la estacionariedad de la serie a través de la introducción de una tendencia temporal, los resultados obtenidos están sesgados, de manera que μ tendrá una tendencia a tomar un valor superior a la unidad, y a indicar un exceso de sensibilidad del consumo a los cambios en la renta permanente.

Para decidir la naturaleza de la serie representativa de la renta disponible laboral en España utilizaremos un test de Dickey y Fuller (1981) que nos indicará si existe o no una raíz unitaria en la serie [7]. La hipótesis nula que afirma la existencia de una raíz unitaria se contrasta en base a la siguiente ecuación (ver Said y Dickey (1985) para el modelo descrito por la ecuación (16):

$$y^l_t = \alpha + \rho_u y^l_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta'_i \, \Delta y^l_{t-i} + \varepsilon_t - \sum_{i=1}^{q} \phi_i \varepsilon_{t-i} \tag{17}$$

verificándose la hipótesis nula si $\rho_u = 1$.

Igualmente, Dickey y Fuller consideran la posibilidad de que la anterior ecuación posea una tendencia temporal. En este caso la hipótesis nula utiliza la siguiente ecuación:

$$y^l_t = \alpha + \beta\,(t\text{-}1\text{-}T/2) + \rho_\tau y^l_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta'_i \, \Delta y^l_{t-1} + \varepsilon_t - \sum_{i=1}^{q} \phi_i \varepsilon_{t-i} \tag{18}$$

verificándose de nuevo la hipótesis nula si $\rho_\tau = 1$. En lugar de esta ecuación, puede utilizarse igualmente su transformación afín:

$$y^l_t = \alpha + \beta t + \rho y^l_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta'_i \, \Delta y^l_{t-i} + \varepsilon_t - \sum_{i=1}^{q} \phi_i \varepsilon_{t-i} \tag{18a}$$

verificándose la hipótesis nula si $\rho = 1$ y $|\beta_i| < 1$.

7. Los datos utilizados en las diversas estimaciones empíricas, si como las definiciones adoptadas para las distintas variables se indican en el apéndice a este trabajo.

En el caso de que y^l siga un proceso AR puro, las anteriores ecuaciones se modifican eliminando los términos correspondientes a la parte de media móvil.

Schwert (1987, p. 76) ha defendido la inclusión de tendencias temporales de la siguiente forma:

"Los estadísticos t de la regresión, τ_i, son importantes debido a que Evans y Savin (1984) han demostrado que los estadísticos τ_μ son una función del término de intersección desconocido α. De este modo, al incluir una tenencia temporal en (17) o (18) [8], incluso aún cuando el coeficiente de la tendencia temporal sea igual a cero, la distribución del estimador del parámetro autorregresivo se hace independiente de α. En las aplicaciones empíricas, en las que no resulta disponible el conocimiento del término de intersección α, la inclusión de una tendencia temporal es una decisión prudente al realizar un contraste de raíces unitarias".

En la tabla 1 ofrecemos los resultados de las regresiones, para el período 1954-1989, utilizando diferentes definidos de la renta laboral disponible. En ningún caso, puede rechazarse de acuerdo con el valor de $\hat{\tau}_t$ que la serie no sea estacionaria.

TABLA 1
TEST DE RAÍCES UNITARIAS

	α	$\beta_o t$	$\rho\, y_{t-1}$	$\beta_1\, \Delta y_{t-1}$	$\hat{\tau}_t$	R^2
y^{lN}_t	4.748 (3.13)	–	0.9804 (0.018)	0.629 (0.141)	- 1.053	0.989
y^{lN}_t	6.827 (3.32)	0.318 (0.19)	0.925 (0.039)	0.699 (0.145)	- 1.906	0.989
y^{lB}_t	4.785 (3.19)	–	0.981 (0.018)	0.624 (0.143)	- 1.018	0.989
y^{lB}_t	7.185 (3.46)	0.331 (0.207)	0.925 (0.039)	0.696 (0.147)	- 1.896	0.990

El valor de $\hat{\tau}_t$ se calcula de acuerdo con el cociente $\hat{\rho}/s_{(\hat{\rho})}$ de la regresión $y_t - y_{t-1} = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1}$ (ver Fuller (1976, p. 372) y Dickey y Fuller (1981, pp. 1070-71).

