UNA FUNCION DE CONSUMO PRIVADO PARA LA ECONOMIA ESPAÑOLA: APLICACION DEL ANALISIS DE COINTEGRACION

Javier Andrés
César Molinas
David Taguas

SGPE-D-90002

Enero 1990

Este trabajo forma parte de los estudios de base del modelo MOISEES y en él se expone con detalle la metodología econométrica seguida para la estimación de las relaciones de comportamiento de dicho modelo. Los análisis, opiniones y conclusiones aquí presentados son los de los autores, con los que no tiene por qué coincidir, necesariamente, la Dirección General de Planificación. Esta considera, sin embargo, interesante, la difusión del trabajo para que los comentarios y críticas que suscite contribuyan a mejorar tanto su calidad como la del modelo en construcción.

INDICE

1.INTRODUCCION

El paradigma de la función de consumo no parece ser el más adecuado para responder a la mayoría de las preguntas relevantes que sobre sonsumo y temas afines se plantean hoy en día los economistas. Las decisiones consumo-ahorro, la incidencia que sobre ellas pueda tener la fiscalidad, el papel de la disponibilidad de crédito, la existencia o no de ciclos en el consumo de bienes duraderos y su posible relación con el ciclo económico son, entre otras, cuestiones importantes en las que poco se puede avanzar con datos de la Contabilidad Nacional y el instrumental de las funciones de consumo agregadas.

Dichas funciones, sin embargo, siguen siendo necesarias para determinadas finalidades. La que se presenta en este trabajo forma parte del modelo MOISEES de la economía española, formalizando los efectos que la renta disponible, la riqueza y otras variables tienen sobre la demanda agregada. Por las características de su misión, debe tener las máximas garantías posibles de buena especificación econométrica, de estabilidad y de buena capacidad predictiva.

Para la especificación y estimación de la función de consumo se ha utilizado de forma sistemática la teoría de variables cointegradas. La misma estrategia se ha seguido con la mayoría de las relaciones de comportamiento del MOISEES. Ello parece coherente con la orientación de dicho modelo hacia el medio y largo plazo, puesto que uno de los méritos de la teoría de la cointegración reside en el énfasis que pone en los largos plazos de las relaciones entre las variables económicas.

En la sección 2 se discuten los fundamentos teóricos de la función de consumo que se especifica en las secciones siguientes. La sección 3 está dedicada al análisis univariante de las distintas variables y a la especificación de las relaciones de largo plazo. En la sección 4 se aborda la especificación dinámica de las relaciones seleccionadas en la sección anterior. La sección 5, por último, recoge algunas conclusiones.

2. DETERMINANTES DEL CONSUMO

Desde 1978 se han desarrollado dos líneas bien diferenciadas en el análisis empírico de la evolución temporal del consumo privado. A partir del trabajo de **Hall (1978)**, muchos economistas dedicaron su atención al contraste de la hipótesis conjunta de que los individuos deciden sus planes de consumo corriente en base a las expectativas de ingresos futuros y de que estas expectativas se forman racionalmente. Este enfoque incorpora un fuerte componente teórico: los individuos deciden sobre su consumo corriente mediante un proceso de optimización dinámica del que se deduce una compleja pero nítida relación intertemporal entre consumo y renta (y otras variables). De esta hipótesis conjunta se deducen unas implicaciones para el comportamiento de la serie temporal del consumo sobre las que se han basado la mayoría de los contrastes empíricos (**Muellbauer (1982)**, por ejemplo).

En el marco de este enfoque, otros autores (**Sargent, 1978**) han optado por la obtención explícita de funciones de consumo condicionadas al proceso generador de la renta. El contraste de la validez de la teoría es, en este caso, la aceptación de las restricciones entre los parámetros de la función de consumo y la forma reducida de la renta. **Flavin (1981)** ha demostrado que ambos procedimientos son equivalentes para contrastar la validez de las teorías que tratan de especificar la relación dinámica entre el consumo y los factores que lo determinan.

Una línea alternativa es la iniciada en el trabajo de **Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978)**, en el que se especifica una relación de largo plazo entre el consumo y otras variables y, a partir de élla, se modeliza el comportamiento a corto plazo como un mecanismo de corrección de error. Por este camino se llega a obtener ecuaciones con un menor componente estructural que con el otro enfoque, pero que tienen una cuidadosa especificación econométrica que permite estimar los principales parámetros de interés y contrastar diversas hipótesis teóricas.

En este trabajo se sigue la segunda de las líneas apuntadas, tanto por el objetivo del mismo como por limitaciones estadísticas. La no disponibilidad de datos trimestrales impide un contraste de hipótesis basado en una estructura dinámica muy precisa, por lo que el principal valor añadido es la estimación de las elasticidades relevantes a largo plazo.

Nuestro modelo teórico postula una relación a largo plazo entre consumo,

renta disponible, riqueza y otras variables, del tipo

$$C_t = f(Y_t^d, WE_t, Z_t) \tag{2.1}$$

donde C_t,Y_t^d y WE_t son, respectivamente, el consumo, la renta disponible y la riqueza en términos reales y Z_t es un vector de otros determinantes del consumo que especificamos a continuación.

Definimos la riqueza como

$$WE = \frac{ALP + B}{p} + K_{pr} \tag{2.2}$$

donde ALP son los activos líquidos en manos del público, B los bonos en poder de los consumidores, p el deflactor implícito del Producto Interior Bruto a precios de mercado y K_{pr} el stock de capital privado en términos reales.

La variación en el tiempo de la riqueza viene dada por:

$$\frac{\partial WE}{\partial t} = \dot{WE} = \dot{K}_{pr} + \frac{\dot{ALP} + \dot{B}}{p} - \frac{\dot{p}}{p}\left(\frac{ALP + B}{p}\right) \tag{2.3}$$

El segundo término del lado derecho de (2.3) corresponde al impuesto provocado por la inflación sobre activos de denominación nominal. Es relevante la cuestión de si este término debe entenderse como **renta disponible negativa** o como **variación en la riqueza real**. En el primer caso el efecto debe ser tenido en cuenta en la relación a largo plazo entre consumo y renta disponible **(Andrés, Molinas y Taguas, 1987)** . En el segundo caso el efecto es de corto plazo, provocado por variaciones en el ratio $\frac{riqueza}{renta}$.

En este trabajo se ha optado por la inclusión del impuesto inflacionario como una variable separada de la renta disponible. En primer lugar porque ello permite hacer una cuestión empírica de la interpretación mencionada en el párrafo anterior y, en segundo lugar, porque ello es suficiente para evitar los sesgos en la estimación de las elasticidades relevantes.

La introducción del término $\frac{\dot{p}}{p}\left(\frac{ALP+B}{p}\right)$ puede considerarse también como un intento de captar las ganancias o pérdidas de capital que algunos autores encuentran muy significativas en la explicación de la evolución del consumo **(Pesaran y Evans, 1984)**. En nuestro caso, los intentos de evaluar esta influencia mediante la inclusión de indicadores de la cotización bursátil, han sido infructuosas, posiblemente por dos razones. Por una parte, está la limitación de la actividad bursátil, que sólo empieza a adquirir niveles relevantes en la última parte del período muestral. Por otra, la desigual distribución de las plusvalías (en manos de un reducido grupo de consumidores) hace dificil su captación en una función de consumo agregada.

En algunos trabajos **(Davidson et al, 1978)** se ha optado por incluir directamente la tasa de inflación para recoger el efecto señalado, evitando al mismo tiempo la medición de la variable riqueza. El efecto de la inflación es inequívoco sobre el consumo de bienes perecederos, ya que actua únicamente vía renta disponible. Sin embargo, su efecto sobre el consumo en bienes duraderos es ambiguo. Por una parte la inflación reduce la renta disponible y por ello el consumo, pero si la inflación actual "señala" aumentos futuros de precios, puede ser conveniente adelantar la adquisición de bienes de consumo duradero. Estos efectos de la inflación pueden recogerse por dos vías. La más obvia es la separación del consumo en bienes duraderos y no duraderos, como se ha hecho en algunos trabajos **(Brooks y Henry, 1986)**, que es imposible por razones de disponibilidad de datos para nuestro país. La segunda vía es la inclusión del tipo de interés real en la función de consumo, que lógicamente habría de captar el "efecto inversión" de los bienes duraderos permitiendo una interpretación clara del efecto inflación. Como se puede ver en la sección 4, la significatividad del tipo de interés real a corto plazo permite la inclusión de la tasa de inflación como regresor independiente, dado que el tipo de interés recoge la influencia negativa en la tasa de variación del consumo que se manifiesta en el "aplazamiento" del consumo en bienes duraderos ante variaciones a corto plazo en los tipos de interés reales. No obstante, la tasa de inflación se mostró persistentemente no significativa, por lo que no aparece en las ecuaciones que se presentan.

En virtud de las consideraciones anteriores especificamos la versión más general de (2.1) como

$$C_t = (Y_t^d)^{\alpha_1}(WE_t)^{\alpha_2}(IT_t)^{\alpha_3}e^{(\alpha_0+\alpha_4 r_t+\epsilon_t)} \tag{2.4}$$

$$\alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 < 0, \alpha_4 < 0$$

donde IT_t es el término que capta el impuesto inflacionario y r_t es el tipo de interés real.

La mayoría de los trabajos sobre la función de consumo resaltan la importancia de un factor, cuya importancia puede venir agudizada por la crisis económica, pero que rara vez ha sido tratado en profundidad. Nos referimos al efecto distribución de la renta **(Davidson et al, 1978)** o al diferente impacto de los distintos tipos de renta (rentas del trabajo y otras, según **Pesaran y Evans, 1984**) sobre el consumo. Bajo esta idea se reconoce el supuesto de que, al menos a corto plazo, la propensión al consumo no es igual para todos los individuos. Sin embargo, el "efecto distribución" tiene también una interpretación acorde con la teoría del ciclo vital/renta permanente. Un cambio en la distribución de la renta, o la alteración en los ingresos por diferentes conceptos puede tener efectos distintos sobre la posición de liquidez de los individuos y/o sobre las expectativas futuras de ingresos. En ambos casos es de esperar un impacto sobre el consumo corriente. En este trabajo hemos recogido esta idea en la línea propuesta por **Sneesens y Dreeze (1986)**, consistente en introducir la tasa de paro (u_t) como "proxy" de estos efectos. La tasa de paro no se incluye en la solución a largo plazo, puesto que es de esperar que su incidencia venga recogida por las propias alteraciones de la renta. Sin embargo, a corto plazo es previsible encontrar un efecto negativo del desempleo sobre el consumo corriente.

3.ANALISIS DEL LARGO PLAZO: ORDEN DE INTEGRABILIDAD, CO-INTEGRACION Y CO-TENDENCIAS

En esta sección se analizan varias posibles relaciones agregadas de largo plazo entre el consumo privado nacional y sus determinantes en la economía española. Para ello se utiliza la teoría de la co–integración (**Engle y Granger, 1987**) como método de selección de variables.

En primer lugar se lleva a cabo un análisis univariante de las distintas variables consideradas en la sección anterior, tratando de determinar el orden de integrabilidad de cada una. A continuación se estudia la co-integración y existencia de tendencias temporales comunes entre las variables que forman parte de cada una de las posibles relaciones de largo plazo consideradas.