8. Hemos adaptado a nuestra numeración la del artículo original.

El proceso de diferenciación más sencillo consiste en aplicar primeras diferencias en las series de la renta laboral disponible. Dado que los resultados obtenidos son muy semejantes tanto si se utiliza la renta laboral disponible bruta como si se utiliza la renta laboral disponible neta, utilizaremos la renta laboral disponible neta como la medida más adecuada de la renta laboral disponible. Estimado por MCO el modelo ARIMA (1,1,0) de la serie correspondiente a la renta laboral disponible, se obtiene:

$$\Delta y^{l}_{t} = \underset{(1.04)}{1{,}641} + \underset{(0.14)}{0{,}650}\, \Delta y^{l}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \hat{\sigma}_{\varepsilon} = 5{,}222 \tag{19}$$

Utilizando el valor correspondiente al coeficiente β_1 de la parte autorregresiva, la análoga de la fórmula (17) se convierte en (ver Campbell y Deaton, 1989):

$$\Delta c_t = \frac{1+r}{(1-\beta_1)+r}\,\varepsilon_t = \frac{1+r}{0{,}35+r}\,\varepsilon_t = k_{\mu}\varepsilon_t$$

El valor del multiplicador R_{μ} depende de cual sea el tipo de interés real elegido. Seleccionando valores de r iguales a 0.00, 0.05 y 0.08, los correspondientes valores de $R\mu_r$ resultan ser 2.857, 2.625 y 2.510, muy superior a la unidad. Entonces de acuerdo con los valores de estos multiplicadores y la información dada por la ecuación (19) se tendría que producir que la desviación estándar de los cambios en el consumo fuera como mínimo igual a 2.857, 2.626 ó 2.51 veces la desviación estándar de los cambios en las innovaciones en la renta laboral disponible, que es igual a 5.222. Por consiguiente, y en función del tipo de interés elegido, la desviación estándar del consumo tendría que ser igual o mayor a 14.91, 13.70 ó 13.10. Sin embargo, la desviación estándar de los cambios en el consumo en España se halla bastante lejos de estos valores, alcanzando sólo un valor igual a 5.682. Los cambios en el consumo en España fluctúan menos que los cambios en la renta debido a que el consumo no parece seguir la trayectoria de la renta permanente [9].

Los resultados que hemos obtenido pueden depender en gran medida de la modelización realizada, por lo que es conveniente buscar alternativas al análisis seguido hasta ahora. Campbell y Deaton (1989) sugieren trabajar con primeras

9. A este mismo resultado puede llegarse estimando la regresión $\Delta c_t = \delta\varepsilon_t + vt$. En este caso se obtiene un coeficiente de δ igual a 0.623, inferior a la unidad que denota un exceso de "alisado" en el consumo. (Hayashi, 1987)

diferencias del logaritmo de la renta disponible, que posee mayores posibilidades de ser un proceso realmente estacionario. Ello obliga, sin embargo, a realizar algunas modificaciones en la teoría de la renta permanente para adaptarla a una versión logarítmica de la misma. Campbell (1987) ha demostrado que si el ahorro es igual al valor descontado actual de las disminuciones que se esperan en la renta en el futuro, entonces la contrapartida de la ecuación (15) de nuestro trabajo correspondiente a un modelo logarítmico es igual a:

$$\frac{\Delta c_t}{y_t} = \frac{r}{r - \eta} \sum_{i=1}^{\infty} \rho^i \left[E\left[\log y^l_{t+1} \mid t\right] - E\left[\log y^l_{t+1} \mid t-1\right]\right] \tag{20}$$

en donde η es igual a la tasa media de crecimiento de la renta laboral disponible y ρ la tasa de descuento utilizada por el consumidor.

El modelo ARIMA (1,1,0) correspondiente al logaritmo de la renta disponible laboral en España proporciona la siguiente estimación, en la que ϕ_φ es la desviación estándar correspondiente a φ_t

$$\Delta \log y^l_t = \underset{(0{,}0078)}{0{,}0130} + \underset{(0{,}143)}{0{,}597} \log \Delta y^l_{t-1} + \varphi_t \qquad \phi_\varphi = 0{,}03745 \tag{21}$$

pudiéndose obtener a partir de (20), la siguiente expresión:

$$\frac{\Delta c_t}{y^l_{t-1}} = \frac{\varphi_t}{1-0.597(1+\eta+r)} \tag{22}$$

sobre la cual se examinará de nuevo el "alisado" de la serie del consumo en España.

La tasa de crecimiento media de y^l es igual a 0.0434, es decir un 4.34% anual. Por ello cuando r = 0.0, el multiplicador para φ_t en (22) es igual a 2.65. Este multiplicador se hace cada vez más grande a medida que r crece (el denominador de la fracción se hace más pequeño). Por consiguiente, el consumo presentará un exceso de "alisado" si la desviación estándar de $\Delta c_t / y^l_{t-1}$ es menor a la desviación estándar de las innovaciones en el cambio del logaritmo de la renta multiplicadas por el multiplicador de φ_t. A continuación ofrecemos los valores obtenidos de esta producto para los diversos tipos de interés considerados, como puede observarse, en todos los casos el consumo presenta un exceso de "alisado".

MEDIDAS DEL EXCESO DE
ALISADO DEL CONSUMO

$$\hat{\phi}_{\varphi} x \mu_{\varphi} \ (0.00) = 0.09924$$

$$\hat{\phi}_{\varphi} x \mu_{\varphi} \ (0.05) = 0.10785$$

$$\hat{\phi}_{\varphi} x \mu_{\varphi} \ (0.08) = 0.11366$$

Igualmente en la tabla 2 presentamos un resumen de diversas medidas relativas al exceso de suavidad del consumo. La primera columna indica la definición de renta disponible utilizada e incluye a la renta laboral disponible, tanto bruta como neta, así como la definición más amplia de renta disponible que incluye las rentas de capital pertenecientes a las familias.

TABLA II.
EXCESO DE ALISADO DEL CONSUMO EN ESPAÑA

Variables	Multiplicador por Desviación Standar de las innovaciones	Medida del Consumo (I)	Desviación Estandar de (I)
y_t^{ln}	14.92	Δc_t	5.68
y_t^{lb}	14.76	Δc_t	5.68
y_t^{dn}	12.59	Δc_t	5.68
y_t^{db}	12.83	Δc_t	5.68
$\log y_t^{ln}$	0.099	$\Delta c_t / y_{t-1}^{ln}$	0.044
$\log y_t^{dn}$	0.064	$\Delta c_t / y_{t-1}^{dn}$	0.028
$\log y_t^{ln}$	0.099	$\vartheta \Delta c_{nt} / y_{t-1}^{ln}$	0.049
$\log y_t^{dn}$	0.064	$\vartheta \Delta c_{nt} / y_{t-1}^{dn}$	0.031

ϑc_{nt} es una medida del valor de los bienes de consumo no duraderos y servicios, así como de los servicios proporcionados por los bienes de consumo duraderos estimada a partir del cálculo del factor de cointegración ϑ/γ, con γ=1 (ver Campbell y Clarida, 1987 e infra. p. 217).