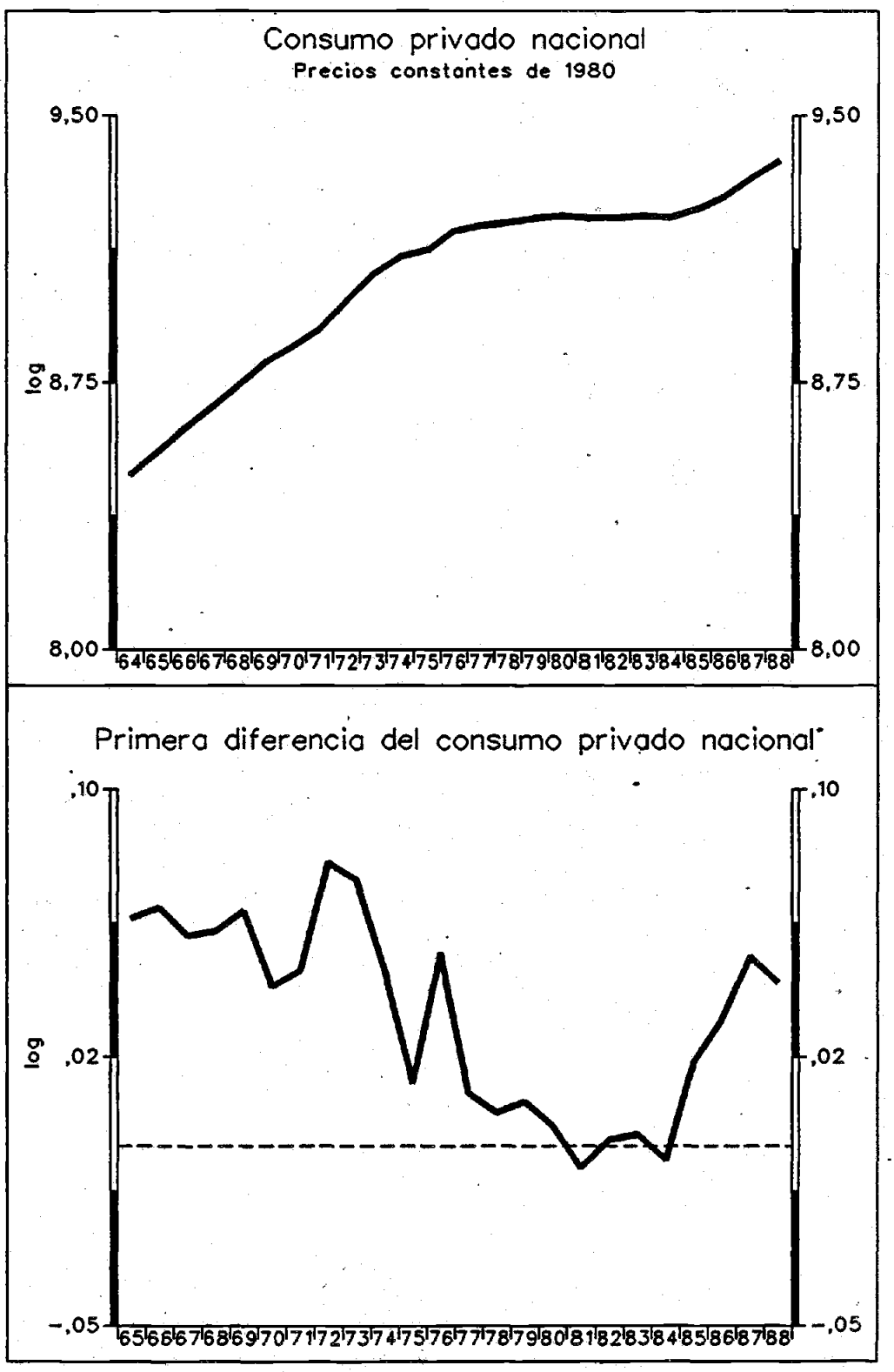
3.1 Análisis univariante de las variables. Orden de integrabilidad

La determinación del orden de integrabilidad de cada una de las series se lleva a cabo según el enfoque tradicional (**Box y Jenkins, 1970**) y según la metodología de contrastes de raíces unitarias en el contexto de la teoría de la co-integración (ver como ejemplo **Andrés, Escribano, Molinas y Taguas, 1989**).

Se pueden diferenciar tres períodos en la evolución del consumo privado nacional (ver gráfico 3.1). Un primer período, 1965-74, en el que la tasa de variación del consumo respecto al año anterior se sitúa en torno al 6%. Durante el segundo período, 1975-85, la evolución del consumo refleja la crisis, en que se encuentra la economía española, oscilando su crecimiento alrededor del 1%, siendo incluso negativo los años 1981 y 1984. A partir de 1986 la recuperación de la economía propicia crecimientos del consumo privado, que llegan a situarse durante los dos últimos años en el nivel alcanzado durante el período 1965-74.

La función de aucorrelación muestral (FAC) del logaritmo del consumo privado nacional en precios constantes de 1980 es característica de un proceso no estacionario. La correlación estimada de primer orden parece suficientemente alta (0.86), lo que unido a que los ocho primeros valores de la FAC son positivos, a que su decaimiento es lento y a la existencia de un único valor significativo en la función de autocorrelación parcial (FAP), sugiere que el consumo privado nacional (C) es al menos integrable de orden 1. Este resultado lo corrobora el gráfico de la serie, que pone de manifiesto que el consumo sigue una senda poco

GRAFICO 3.1


Consumo privado nacional
Precios constantes de 1980
9,50
8,75
8,00
log
64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88
Primera diferencia del consumo privado nacional
,10
,02
-,05
log
65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88

errática, con un claro crecimiento sostenido (gráfico 3.1).

La FAC de la primera diferencia del consumo presenta todavía un primer valor bastante elevado (0.75); el suave decaimiento de la misma parece aconsejar tomar una segunda diferencia. Cabría también la posibilidad de que la FAC caracterice un proceso autorregresivo con raíces elevadas, aunque una segunda diferenciación reduce la varianza algo más del 50%. Por otra parte, el gráfico del consumo pone de manifiesto la existencia de cambios de tendencia los años 1974 y 1985, que se pueden apreciar más claramente en el gráfico de la primera diferencia de la serie.

En definitiva, obviando la existencia de distintas medias en la primera diferencia de la serie, cabría estimar un proceso autorregresivo de orden uno, obteniendo el siguiente resultado (los estadísticos "t" aparecen entre paréntesis)

$$(1 - \underset{(5.8)}{0.75}L)(1 - L)C_t = \underset{(1.4)}{0.01} + \epsilon_t \tag{3.1.1}$$

$R^2 = 0.996$
$\hat{\sigma} = 0.017$
Q(4) = 2.10

Los resultados obtenidos en (3.1.1) no parecen concluyentes en el sentido de que el parámetro autorregresivo estimado es cercano la unidad. El intervalo de confianza del 95% (0.48, 1.02) incluye el valor uno, aunque éste no es el test adecuado. El camino que parece más conveniente, dada la existencia de distintas medias en la primera diferencia del consumo privado, es intervenir la serie **(Box y Tiao, 1975)**. Si se considera una variable "escalón" para el período 1975-85 (D) se obtiene

$$(1 - L)C_t = \underset{(14.9)}{0.06} - \underset{(8.0)}{0.05}D_t + \epsilon_t \tag{3.1.2}$$

$R^2 = 0.997$
$\hat{\sigma} = 0.014$
Q(4) = 5.10

El correlograma de los resíduos estimados en el modelo (3.1.2) no pone de manifiesto la existencia de estructura, permitiendo considerar la posibilidad de que sean prácticamente ruido blanco. En este caso, el consumo sería un paseo

aleatorio, aunque con tendencias determinísticas segmentadas en la media, lo que no contradice la hipótesis de la renta permanente **(Hall, 1978)**.

Una vía alternativa al modelo (3.1.2) sería tomar dos diferencias de la serie interviniendo con una variable "impulso", lo que permite identificar un modelo $IMA(2,1)$ cuya estimación por máxima verosimilitud ofrece el siguiente resultado

$$(1-L)^2 C_t = \underset{(5.3)}{-0.04}(1-L)D_t + (1 - \underset{(5.1)}{0.73}L)\epsilon_t \qquad (3.1.3)$$

$R^2 = 0.997$
$\hat{\sigma} = 0.014$
Q(4) = 4.40

Los resultados del modelo (3.1.3) tampoco son concluyentes puesto que el intervalo de confianza del 95% del parámetro de medias móviles (0.43,1.02) incluye el valor uno y aunque éste, como ya se ha dicho, no es el test adecuado, si se acepta la hipótesis $\theta = 1$, se obtiene el modelo (3.1.2). Por tanto la elección entre ambos modelos no es, ni mucho menos, obvia.

Un enfoque alternativo es contrastar la presencia de raíces unitarias en la parte autorregresiva (y por tanto la tendencia en varianza), mediante el test de **Dickey-Fuller** $(D-F)$ y el test de Dickey-Fuller aumentado $(D-F-A)$ **(Fuller,1976)**.

En el Cuadro 3.1, caso 1, se presentan los resultados de contrastar la hipótesis nula de que el consumo privado es integrable de orden dos, $I(2)$, frente a la alternativa de que es $I(1)$. Se reportan los resultados del test sin constante ni tendencia, ya que no resultan significativas en regresiones previas. En este cuadro se presentan también los resultados de los contrastes de integrabilidad de orden uno (caso 2). Los valores obtenidos para los estadísticos Durbin-Watson (DW) y de Box-Pierce-Ljung (Q) no permiten rechazar que los residuos de las regresiones en que se basan los tests sean ruido blanco.

El valor del estadístico del test $D-F$ obtenido para el consumo privado nacional (-1.22) no permite rechazar que es $I(2)$ frente a la hipótesis alternativa de que es $I(1)$. El valor crítico para una muestra de 25 observaciones es -1.95 **(Fuller, 1976)**.

Una vía alternativa a ésta es considerar la existencia de tendencias deter-

CUADRO 3.1

CONTRASTES DE ORDEN DE INTEGRABILIDAD (1964-88)

$$(1-L)^d x_t = \alpha + \beta(1-L)^{d-1} Time - a(1)(1-L)^{d-1} x_{t-1} + \sum_k \beta_k (1-L)^d x_{t-k} + \epsilon_t$$

$$H_0 : a(1) = 0[x_t \sim I(d)]$$

$$H_1 : a(1) > 0[x_t \sim I(d-1)]$$

Variables		D-F	D-F-A	DW	Q(4)	Q(8)
		Caso 1: $d = 2$				
C_t	$\alpha = \beta = 0$	−1.22		2.30	3.33	9.46
Y_t^d	$\alpha = \beta = 0$	−2.01		1.93	1.56	5.74
WE_t	$\alpha = \beta = 0$	−1.64		1.77	3.77	7.48
IT_t	$\alpha = \beta = 0$	−4.74		1.79	4.24	11.5
r_t	$\alpha = \beta = 0$	−5.28		1.93	4.08	11.0
u_t	$\alpha = \beta = 0$	−1.26		1.79	2.52	6.94
		Caso 2: $d = 1$				
C_t	$\alpha \neq 0, \beta = 0$		$-1.56(K = 1)$	1.95	0.69	7.24
Y_t^d	$\alpha = 0, \beta = 0$		$-1.07(K = 1)$	1.72	0.72	7.45
WE_t	$\alpha \neq 0, \beta = 0$		$-2.45(K = 2)$	1.93	1.82	7.92
IT_t	$\alpha \neq 0, \beta = 0$	−1.74		1.73	2.96	7.15
r_t	$\alpha = 0, \beta = 0$	−1.48		1.89	3.77	8.68
u_t	$\alpha \neq 0, \beta \neq 0$		$-2.48(K = 1)$	2.07	3.56	9.49

D-F (Dickey-Fuller), **D-F-A** (Dickey-Fuller-Aumentado) son los t-estadísticos del coeficiente a(1). Los estadísticos **DW** (DurbinWatson) y **Q** (Box-Pierce-Ljung) están calculados sobre ϵ_t estimado de la regresión arriba indicada.