La segunda columna calcula el producto del multiplicador derivado a partir de los diversos modelos ARIMA (1,1,0) que caracterizan el proceso de generación de las diversas variables por la desviación estándar de los residuos de estos procesos. Como ya hemos indicado la variación estándar de la medida apropiada de los cambios en el consumo debería como mínimo alcanzar al correspondiente valor de la segunda columna. Finalmente en la tercera columna presentamos la medida apropiada de los cambios en el consumo. El aspecto más interesante es la inclusión de una estimación de la definición de consumo tal como éste se concibe en la teoría en la renta permanente y que consiste en la suma de los gastos de la renta permanente y que consiste en la suma de los gastos realizados en los bienes de consumo no duradero más el flujo de servicios proporcionados por el stock de bienes de consumo duradero que poseen los consumidores. Puesto que esta definición del consumo constituye una variable no observable, siguiendo a Campbell (1987) y Campbell y Clarida (1987), la hemos estimado suponiéndola proporcional al factor de "cointegración" ϑ que hace estacionaria la serie en niveles del ahorro $y_t^{dn} - \vartheta c_t$. En el Apéndice I mostramos como se ha obtenido el valor de este factor de "cointegración".

V. PERSISTENCIA DE LOS CAMBIOS EN LAS INNOVACIONES

Tal como indican Campbell y Deaton (1989), el elemento esencial para poder inferir que el consumo es excesivamente "alisado" depende de si los cambios en la renta permanente son mayores o menores que los cambios en la renta corriente. La hipótesis en los modelos del ciclo vital y de la renta permanente es que efectivamente estos conceptos de renta evolucionan de forma más suave que la renta disponible. Sin embargo, tras la evidencia presentada en el apartado anterior, existen algunas dudas razonables de que ello sea realmente así. En principio, hay acuerdo en la literatura actual que la renta permanente sólo se modifica en respuesta a la presencia de nueva información respecto a las rentas que esperan obtener en el futuro los consumidores (innovaciones), siendo el cambio en la renta de mayor o menor magnitud según que dichas innovaciones se espere que vayan a ser más o menos persistentes. El hallazgo de que las innovaciones están caracterizadas por un alto grado de persistencia, podría dar lugar a una explicación coherente del hecho de que presentando el consumo un exceso de "alisado", el consumo a su vez depende en gran medida de los cambios en la renta corriente a causa de la existencia de restricciones de liquidez (ver Berenguer, 1990).

El grado de persistencia existente en un modelo depende de las propiedades de largo plazo de la serie temporal representativa de los cambios en el logaritmo de la renta. Estas propiedades pueden examinarse analizando las características de los procesos estacionarios en el dominio frecuencial. Las propiedades a largo plazo del modelo pueden extraerse de los espectros correspondientes.

Así, por ejemplo, un proceso autorregresivo de primer orden cuyo coeficiente es negativo implica que los valores de la serie temporal correspondiente tienden a oscilar frecuentemente, de modo que la transformada de Fourier de la función de autocorrelación, $f^*(w)$, alcanzará sus valores más elevados en los valores de w próximo a π. Si el coeficiente es positivo, las propiedades a largo plazo del modelo se traducirán en la obtención de los valores más altos de $f^*(w)$ para los valores de w próximos a cero [10].

Dado que el coeficiente de los diversos modelos ARIMA (1,1,0) que se han utilizado siempre han sido positivos, el análisis debe concentrarse en las propiedades de la función $f^*(w)$ en la frecuencia cero. La densidad espectral de la serie $\Delta \log y_t$ en la frecuencia cero viene dada por la fórmula $v = c(1) / \sigma^2$ en donde c(1) es la suma de todas las autocorrelaciones de la serie y σ^2 su varianza. Por otra parte, (Campbell y Deaton, 1989; Granger y Newbold, 1.977), v puede calcularse igualmente a partir de:

$$v = c(1)/\sigma^2 = (\sigma^2_\varepsilon / \sigma^2)\ [\pi(1)] \qquad (23)$$

en donde σ^2_ε es la varianza de las innovaciones en los cambios del logaritmo de la renta laboral, y $\pi(1)$ es una medida de persistencia definida en Campbell y Mankiw (1986), que mide el ratio por el que tiene que multiplicarse una innovación para determinar su efecto final sobre el nivel de la serie. Teniendo en cuenta que $R^2 = 1 - \sigma^2_\varepsilon / \sigma^2$, las relaciones entre las dos medidas de v, permite calcular el valor de la medida de persistencia $\pi(1)$, de la siguiente manera:

$$\pi(1) = \sqrt{}\ [v/1\text{-}R^2)] \qquad (24)$$

Un estimador no paramétrico de v, utilizado por Campbell y Deaton (1989) consiste en la ventana triangular de Bartlett de tamaño k, cuya estimación puede realizarse a través de la fórmula:

10. Una introducción accesible al estudio de los procesos estacionarios en el dominio frecuencial puede hallarse en Chatfield (1982).

$$\nu^k = 1 + 2 \sum_{j=0}^{k} [1 - j/(k+1)]\zeta_j \tag{25}$$

en donde ζ_j es el valor de la función de autocorrelación en el retardo j. En la tabla 3, presentamos el cálculo de los valores de ν^k para la economía española hasta un retardo igual a 12 [11], conjuntamente con los valores correspondientes a sus errores estándar y una estimación de $\pi(1)$, calculada de acuerdo con Campbell y Deaton, según la fórmula:

$$\pi(1)^k = \sqrt{[\nu^k/(1-\zeta^2_1)]} \tag{26}$$

TABLA III.
MEDIDAS DE PERSISTENCIA DE LA SERIE CORRESPONDIENTE AL INCREMENTO EN EL LOGARITMO DE LA RENTA LABORAL DISPONIBLE EN ESPAÑA

Autocorrelaciones en el retardo:

1	2	3	4	5	6
0.615	0.451	0.344	0.188	- 0.001	- 0.092
7	**8**	**9**	**10**	**11**	**12**
- 0.125	- 0.255	- 0.251	- 0.180	- 0.291	- 0.344

Estimación de la persistencia:

Tamaño de la ventana	ν^k	e.e.(ν^k)	$\pi(1)^k$
0	3,000	0,577	2,196
1	3,615	0,983	2,411
2	4,107	1,369	2,570
3	4,525	1,749	2,697
4	4,851	2,088	2,793
5	5,068	2,389	2,855
6	5,196	2,647	2,890
7	5,261	2,864	2,908
8	5,249	3,030	2,905
9	5,202	3,166	2,892
10	5,124	3,272	2,870
11	4,983	3,322	2,831
12	4,862	3,373	2,796

11. Chatfield (1982, p. 141) aconseja tomar un número de retardos igual a $2\sqrt{N}$. En nuestro caso proporciona un valor de k = 12.

Los resultados de la tabla 3 son altamente interesantes. Si se mide el grado de persistencia de acuerdo con el valor de la ventana de Bartlett, v^k, se observa que su valor aumenta hasta el retardo número 8, para luego descender lentamente, aunque de acuerdo con el valor de los errores estándar calculados es difícil argumentar que exista un grado de persistencia superior a la unidad a partir del cuarto retardo. El test realizado de acuerdo con el valor de $\pi(1)^k$ proporciona un grado de persistencia más elevado, superior a 2 para cualquier retardo, que podría confirmar que cuando se produce una "innovación" en un año determinado, los consumidores creen que ésta va a persistir durante un largo período de años.

VI. CONCLUSIONES

El análisis econométrico que hemos realizado a partir de las propiedades estocásticas de la función consumo agregada en España corrobora la evidencia hallada por Campbell y Deaton (1989) para los Estados Unidos, de la que se desprende que el consumo presenta un "exceso de alisado", que difícilmente puede explicarse a través de un modelo de renta permanente con expectativas racionales.

Aunque en nuestro caso los resultados tengan que tomarse con cautela debido tanto a su naturaleza agregada como al significado de unos contrastes no paramétricos, como los que hemos realizado en la sección anterior, con un número pequeño de observaciones, el hecho de que coincidan en lo esencial con los resultados obtenidos por Campbell y Deaton, así como con la evidencia disponible para otros paises, nos permite aceptarlos provisionalmente, a la espera de los resultados de próximas investigaciones. En cualquier caso, creemos que el ejercicio realizado es una tarea estimulante para una mejor comprensión de las propiedades estocásticas de la función consumo en España.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Berenguer, E. (1990), "Algunos aspectos recientes de la función consumo: Teoría y evidencia empírica", *Información Comercial Española*, n. 686: 125-139.