El valor crítico, en el caso 1, es -1.95 y en el caso 2 para $\alpha = 0 y \beta = 0$ es -1.95, para $\alpha \neq 0 y \beta = 0$ es -3.00, y para $\alpha \neq 0 y \beta \neq 0$ es -3.60

minísticas segmentadas en la media (**Andrés, Escribano, Molinas y Taguas, 1989**). En este caso la media del consumo se puede escribir

$$\mu_t = \begin{cases} c_1 + b_1 t, & t \leq 1974 = t_1^* \\ c_2 + b_2 t, & 1974 \leq t \leq 1985 = t_2^* \\ c_3 + b_3 t, & t \geq 1985 \end{cases} \tag{3.1.4}$$

definiendo las variables ficticias $D_{i,t}$, $i = 1, 2$

$$D_{i,t} = \begin{cases} 0, & t < t_i^* \\ 1, & t \geq t_i^* \end{cases} \tag{3.1.5}$$

se obtiene la siguiente expresión para el test de **Dickey-Fuller** en el caso $d = 2$

$$\begin{aligned} (1-L)^2 x_t = &- a(1)(1-L)x_{t-1} + a(1)\left[b_1 + \sum_{i=2}^{3}(b_i - b_{i-1})D_{i-1,t-2}\right] + \\ &+ a^*(L)\left[\sum_{i=2}^{3}(b_i - b_{i-1})(1-L)D_{i-1,t-1}\right] + \\ &+ a^{**}(L)(1-L)^2 x_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \tag{3.1.6}$$

Si se considera que $a^{**}(L) = a_1$, entonces

$$a^*(L) = 1 + \sum_{j=1}^{\infty} a_j^* L^j = 1 + a^{**}(L)L = 1 + a_1 L \tag{3.1.7}$$

Llevando a cabo la regresión correspondiente según (3.1.6) se obtiene el siguiente resultado en el caso del consumo privado

$$\begin{aligned} (1-L)^2 C_t = &\underset{(4.1)}{0.06} - \underset{(4.2)}{0.06} D_{1,t-2} + \underset{(2.6)}{0.04} D_{2,t-2} - \underset{(4.4)}{1.05}(1-L)C_{t-1} - \\ &- \underset{(3.8)}{0.04}(1-L)D_{1,t-1} + + \underset{(1.8)}{0.02}(1-L)D_{2,t-1} + \\ &+ \underset{(3.9)}{0.05}(1-L)D_{1,t-2} + \underset{(0.5)}{0.01}(1-L)D_{2,t-2} + \underset{(1.1)}{0.22}(1-L)^2 C_{t-1} + \hat{\epsilon}_t \end{aligned} \tag{3.1.8}$$

DW = 1.96
Q(4) = 4.95

El valor obtenido para el test (4.4) así como que la estimación de $a(1)$ resulte casi exactamente igual a la unidad(1.05), permite rechazar la hipótesis nula de que el consumo es $I(2)$ frente a la hipótesis alternativa de que es $I(1)$.

Se puede argumentar que en el caso del consumo privado sólo se diferencian dos períodos en su evolución; un primer período hasta 1974, un segundo hasta 1985 y un tercero en el que la tendencia tiene la misma pendiente que en el primero. En este caso la expresión de la media sería:

$$\mu_t = \begin{cases} c_1 + b_1 t, & t \leq 1974 = t_1^* \\ c_2 + b_2 t, & 1974 \leq t \leq 1985 = t_2^* \\ c_3 + b_1 t, & t \geq 1985 \end{cases} \tag{3.1.9}$$

Las restricciones de continuidad implican que

$$c_2 = c_1 - (b_2 - b_1)t_1^*$$

$$c_3 = c_2 - (b_1 - b_2)t_2^* = c_1 - (b_2 - b_1)(t_1^* - t_2^*)$$

y el test equivalente a (3.1.8) sería en este caso

$$\begin{aligned}(1-L)^2 C_t = & \underset{(3.7)}{0.06} - \underset{(3.6)}{0.05}(D_{1,t-2} - D_{2,t-2}) - \underset{(3.8)}{1.00}(1-L)C_{t-1} - \\ & - \underset{(2.9)}{0.03}(1-L)(D_{1,t-1} - D_{2,t-1}) + \underset{(2.2)}{0.03}(1-L)(D_{1,t-2} - D_{2,t-2}) + \\ & + \underset{(0.2)}{0.05}(1-L)^2 C_{t-1} + \hat{\epsilon}_t\end{aligned} \tag{3.1.10}$$

DW = 2.26
Q(4) = 2.64

Aunque el valor del estadístico es menor (-3.8) que en el caso anterior (cuadro 3.2), el coeficiente estimado para $a(1)$ resulta exactamente uno, lo que

parece confirmar que se puede rechazar la hipótesis nula de que el consumo es $I(2)$. Nótese que $D_{1,t} - D_{2,t}$ es una variable "escalón" idéntica a D_t del modelo (3.1.2).

CUADRO 3.2
CONTRASTES DE ORDEN DE INTEGRABILIDAD CON TENDENCIAS SEGMENTADAS EN LA MEDIA

$$H_0 : a(1) = 0[x_t \sim I(2)]$$

$$H_1 : a(1) > 0[x_t \sim I(1)]$$

Variables	num. segmentos n	D-F $a^{**}(L) = 0$	D-F-A $a^{**}(L) = a_1$	DW	Q(4)
C_t	3		−4.40	1.96	4.95
C_t	2		−3.77	2.27	2.83
Y_t^d	3	−3.95		2.17	2.84
Y_t^d	2	−4.22		2.27	3.19
WE_t	2		−3.61	1.65	1.74
u_t	3		−3.20	2.10	0.86

La forma adecuada de contrastar la integrabilidad de orden uno, en el caso de tendencias segmentadas en la media, se puede obtener a partir de la versión más general del test de Dickey-Fuller aumentado **(Andrés, Escribano, Molinas y Taguas, 1989)**,

$$(1-L)^d x_t = -a(1)(1-L)^{d-1}x_{t-1} + a(1)(1-L)^{d-1}\mu_{t-1} + a^*(L)(1-L)^d\mu_t + \\ + a^{**}(L)(1-L)^d x_{t-1} + \epsilon_t \tag{3.1.11}$$

sustituyendo μ_t, según (3.1.4) o, lo que es lo mismo, utilizando las variables ficticias (3.1.5), por la expresión

$$\mu_t = c_1 + b_1 t + \sum_{i=2}^{3}(b_i - b_{i-1})D_{i-1,t}(t - t^*_{i-1}) \tag{3.1.12}$$

obteniendose el test a partir de la expresión (3.1.13) del cuadro 3.3, lo que en este caso se traduce en obtener la regresión

$$\begin{aligned}(1-L)x_t =& \beta_0 + \beta_1 D_{1,t-1} + \beta_2 D_{2,t-1} + \beta_3 t + \beta_4 D_{1,t-1}t + \beta_5 D_{2,t-1}t - \\ & - a(1)x_{t-1} - \beta_6 a^*(L)D_{1,t-1} + \beta_7 a^{**}(L)(1-L)x_{t-1} + \epsilon_t\end{aligned} \tag{3.1.14}$$

En el caso en que $a^{**}(L) = 0$, se obtiene el siguiente resultado

$$\begin{aligned}(1-L)C_t =& \underset{(3.1)}{3.84} + \underset{(2.9)}{0.28} D_{1,t-1} - \underset{(2.2)}{0.50} D_{2,t-1} + \underset{(3.0)}{0.03} t - \\ & \underset{(3.3)}{0.03} D_{1,t-1}t + \underset{(2.4)}{0.02} D_{2,t-1}t - \underset{(3.0)}{0.45} C_{t-1} + \hat{\epsilon}_t\end{aligned} \tag{3.1.15}$$

DW = 2.30
Q(4) = 6.39

El valor crítico para $T = 100$ es -4.76 **(Rappoport- Reichlin,1987)**, por lo que no se puede rechazar que el consumo privado es integrable de orden uno, $I(1)$, con tendencias segmentadas en la media (cuadro 3.3).

El caso de la renta neta disponible de las familias es muy similar al del consumo privado nacional. El gráfico de la serie sugiere que la misma es integrable de orden uno o dos (gráfico 3.2). La FAC de la renta caracteriza un proceso no estacionario. La FAC de la primera diferencia presenta un primer valor de 0.68 y un decaimiento todavía lento. El gráfico pone de manifiesto, igual que el del consumo, la existencia de al menos dos medias, por lo que parece aconsejable la intervención de la serie con una variable "escalón" igual que en el caso del consumo, procediendo posteriormente a identificar. En este caso cabe estimar un modelo IMA(1,1), obteniéndose el siguiente resultado

CUADRO 3.3
CONTRASTES DE ORDEN DE INTEGRABILIDAD CON TENDENCIAS SEGMENTADAS EN LA MEDIA

$$
\begin{aligned}
(1-L)x_t =& a(1)\left[(c_1-b_1)+b_1 t+\sum_{i=2}^{n}(b_i-b_{i-1})D_{i-1,t-1}t\right]- \\
& -a(1)\left[\sum_{i=2}^{n}(b_i-b_{i-1})D_{i-1,t-1}(1+t^*_{i-1})\right]-a(1)x_{t-1}+ \\
& +a^*(L)\left[b_1+\sum_{i=2}^{n}(b_i-b_{i-1})D_{i-1,t-1}\right]+a^{**}(L)(1-L)x_{t-1}+\epsilon_t
\end{aligned}
\tag{3.1.}
$$

$$H_0 : a(1) = 0[x_t \sim I(1)]$$

$$H_1 : a(1) > 0[x_t \sim I(0)]$$

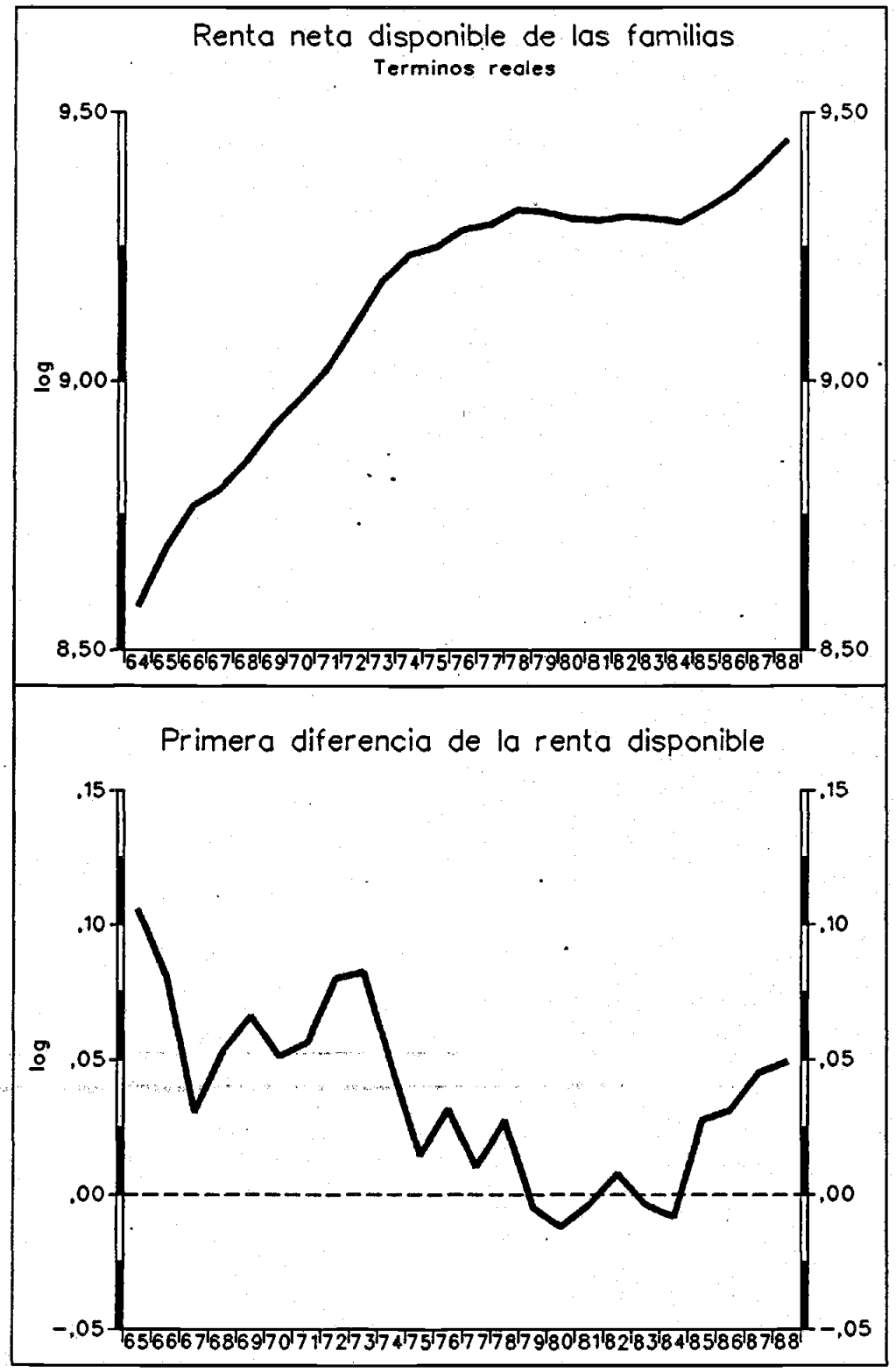
Variables	num. segmentos n	D-F $a^{**}(L)=0$	D-F-A $a^{**}(L)=a_1$	Valor crítico(1) al 5%	DW	Q(4)
C_t	3	−3.03		−4.76	2.30	6.25
Y_t^d	3		−4.09	−4.76	2.24	3.70
WE_t	2		−2.49	−4.23	1.70	4.53
u_t	3	−2.83		−4.76	2.18	2.55