Blanchard, O.J. y S. Fischer (1989). *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press.

Campbell, J.H. (1987). "Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income theory", *Econometrica*, 55: 1249-1273.

Campbell, J.H. y R.H. Clarida (1987). "Household saving and permanent income in Canada and the United Kingdom", *NBER Working Paper*, # 223.

Campbell, J.H.y A. Deaton (1989). "Is consumption too smooth?", *Review of Economic Studies*, 56: 357-373.

Campbell, J.H. y N.G. Mankiw (1987). "Are output fluctuations transitory?", *Quarterly Journal of Economics*, 104: 857-880.

Chatfield, C. (1982). *The Analysis of Time Series: An Introduction*, 2nd. ed., Chapman and Hall.

Corrales, A. y D. Taguas (1989), *Series macroeconómicas para el período 1.954-1.988: Un intento de homogeneización*, Instituto de Estudios Fiscales, Monografía n. 75.

Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981). "Likelihood ratios statistics for autorregresive time series with a unit root, *Econometrica*, 49: 1957-1072.

Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987). "Dynamic model specification with equilibrium constraints: Co-integration and error correction", *Econometrica*, 55: 251-276.

Flavin, M.A. (1981). "The adjustment of consumption to changing expectations about future income", *Journal of Political Economy*, 89: 974-1009.

Fuller, W.A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley.

Granger, C.W.J. y P. Newbold (1.977). *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press.

Hall, R.E. (1978). "Stochastic implications of the life cycle – permanent income hypothesis: Theory and evidence", *Journal of Political Economy*, 86: 971-987.

Hansen, L. y T.R. Sargent (1981). "A note on Wiener-Kolmogorov prediction for rational expectations models", *Economic Letters*, 8: 255-260.

Kotlikoff, L.J. y A. Pakes (1988). "Looking for the news in the noise. Stochastic implications of optimal consumption choice", *Annales d'Economie et Statistique*, : 706-732.

Modigliani, F. y R. Brumberg (1954). "Utility analysis and the consumption function. An interpretation of cross-section data" en K. Kurihara (ed.), *Post-Keynesian Economics*, Allen and Unwin.

Said, S.E. y D.A. Dickey (1985). "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknow order", *Biometrika*, 71: 599-608.

Schwert, G.W. (1987). "Effects of model specification on tests for unit roots in macroeconomic data", *Journal of Monetary Economics*, 20: 73-103.

Sargent, T.R. (1984). *Notes on Dynamic Macroeconomic Theory*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

West, K.D. (1987). "The insensivity of consumption to news about income", *Journal of Monetary Economics*, 21: 17-33.

APÉNDICE I

De acuerdo con Granger y Engle (1987), un vector x_t se dice que está cointegrado de orden d,b si todos los componentes de x_t son estacionarios en la d-ésima diferencia y existe como mínimo un vector $\alpha = 0$ tal que $z_t = \alpha' x_t$ está integrado de orden d-b, siendo $b > 0$.

Si se define el vector $x_t = [y_t^k, y_t^1, c_t]'$, cada uno de los elementos de x_t es I(1), pero la combinación de sus elementos que define el ahorro $s_t = [1,1,-1]x_t$ es estacionaria en sus niveles. Por consiguiente, de acuerdo con la definición de Granger y Engle (1987) el vector x_t está integrado. En el caso de que la propensión a consumir fuera conocida y la medida relevante del consumo fuera observable, los elementos de α serían conocidos a priori. Pero éste no es el caso que nos ocupa. En las sección V hemos indicado que la medida relevante del consumo $\underline{c}_t$ es proporcional al gasto en bienes de consumo no duradero y servicios, c_{nt}, de modo que $\underline{c}_t = \vartheta c_{nt}$. En este caso, el vector $x_{nt} = [y_t^k, y_t^1, c_{nt}]'$ es CI (1,1) y el factor de escala ϑ puede ser estimado a partir del vector de cointegración $[1,1,-\vartheta]$ [12].