(1) Los valores críticos para $T = 100$ se obtienen de Rappoport-Reichlin (1987).

$$(1-L)Y_t^d = \underset{(9.1)}{0.06} - \underset{(5.1)}{0.05}D_t + (1+\underset{(1.8)}{0.35}L)\epsilon_t \tag{3.1.16}$$

$R^2 = 0.994$
$\hat{\sigma} = 0.018$
Q(4) = 2.4

GRAFICO 3.2


Renta neta disponible de las familias
Terminos reales
log
9,50
9,00
8,50
64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88
Primera diferencia de la renta disponible
log
,15
,10
,05
,00
-,05
65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88

Alternativamente se pueden tomar dos diferencias de la serie y una vez llevada a cabo la intervención estimar un modelo IMA (2,2) ó ARI(2,2) obteniendo los resultados:

$$(1-L)^2 Y_t^d = -\underset{(3.5)}{0.04}(1-L)D_t + (1 - \underset{(2.3)}{0.47}L - \underset{(1.5)}{0.29}L^2)\epsilon_t \qquad (3.1.17)$$

$R^2 = 0.994$
$\hat{\sigma} = 0.019$
Q(4) = 2.7

ó bien

$$(1-L)^2 Y_t^d = -\underset{(4.1)}{0.04}(1-L)D_t + \left(\frac{1}{(1 + \underset{(3.0)}{0.49}L + \underset{(2.5)}{0.39}L^2)}\right)\epsilon_t \qquad (3.1.18)$$

$R^2 = 0.996$
$\hat{\sigma} = 0.015$
Q(4) = 1.1

Aunque el modelo (3.1.18) parece preferible al (3.1.17) dado su mejor ajuste, las raices de la ecuación característica de $\theta(L) = 0$ en el caso del modelo (3.1.17) son

$$x_1 = 0.82$$
$$x_2 = -0.35$$

por lo que se puede reescribir como

$$(1-L)^2 Y_t^d = -0.04(1-L)D_t + (1-0.82L)(1+0.35L)\epsilon_t$$

nótese que cancelando el factor $(1-0.82L)$ con una de las diferencias se obtiene prácticamente el modelo (3.1.16).

El valor obtenido para el test de Dickey-Fuller (Cuadro 3.1, caso 1) permite rechazar que la renta es $I(2)$, aunque en el límite (-2.01 frente a un valor crítico de -1.95). Por el contrario (caso 2) no se puede rechazar que es $I(1)$.

Los contrastes del orden de integrabilidad considerando tendencias segmentadas en la media (igual que en el caso del consumo) se pueden ver en los cuadros 3.2 (integrabilidad de orden dos) y 3.3 (integrabilidad de orden uno). Los valores obtenidos en el caso $d = 2$ permiten rechazar la hipótesis nula de que es $I(2)$. Por el contrario no se puede rechazar que la renta es $I(1)$ con tendencias segmentadas en la media.

Por lo que respecta a la riqueza en manos de los consumidores (WE_t), su FAC es igualmente característica de un proceso no estacionario. La FAC de la primera diferencia sigue teniendo un primer valor muy elevado (0.89), siendo los siete primeros positivos. Una segunda diferencia de la serie reduce la varianza considerablemente, por lo que parece conveniente en principio considerar que la serie es integrable de orden dos.

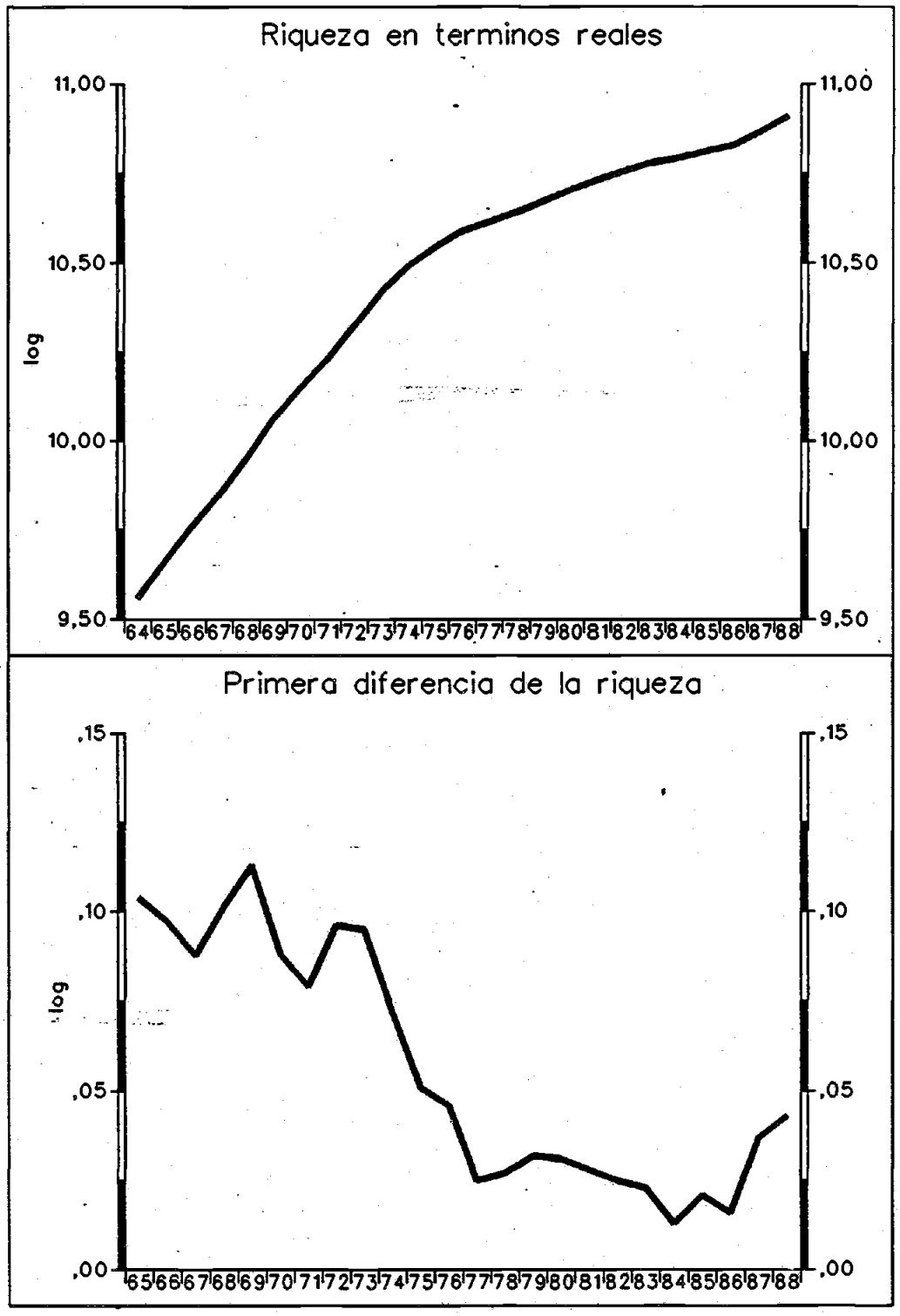
Por otra parte se puede apreciar un cambio en la tendencia de la serie (gráfico 3.3) en 1974. En la primera diferencia de la serie se observan dos medias muy claras, una para el período 1965-74 y otra para el período 1975-88. Ello conduce, igual que en los casos anteriores, a intervenir la primera diferencia de la serie con una variable "escalón" (idéntica a $D_{1,t}$) para el período 1975-88. Nótese que en este caso la serie no recupera los últimos años el nivel del primer período. La estimación por máxima verosimilitud de un modelo IMA(1,1) proporciona el siguiente resultado

$$(1-L)WE_t = \underset{(19.3)}{0.09} - \underset{(9.6)}{0.06}Dum_t + (1 + \underset{(2.4)}{0.45}L)\epsilon_t \qquad (3.1.19)$$

$R^2 = 0.999$
$\hat{\sigma} = 0.010$
Q(4) = 3.8

Un modelo alternativo a (3.1.19) se puede obtener tomando dos diferencias de WE_t; una vez intervenida la segunda diferencia con una variable "impulso", la estimación de un modelo ARI(2,2) ofrece el resultado

GRAFICO 3.3


Riqueza en terminos reales
11,00
10,50
10,00
9,50
log
64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88
Primera diferencia de la riqueza
,15
,10
,05
,00
log
65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88

$$(1-L)^2 WE_t = -\underset{(4.7)}{0.04}(1-L)Dum_t + \left(\frac{1}{(1+\underset{(1.8)}{0.34}L+\underset{(3.3)}{0.63}L^2)}\right)\epsilon_t \quad (3.1.20)$$

$R^2 = 0.999$
$\hat{\sigma} = 0.0099$
Q(4) = 0.7

Los resultados no son concluyentes en el sentido de que la elección entre (3.1.19) y (3.1.20) no parece obvia.

El test de Dickey-Fuller (cuadro 3.1) no permite rechazar que la riqueza es $I(2)$. Cuando se consideran tendencias determinísticas en la media (dos segmentos en este caso), el estadístico obtenido (cuadro 3.2) así como que el coeficiente estimado $a(1)$ sea 1.04 permite rechazar la integrabilidad de orden dos. En el cuadro 3.3 se puede ver que no puede rechazarse la integrabilidad de orden uno, por lo que cabe concluir que no hay evidencia en contra de que la riqueza sea integrable de orden uno con tendencias determinísticas segmentadas en la media.

El caso de la variable pérdida de riqueza como consecuencia de la inflación (inflation tax) es bien distinto de los anteriores. La FAC es característica de un proceso no estacionario (gráfico 3.4). Por el contrario, no hay dudas razonables sobre que la primera diferencia de la serie es estacionaria. De hecho una segunda diferenciación aumenta la varianza más de un 80% y el primer valor de la FAC es -0.42 (nótese que -0.50 corresponde a un modelo MA(1) con $\theta = 1$). El test de Dickey-Fuller (cuadro 3.1) corrobora estos resultados. Se rechaza la integrabilidad de orden dos (D-F=-4.74) y no se puede rechazar que IT sea $I(1)$(D-F=-1.74).

En cuanto al tipo de interés real (r) cabe hacer un comentario similar al de la variable anterior. La FAC tiene un primer valor bastante elevado (0.72) y su convergencia es lenta. Tomando una primera diferencia de la serie se obtiene un proceso estacionario; este resultado lo apoya el gráfico de la serie (gráfico 3.5). Se puede añadir incluso que los resultados obtenidos en las fases de identificación y estimación de un modelo ARIMA apuntan a que el tipo de interés real podría considerarse un paseo aleatorio. El test de Dickey-Fuller confirma estos resultados (cuadro 3.1). Se rechaza que la serie sea $I(2)$(D-F=-5.28) y no se puede rechazar que sea $I(1)$(D-F=-1.48).