Por otra parte, la ecuación (15) indica que los incrementos en el consumo son iguales a los cambios en la renta permanente, lo que implica una progresión marginal al consumo respecto a la renta permanente, γ, igual a la unidad. Si esta propensión es distinta de la unidad, $\gamma < 1$, el vector x_{nt} no satisface la definición formal de cointegración, sin embargo, $s_{nt} = [1,1,-\vartheta/\gamma]\ x_{nt}$ es estacionario, por lo que $-\vartheta/\gamma$ puede ser estimado fácilmente.

Para proceder a dicha estimación basta con efectuar la regresión de la renta disponible total sobre el gasto en bienes de consumo no duradero y servicios. El valor de ϑ/γ es igual al coeficiente estimado para c_{nt}. Utilizando el residuo de esta ecuación Granger y Engle (1987) desarrollan un test que se puede utilizar para indicar si c_{nt} é y_t están cointegrados. Efectuando la regresión del residuo de la ecuación estimada para calcular el valor de ϑ/γ,

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 \Delta e_{t-1} + \kappa_t$$

se rechaza la hipótesis nula de no cointegración entre c_{nt} é y_t si el estadístico t corresponde al estimador β_1 es superior a 2,84 (a un nivel de significación del 10%) o a 3.17 (a un nivel de significación del 5%).

12. Stock (1987) describe un conjunto de métodos que se pueden utilizar para estimar el vector α cuando sólo existe un elemento desconocido.

Efectuando las regresiones indicadas con los datos disponibles para la economía española, obtenemos los siguientes resultados (errores estándar entre paréntesis excepto en el caso de la regresión respecto a los residuos donde figura el estadístico t):

$$y^{dn}_t = \underset{(4,6)}{13,743} + \underset{(0,02)}{1,333}\, c_{nt} + e_t$$

$$R^2 = 0,98 \quad \vartheta/\gamma = 1.333$$

La regresión correspondiente a los residuos de esta ecuación proporciona el siguiente resultado:

$$e_t = - 0,066 + \underset{(6,94)}{0,804}\, e_{t-1} + 0,05\, \Delta e_{t-1}$$

Puesto que el estadístico t es mayor que 3.17 se rechaza con un nivel de significación del 5% que la renta disponible y el consumo de bienes no durables y servicios no están cointegrados.

APÉNDICE II

Los datos utilizados en este trabajo proceden en su mayor parte de Corrales y Taguas (1989), aunque en aquellos casos en los que el valor de alguna variable se iniciaba en 1964, se han producido los correspondientes enlaces con datos procedentes del Banco de Bilbao. Todos los valores de las variables están expresados en términos per cápita y en pesetas de 1980. A continuación ofrecemos el significado de las variables y, cuando parece adecuado, cuál ha sido su proceso de elaboración:

y_t^{ln}: Renta laboral neta. Esta variable se ha calculado de la siguiente manera y_t^{l} = RFN – RENTK – TDF + TDFK, en donde RFN es la renta neta de la familias, TDF los impuestos directos pagados por las familias y TDFK aquella parte de los impuestos directos pagados por las familias imputables a las ganancias de capital. El valor de RENTK se ha obtenido de la siguiente manera, RENTK = ω ORENT en donde ω representa la participación del capital en la renta nacional y ORENT corresponde a la variable de este mismo nombre en Corrales y Taguas. Para el cálculo de TDFK se ha utilizado el valor del Excedente Bruto de Explotación (variable EBE en Corrales y Taguas), al que se le ha restado el consumo de capital fijo realizado por las empresas (Variable CCF_E). De la cantidad resultante se ha restado un 18% en concepto de impuesto sobre sociedades. A continuación se ha deducido los beneficios retenidos, y sobre la cantidad resultante se ha aplicado un impuesto medio del 15%.