GRAFICO 3.4

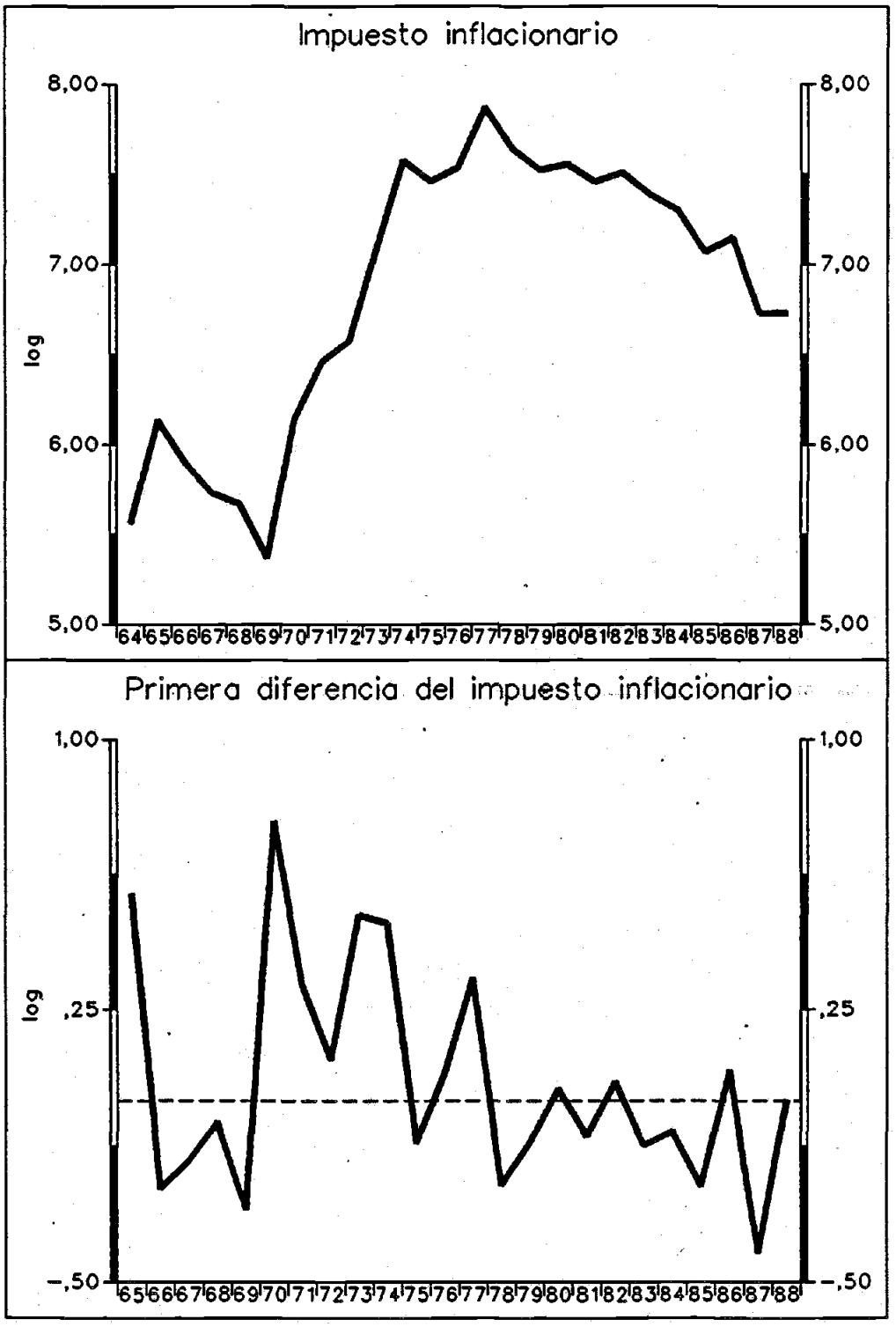
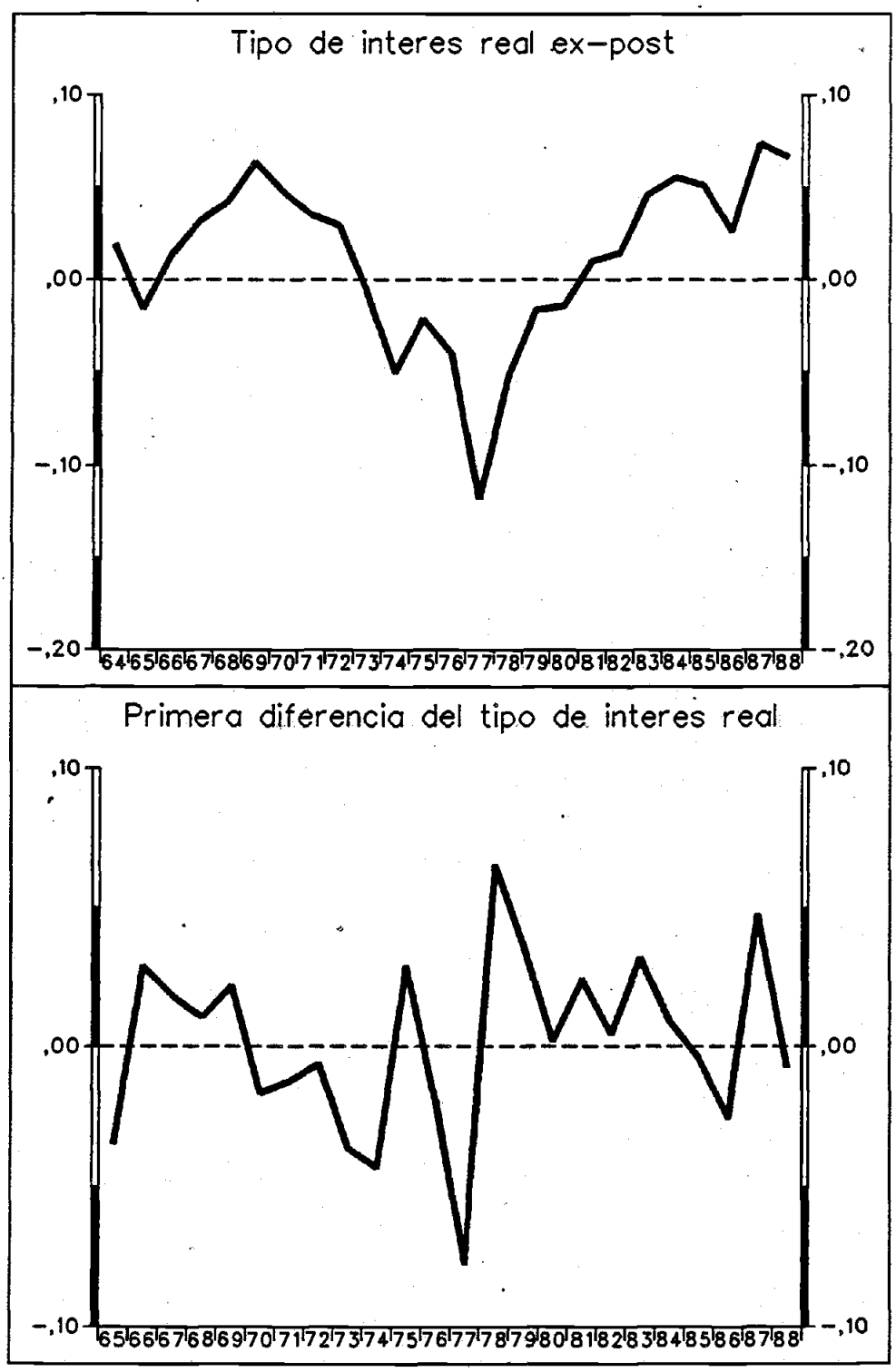

Impuesto inflacionario
8,00
7,00
6,00
5,00
log
64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88
Primera diferencia del impuesto inflacionario
1,00
,25
-,50
log
65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88

GRAFICO 3.5


Tipo de interes real ex-post
,10
,00
-,10
-,20
64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88
Primera diferencia del tipo de interes real
,10
,00
-,10
65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88

Por lo que respecta a la tasa de paro (u), la FAC es característica de un proceso no estacionario. El primer valor es 0.93 y la convergencia muy lenta. La FAC de la primera diferencia de la serie presenta todavía un valor bastante alto (0.71), siendo los primeros cuatro valores positivos. Una segunda diferencia disminuye la varianza, aunque se hace difícil la identificación de un proceso ARIMA. La solución que parece más factible es, como en casos anteriores, intervenir la serie. Una primera posibilidad es llevar a cabo una intervención en la primera diferencia de la serie con variables "escalón", una para el período 1975-85 (que toma el valor cero hasta 1974 y uno en 1975-88) y otra para el período 1986-88 (cero hasta 1985 y uno en 1986-88). Una vez llevada a cabo la intervención se puede identificar un modelo ARI(1,1) que proporciona el siguiente resultado (se prescinde de la constante porque no es significativa)

$$(1 - \underset{(2.0)}{0.30}L)(1 - L)u_t = \underset{(4.3)}{0.01}Dum_{1,t} - \underset{(4.9)}{0.02}Dum_{2,t} + \epsilon_t \qquad (3.1.21)$$

$R^2 = 0.996$
$\hat{\sigma} = 0.0051$
Q(4) = 0.8

Cabe igualmente la posibilidad de tomar una segunda diferenecia y estimar un modelo IMA(2.1) con dos variables "impulso". El resultado es el siguiente

$$(1-L)^2u_t = \underset{(2.1)}{0.01}(1-L)Dum_{1,t} - \underset{(5.6)}{0.03}(1-L)Dum_{2,t} + (1 - \underset{(3.5)}{0.59}L)\epsilon_t \qquad (3.1.22)$$

$R^2 = 0.995$
$\hat{\sigma} = 0.0057$
Q(4) = 0.9

De forma similar a lo que ocurría en casos anteriores, la elección entre ambas posibilidades no parece obvia, En este caso, a la vista del gráfico 3.6, se puede plantear una posibilidad adicional. Se trata de intervenir la primera diferencia de la serie considerando que tiene dos tendencias determinísticas lineales, lo que llevaría a considerar tendencias cuadráticas en el nivel de la serie. El cambio de tendencia (en la primera diferencia) se considera en 1984 y se incluye por tanto una tendencia lineal que tome los valores 1,2,3,...,25 durante el período muestral y otra que toma el valor cero hasta 1984 y 1,2,3,4 en el período 1985-88. Una

vez llevada a cabo la intervención en este sentido se puede identificar un modelo AR(3) ó un MA(1). Aunque los parámetros del primero resultan significativos, se presentan los resultados del segundo por ser un modelo más parsimónico.

$$(1-L)u_t = \underset{(3.6)}{0.001}Time_t - \underset{(6.1)}{0.01}Time_t^* + (1 + \underset{(2.9)}{0.52}L)\epsilon_t \qquad (3.1.23)$$

$R^2 = 0.996$
$\hat{\sigma} = 0.0052$
Q(4) = 4.0

Los resultados obtenidos con el test de Dickey-Fuller (cuadro 3.1) no permiten rechazar que la serie es $I(2)$. Si se consideran tendencias segmentadas en la media (cuadro 3.2), el resultado tampoco parece concluyente (D-F=-3.20), aunque el valor estimado para el coeficiente $a(1)(0.73)$ parece apoyar que la serie es $I(1)$. Obviamente no se puede rechazar que sea $I(1)$ frente a la alternativa de que es $I(0)$, (cuadro 3.3, D-F=-2.83).

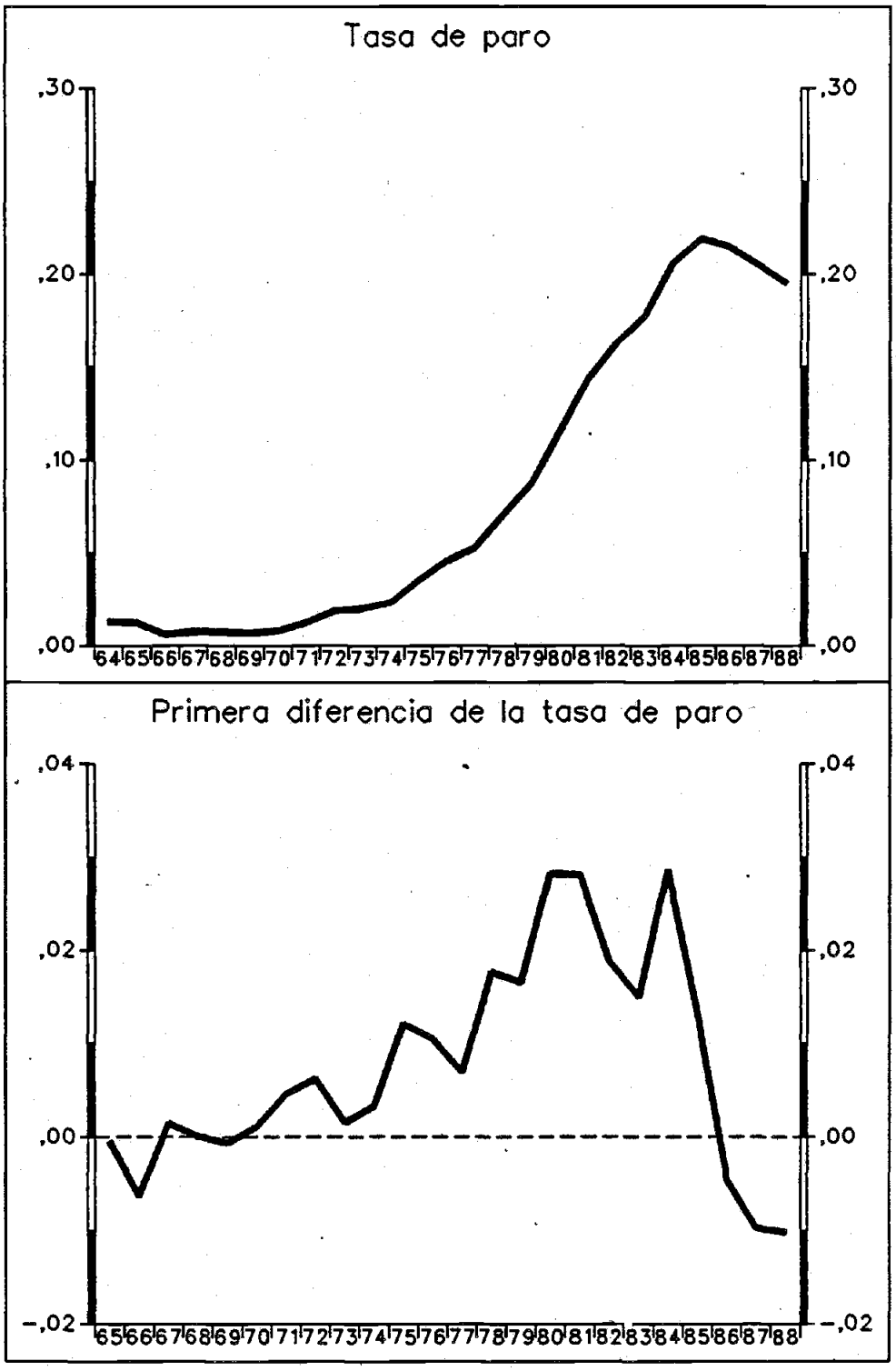
Del análisis precedente se pueden extraer las siguientes conclusiones:

i) Todas las variables siguen sendas poco erráticas, presentando algunas de ellas un claro crecimiento sostenido. En general se las puede caracterizar por procesos integrables de orden uno en varianza con tendencias determinísticas en media.

ii) No hay evidencia en contra de que el consumo privado, la renta neta disponible de las familias y la riqueza puedan representarse por procesos $I(1)$ en varianza con tendencias segmentadas en la media. Evidentemente también cabría la posibilidad de considerarlas $I(2)$, aunque esto parece consecuencia del pequeño período muestral disponible y de las características del mismo.

iii) El tipo de interés real y el "inflation-tax" resultan $I(1)$. Por lo que respecta a la tasa de paro, los resultados no parecen concluyentes. Cabe considerar que es $I(1)$ con tendencias segmentadas en la media o incluso con tendencias cuadráticas o bien que es $I(2)$, aunque por las mismas razones anteriores

GRAFICO 3.6


Tasa de paro
,30
,20
,10
,00
64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88
Primera diferencia de la tasa de paro
,04
,02
,00
-,02
65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88

parece preferible la primera posibilidad.

3.2 Relaciones de largo plazo

Las variables que forman parte de las relaciones de largo plazo deben ser, en general, integrables del mismo orden en varianza **(Escribano, 1987,a)**. En la seccin 3.1 se ha concluído que las distintas variables consideradas son $I(1)$ en varianza.

La búsqueda de relaciones de co-integración se lleva a cabo partiendo de la relación más sencilla, entre consumo y renta disponible, incluyendo otras variables en la medida en que las ecuaciones analizadas no resulten del todo satisfactorias. La estimación se obtiene por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Los estimadores así obtenidos son consistentes y su velocidad de convergencia a los verdaderos valores de los parámetros es superior que cuando las variables son integrables de orden cero **(Stock, 1987)**. La hipótesis nula de no-cointegración se contrasta mediante el estadístico D-W **(Sargan-Bhargava, 1983)** y las tests D-F y D-F-A. Los valores críticos para el caso de dos variables y 100 observaciones se pueden ver en **Engle y Granger (1987)**. Para más de dos variables y 50 observaciones en **Engle y Yoo (1987)**. Los correspondientes valores críticos, para 50 observaciones y un nivel de significación del 5% se presentan entre paréntesis debajo del estadístico en cuestión. A continuación del estad'ıstico D-F ó D-F-A se presentan el DW y el estadístico Q de los residuos de la regresión sobre la que se ha obtenido.

La estimación de la relación entre consumo privado y renta neta disponible de las familias proporciona el siguiente resultado

$$C_t = -\underset{(3.7)}{0.52} + \underset{(68.7)}{1.04}\, Y_t^d + \hat{u}_t \qquad (3.2.1)$$

$\bar{R}^2 = 0.995$
DW = $\underset{(0.78)}{0.67}$
D-F-A =$-\underset{(-3.29)}{2.15}$; $DW = 1.88; Q(4) = 3.46$
T=25 (1964-88)

La hipótesis nula de no-cointegración de consumo y renta disponible no puede rechazarse. El gráfico de los residuos estimados (3.7) parece corroborar

este resultado. Por otra parte, el gráfico 3.8 sugiere que una relación lineal entre consumo y renta puede no ser el modelo más adecuado. Esto parece sugerir que la relación puede variar a lo largo del período muestral considerado. Si se permite que la elasticidad varíe se obtiene el siguiente resultado, teniendo en cuenta la definición de $D_{1,t}$

$$C_t = \underset{(0.6)}{0.10} + \underset{(48.5)}{0.97}\, Y_t^d + \underset{(4.2)}{0.28}\, D_{1,t}(Y_t^d - Y_{1973}^d) + \hat{u}_t \qquad (3.2.2)$$

$\bar{R}^2 = 0.997$
DW = 1.16
D-F-A $=- \underset{(-3.75)}{3.81}$; $DW = 1.73; Q(4) = 2.42$
T=25 (1964-88)

Puesto que los residuos de (3.2.2) superan el test D-F-A al 5%, se puede concluir que no hay evidencia en contra de que se trata de una relación de co-integración.

Dado que tanto el consumo como la renta disponible son $I(1)$ en varianza con tendencias segmentadas en la media, cabe considerar la posibilidad de que no tengan co-tendencias (ver, por ejemplo, **Stock y Watson (1986), Phillips y Ouliaris (1986), King et al (1987) y Escribano (1987,a)**), es decir que el vector de co-integración no las anule. Si se incluye una tendencia lineal para el segundo período considerado en el análisis univariante (1975-88) se obtiene

$$C_t = \underset{(0.1)}{0.01} + \underset{(73.0)}{0.99}\, Y_t^d + \underset{(6.2)}{0.004}\, D_{1,t}(t - t_1^*) + \hat{u}_t \qquad (3.2.3)$$

$\bar{R}^2 = 0.998$
DW = 1.49
D-F-A $=- \underset{(-3.75)}{5.46}$; $DW = 1.90; Q(4) = 1.00$
T=25 (1964-88)

Este resultado sugiere que el consumo y la renta neta disponible de las familias están co-integrados en varianza aunque no en media, y que puede haber una variable omitida en esta relación capaz de explicar la tendencia en media del consumo, cuya inclusión permita alcanzar la co-integración en media.

La posibilidad más inmediata es considerar la riqueza. En este caso se obtiene el resultado.

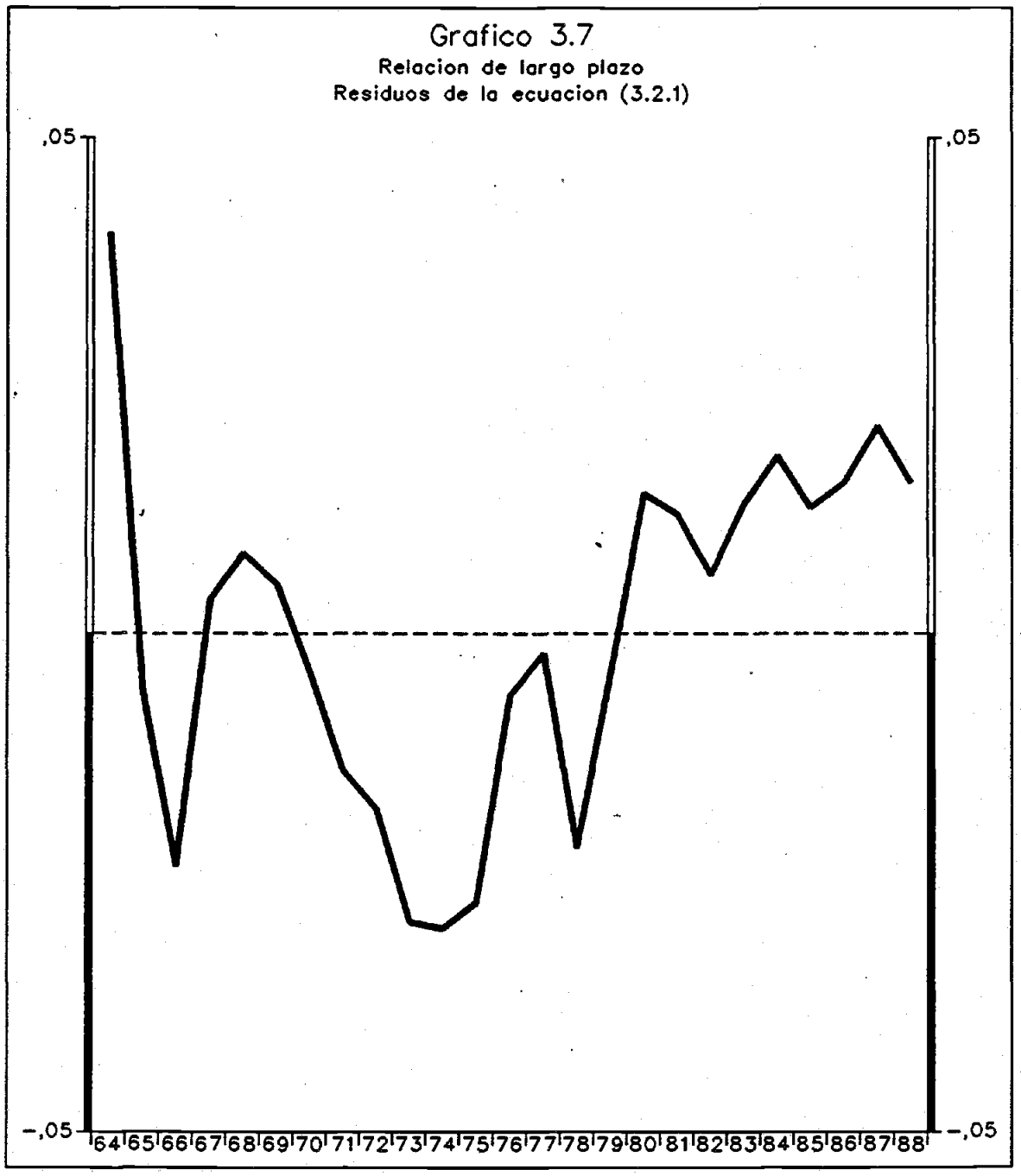


Grafico 3.7
Relacion de largo plazo
Residuos de la ecuacion (3.2.1)
,05
,05
-,05
-,05
64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88