y_t^{dn}: renta real disponible neta de las familias (per cápita).

c_t: consumo per cápita en términos reales. Procede de la serie incluida en Corrales y Taguas (1989), que se ha dividido por la población de derecho a 1 de julio calculada anualmente por el INE.

c_{nt}: consumo per cápita en términos reales de bienes de consumo no duradero y servicios. Para general esta variable se ha calculado la proporción que representa el consumo de bienes duraderos en la Contabilidad Nacional del INE. Las partidas de la clasificación del consumo que se han considerado forman parte de los bienes de consumo duradero son los siguientes: (1) Vestido y calzado; (2) Muebles y accesorios fijos, artículos textiles para el hogar; (3) Aparatos de calefacción, de cocina y grandes electrodomésticos; (4) Cristalería y vajillas; (5) Compra de vehículos; y (6) Un 10% de los gastos de utilización de vehículos que hemos imputado a reparaciones. Cuando ha sido preciso se ha realizado los diversos enlaces entre las distintas series de la Contabilidad Nacional. Calculada la proporción que representan los bienes durables sobre el consumo privado nacional, a la que se puede llamar π,se ha calculado el consumo de bienes no duraderos y servicios de la siguiente manera: $c_{nt} = (1-\pi)\ c_t$.

obs	RENTA LABORAL NETA YLNT	RENTA LABORAL BRUTA YLBT	RENTA DISPONIBLE NETA YDNT	CONSUMO PRIVADO CP80	CONSUMO BIENES NO DURADEROS CND80
1	69.89934	74.03524	117.9948	101.2768	82.29318
2	73.06133	77.70923	123.4086	105.7202	84.75906
3	79.47645	84.37965	129.9156	112.3935	90.20365
4	78.30753	83.60463	130.5335	115.0399	92.20403
5	80.66789	86.20499	133.5576	119.5249	94.73304
6	77.80243	83.46103	130.5966	120.0587	97.73739
7	79.85777	86.18267	130.9737	115.1539	91.47434
8	86.51002	93.33701	144.6322	126.4247	101.4520
9	97.20830	104.2829	158.0751	135.7311	107.2466
10	108.9075	115.5030	170.1199	148.5503	117.7202
11	114.7297	120.7976	176.8617	154.2259	121.7549
12	124.5586	130.6358	195.3064	162.7282	129.0764
13	137.1022	143.2106	207.9677	172.2016	135.0266
14	139.8651	145.8154	208.5552	180.7966	142.0396
15	145.1057	151.7169	216.8215	189.4122	149.3830
16	156.1418	163.1124	225.9846	199.6958	156.0131
17	161.8318	169.1884	233.5026	206.0074	160.7931
18	170.6128	178.1435	244.5972	214.4893	167.4895
19	186.8084	194.3397	260.1929	230.1968	177.6433
20	201.5936	209.4102	278.5715	245.8409	198.3816
21	208.1609	216.5540	293.1088	255.8042	193.7845
22	206.3298	215.0065	291.2133	257.7013	196.3916
23	212.7204	221.5400	296.9532	268.8118	209.9063
24	209.0163	217.9313	297.8405	269.6368	206.6901
25	210.9282	219.7184	298.8209	269.1481	213.6705
26	206.0828	215.1776	293.2986	270.1073	214.6165
27	195.4369	204.7949	293.2364	269.3468	217.6088
28	191.3034	201.3681	295.6878	265.3901	216.4840
29	190.0586	200.5056	298.0434	264.3096	216.1902
30	185.7766	196.4400	297.2226	263.8795	215.9909
31	179.0651	189.8125	293.5362	261.6997	215.8264
32	180.1244	190.6070	298.6732	266.8053	214.7105
33	185.3682	195.3646	301.7532	275.2687	219.0365
34	192.7048	202.9238	312.3972	289.0523	228.7956
35	201.7821	212.3694	322.7667	301.3653	240.6884
36	214.7142	225.5398	337.4349	310.5322	249.2704