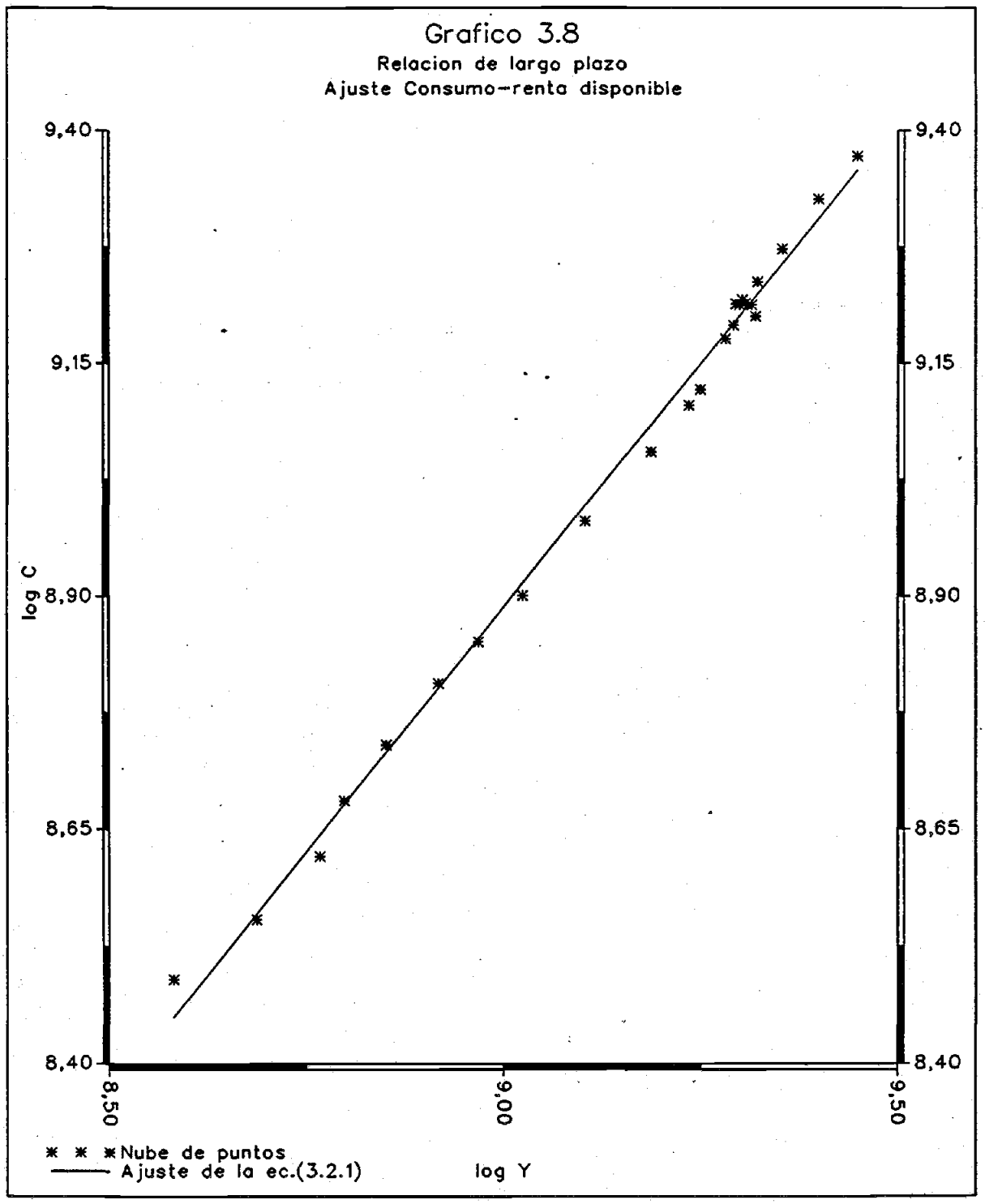


Grafico 3.8
Relacion de largo plazo
Ajuste Consumo-renta disponible
9,40
9,15
8,90
8,65
8,40
log C
8,50
9,00
9,50
log Y
* * * Nube de puntos
Ajuste de la ec.(3.2.1)

$$C_t = \underset{(3.0)}{0.64} + \underset{(9.3)}{0.64} Y_t^d + \underset{(6.0)}{0.25} WE_t + \hat{u}_t \qquad (3.2.4)$$

$\bar{R}^2 = 0.998$
DW = 0.96
D-F-A =$-\underset{(-3.75)}{3.12}$; $DW = 1.72; Q(4) = 1.07$
T=25 (1964-88)

Aunque no se puede rechazar la hipótesis de no-cointegración a un nivel de significación del 5%, el resto de estadísticos así como el gráfico de los residuos (gráfico 3.9) sugieren que éstos son $I(0)$. Esta relación se ve igualmente sustentada por el modelo teórico de la sección 2, por lo que cabe concluir que es la mejor relación de largo plazo posible entre las variables consideradas. Por otra parte, el test con más potencia para contrastar la hipótesis de no-cointegración de la relación de largo plazo se obtiene a partir de la significatividad del término de corrección de error en el modelo dinámico (Dolado, 1989). Como se verá posteriormente, la relación (3.2.4) satisface este requisito en distintas especificaciones dinámicas.

Si se incluyen además el tipo de interés real y el "inflation tax" (las otras variables candidatas a formar parte de la relación de equilibrio) se obtiene

$$C_t = \underset{(2.9)}{0.65} + \underset{(6.8)}{0.53} Y_t^d + \underset{(6.7)}{0.36} WE_t - \underset{(3.5)}{0.04} IT_t - \underset{(3.1)}{0.37} r_t + \hat{u}_t \qquad (3.2.5)$$

$\bar{R}^2 = 0.999$
DW = 1.25
D-F-A =$-\underset{(-4.15)}{3.78}$; $DW = 1.77; Q(4) = 0.39$
T=25 (1964-88)

Nuevamente no se supera el test D-F-A a un nivel de significación del 5%, pero el resto de estadísticos y el gráfico de los residuos así como que el coeficiente estimado $a(1)$ resulte casi exactamente uno, conducen a concluir que los residuos de (3.2.5) son $I(0)$. Nótese que todas las variables tienen el signo esperado y que por tanto se puede obtener una relación de equilibrio que incluya todas las variables consideradas en la sección 2.

La conclusión que cabe extraer de estos resultados es que entre el conjunto de variables consideradas (consumo, renta, riqueza, inflation tax y tipo de interés real) hay, al menos, dos relaciones de co-integración. Una primera entre

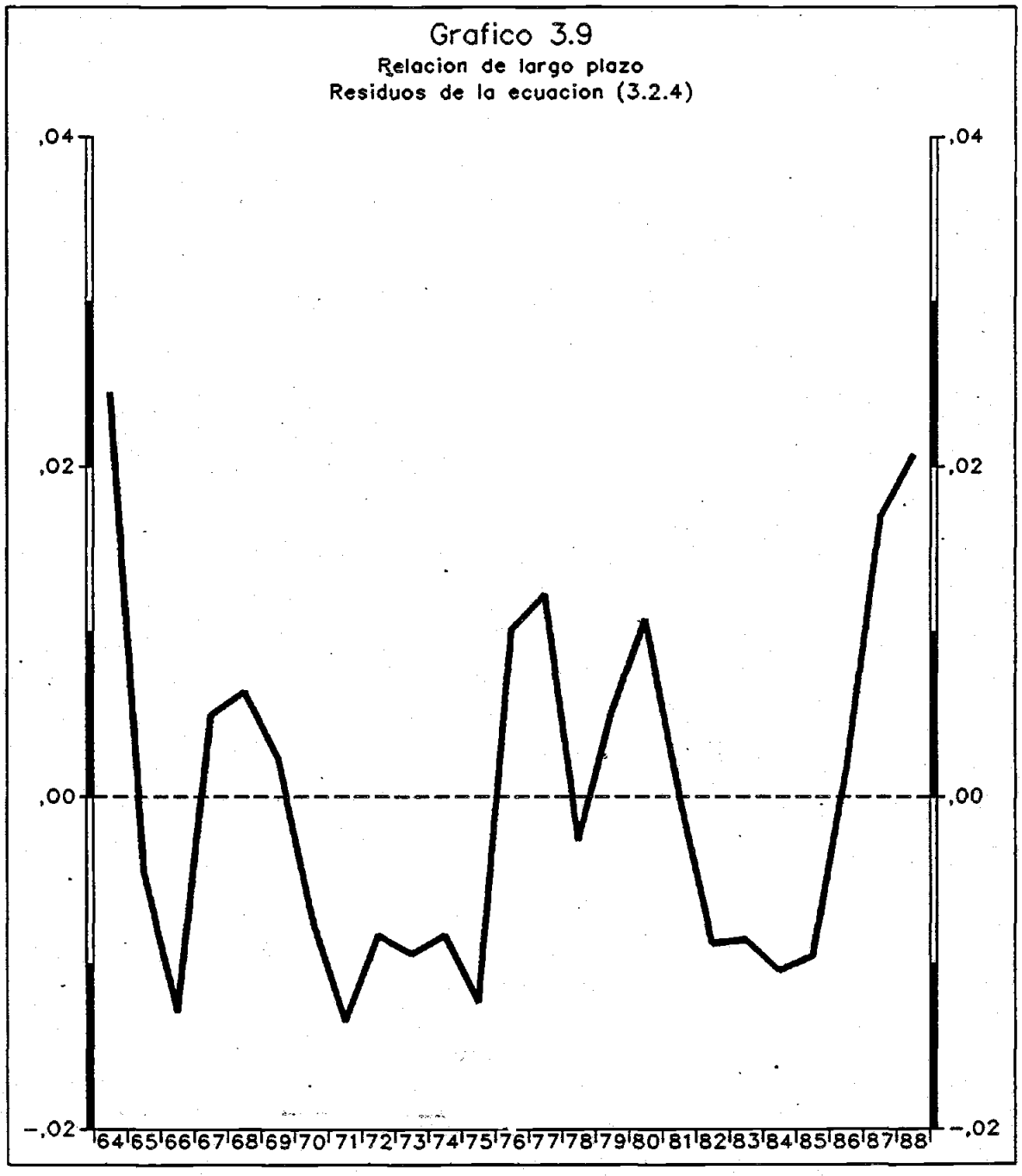


Grafico 3.9
Relacion de largo plazo
Residuos de la ecuacion (3.2.4)
,04
,02
,00
-,02
64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88

consumo, renta y riqueza (3.2.4) y otra entre consumo, riqueza, inflation tax y tipo de interés (3.2.6).

$$C_t = \underset{(11.8)}{2.03} + \underset{(26.5)}{0.71}\, WE_t - \underset{(3.6)}{0.06}\, IT_t - \underset{(5.0)}{0.86}\, r_t + \hat{u}_t \qquad (3.2.6)$$

$\bar{R}^2 = 0.996$
DW = 1.16
D-F-A $=- \underset{(-3.98)}{2.93}$; $DW = 1.95; Q(4) = 0.37$
T=25 (1964-88)

4. ANALISIS DEL CORTO PLAZO: MODELOS DINAMICOS

4.1 Resultados empíricos

En esta sección se comentan los modelos de corrección de error obtenidos en base a la relación de co-integración entre consumo privado, renta neta disponible de las familias y riqueza.

La especificación dinámica se lleva a cabo, en todos los casos, estimando el modelo de corrección de error en una etapa por **mínimos cuadrados no lineales**. Acerca de las ventajas e inconvenientes de éste y otros métodos de estimación (mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas, máxima verosimilitud, componentes principales, etc...) se puede ver **Engle y Granger (1987), Stock (1987), Stock-Watson (1988), Johansen (1988) y Gonzalo (1989).**

A partir de la relación de largo plazo (3.2.4) entre consumo, renta y riqueza se puede obtener un modelo de corrección de error en el que sólo se consideran efectos a corto plazo de las variables que forman parte del largo plazo.

Estimación por MCO en 1 etapa.(4.1)

$$\begin{aligned}(1-L)C_t =& \underset{(3.1)}{0.39}(1-L)C_{t-1} + \underset{(4.2)}{0.46}(1-L)Y_t^d + \underset{(3.8)}{0.63}(1-L)^2 WE_t \\ & - \underset{(3.9)}{0.71}\left[C_{t-1} - \underset{(2.2)}{0.54} - \underset{(8.9)}{0.70}Y_{t-1}^d - \underset{(4.4)}{0.21}WE_{t-1}\right] + \hat{\epsilon}_t\end{aligned}$$

$e'e = 0.00082$
$\hat{\sigma} = 0.0072$
$\bar{R}^2 = 0.930$
$DW = 2.08$
$T = 23(1966-88)$
$Q(4) = 2.19$

Se puede ver que la estimación de las elasticidades de largo plazo no difiere demasiado de las obtenidas en (3.2.4). Es algo superior en el caso de la renta (0.70 frente a 0.64) y algo inferior en el de la riqueza (0.21 frente a 0.25). Cabe resaltar igualmente el importante efecto que tiene la aceleración de la riqueza en las variaciones del consumo a corto plazo. Por otra parte, es importante tener en cuenta que la existencia de un mecanismo de corrección de error como el de la ecuación (4.1) garantiza la co-integración entre consumo, renta disponible y riqueza según el **Teorema de representación** de Granger **(Engle-Granger, 1987)**. En la serie de residuos estimados por el modelo se detecta un valor atípico en 1976 (2.7 veces el error standard), por lo que cabe la búsqueda de otras especificaciones dinámicas más complejas.

La inclusión de variables que inciden en la dinámica de corto plazo sin afectar a la relación de equilibrios ya ha sido tratada en las secciones anteriores y utilizada anteriormente **(Hendry (1980), Ungern-Sternberg (1981), Andrés et al. (1989))**. Si se considera el tipo de interés real se obtiene la ecuación (4.2).

Estimación por MCO en 1 etapa.(4.2)

$$
\begin{aligned}
(1-L)C_t = & \underset{(2.7)}{0.30}(1-L)C_{t-1} + \underset{(5.5)}{0.52}(1-L)Y_t^d + \\
& + \underset{(4.6)}{0.64}(1-L)^2 WE_t - -\underset{(2.8)}{0.08}(1-L)^2 r_t - \\
& - \underset{(4.2)}{0.65}\left[C_{t-1} - \underset{(1.9)}{0.44} - \underset{(9.8)}{0.74}Y_{t-1}^d - \underset{(3.7)}{0.17}WE_{t-1}\right] + \hat{\epsilon}_t
\end{aligned}
$$

$e'e = 0.00055$
$\hat{\sigma} = 0.0060$
$\bar{R}^2 = 0.951$
$DW = 1.74$
$T = 23(1966-88)$
$Q(4) = 5.62$

Como se puede ver, la inclusión del tipo de interés real reduce considerablemente el error standard de la ecuación y el residuo atípico correspondiente a 1976 es bastante menor (2.3 veces el error standard).

Una alternativa a la ecuación (4.2) es la inclusión en el corto plazo del inflation tax. En este caso se obtiene la ecuación (4.3).

Estimación por MCO en 1 etapa.(4.3)

$$
\begin{aligned}
(1-L)C_t = & \underset{(2.6)}{0.28}(1-L)C_{t-1} + \underset{(6.0)}{0.59}(1-L)Y_t^d + \\
& + \underset{(3.4)}{0.49}(1-L)^2 WE_t - \underset{(3.1)}{0.02}(1-L)IT_{t-1} \\
& - \underset{(5.1)}{0.77}\left[C_{t-1} - \underset{(1.8)}{0.35} - \underset{(11.9)}{0.76}\, Y_{t-1}^d - \underset{(4.3)}{0.17}\, WE_{t-1}\right] + \hat{\epsilon}_t
\end{aligned}
$$

$e'e = 0.00051$
$\hat{\sigma} = 0.0058$
$\bar{R}^2 = 0.954$
$DW = 2.00$
$T = 23(1966-88)$
$Q(4) = 5.68$

De nuevo se reduce el error standard y, además, el coeficiente del término de corrección de error es más significativo. Por otra parte, el residuo atípico desaparece.

Considerando la pérdida de riqueza como consecuencia de la inflación (inflation tax), el tipo de interés real y la tasa de paro se obtiene el modelo (4.4).

Las elasticidades de largo plazo respecto a la renta neta disponible y a la riqueza varían ligeramente de las obtenidas en los modelos anteriores, incrementándose en el mismo sentido las diferencias con las obtenidas en (3.2.4). Ello es debido a que los estimadores obtenidos en la relación de largo plazo por MCO son sesgados en pequeñas muestras. Como se puede apreciar todas las variables tienen el signo correcto, tanto en el corto como en el largo plazo.

En la especificación dinámica los polinomios en el operador de retardos de las variables en diferencias son de grado cero en el caso del consumo, la renta y el tipo de interés real. En el caso de la riqueza el primer retardo es

Estimación por MCO en 1 etapa.(4.4)

$$
\begin{aligned}
(1-L)C_t = & \underset{(5.8)}{0.51}(1-L)Y_t^d + \underset{(3.6)}{0.51}(1-L)^2 WE_t \\
& - \underset{(2.1)}{0.01}(1-L^2)IT_t - \underset{(4.6)}{0.17}(1-L)r_t - \underset{(4.1)}{0.33}(1-L^2)u_t \\
& - \underset{(6.3)}{0.71}\left[C_{t-1} - \underset{(2.1)}{0.34} - \underset{(16.6)}{0.82}\, Y_{t-1}^d - \underset{(4.1)}{0.12}\, WE_{t-1}\right] + \hat{\varepsilon}_t
\end{aligned}
$$

$e'e = 0.00027$
$\hat{\sigma} = 0.0044$
$\bar{R}^2 = 0.983$
$DW = 2.10$
$T = 23(1966-88)$
$Q(4) = 4.08$.

claramente significativo, teniendo signo contrario e igual valor absoluto al coeficiente estimado para la primera diferencia, por lo que se incluye la segunda diferencia, restricción que no rechazan los datos. Lo mismo ocurre con la tasa de paro, aunque en este caso ambos coeficientes tienen el mismo signo y similar valor absoluto. En el caso del inflation tax, es claramente significativa la primera diferencia retardada; la inclusión además de la primera diferencia, aunque aumenta el error standard, mejora las propiedades estadísticas de los residuos.

La variable IT sólo aparece en el corto plazo, con el signo correcto y una elasticidad muy pequeña aunque plausible. Dado el reducido tamaño del coeficiente puede deducirse que la consideración del "inflation tax" como renta negativa no se sostiene para el caso de España. Sí los individuos perciben la erosión que la inflación provoca sobre su renta como una deducción de su renta bruta, cabría esperar que su influencia a corto plazo fuera similar a la de la renta disponible. Ello implica una restricción que no es aceptada por los datos. Una interpretación acorde con los resultados empíricos sería que los consumidores perciben el "inflation tax" de una forma diferente a otro tipo de impuestos y que esta percepción se manifiesta fundamentalmente como un fenómeno de corto plazo, es decir como respuesta a aceleraciones de la inflación. En el largo plazo la erosión causada por la inflación no se distingue de otras causas de evolución del ratio $\frac{WE}{Y^d}$, por lo que se incorpora al efecto riqueza.

Muchos autores han apuntado una influencia del desempleo sobre el consumo **(King (1985), Juster and Taylor (1975)). Ungern-Sternberg (1981)** señala que esta significación empírica puede deberse a la omisión de la inflación en las correspondientes ecuaciones siendo la tasa de paro una (mala) "proxy" para aquella. Nuestras ecuaciones estan libres de esta objeción ya que ambos efectos coexisten sin anularse; por otra parte, no parece que la aceleración del paro sea una "proxy" adecuada para la inflación sino más bien lo contrario.

El efecto del desempleo sobre el consumo es muy significativo y acorde con la influencia esperada de la distribución de la renta sobre el consumo. Como se ha señalado es previsible que esta incidencia sea básicamente un fenómeno del muy corto plazo y que venga asociado con las expectativas de renta futura de los individuos en un contexto de aceleración del desempleo. Puede argumentarse que el crecimiento del paro es compatible con una mejoría general en las expectativas de renta de los individuos en un contexto de reactivación económica y crecimiento de la población activa. Sin embargo, una situación como ésta (en la que sin duda se encuentra inmersa nuestra economía actualmente) puede presentar un paro creciente pero en clara desaceleración. Sólamente, una elasticidad creciente de la población activa respecto al empleo justificaría una aceleración de la tasa de paro en un período de crecimiento de la ocupación; por lo tanto, la incidencia de la tasa de desempleo no parece contradictoria.

La primera diferencia del tipo de interés tiene el signo correcto y resulta significativa. Interpretamos este efecto como la incidencia del tipo de interés real sobre el consumo de bienes duraderos que puede posponerse a corto plazo ante un encarecimiento del crédito.

El coeficiente del término de corrección de error tiene signo negativo como era de esperar, dado que su efecto debe ser contrario a la situación respecto del equilibrio a largo plazo en el período anterior. El valor obtenido (-0.71) puede interpretarse como el porcentaje de corrección durante un período de la separación en el período anterior de la relación de equilibrio. La elasticidad a corto plazo del consumo respecto de la renta disponible resulta 0.51, mientras que a largo plazo es sensiblemente superior (0.82). Como las discusiones se centran a menudo sobre los valores de las propensiones marginales y medias del consumo, se han calculado las propensiones marginales que se derivan de las elasticidades-renta anteriores, para los valores medios muestrales del consumo y la renta disponible en el período 1964-88.

$$PMa_{cp} = 0.47$$

$$PMa_{lp} = 0.75$$

El ajuste obtenido es aceptable. En el gráfico 4.1 se pueden ver los valores ajustados por la ecuación así como los valores observados para la tasa de variación del consumo privado en precios constantes de 1980. La serie de residuos estimados por el modelo se presenta en el gráfico 4.2. La media de los residuos es -0.1610^{-10} y su desviación standard $0.44x10^{-2}$. Las bandas de confianza del 95% (-0.0095, 0.0095) incluyen todos los residuos por lo que no se detectan valores atípicos.

El problema de la determinación simultánea entre consumo privado, renta disponible y riqueza se plantea en la estimación de funciones de consumo del tipo de las presentadas en este trabajo. El hecho de que la función de consumo forme parte de un modelo en el que la renta es endógena es una razón adicional para contrastar hasta qué punto esta endogeneidad afecta a las estimaciones. Para ello se ha llevado a cabo un contraste de **Hausman** que no rechaza la exogeneidad de la renta a efectos de estimación; este resultado es paralelo al obtenido por **Sargent (1978)**. Igualmente, no se puede rechazar la exogeneidad de la riqueza.

A pesar de estos resultados se ha procedido a estimar el modelo por Variables Instrumentales (VI), considerando endógenas las variaciones de renta, riqueza e inflation tax, obteniéndose unos resultados que no difieren prácticamente de las estimaciones por MCO (ecuación 4.5). $RANR$ es la remuneración de asalariados nacional expresada en términos reales mediante el deflactor del consumo privado y GP es el gasto público en precios constantes de 1980. No se puede rechazar la exogeneidad de los intrumentos.

GRAFICO 4.1

AJUSTE DE LA ECUACION (4.4)

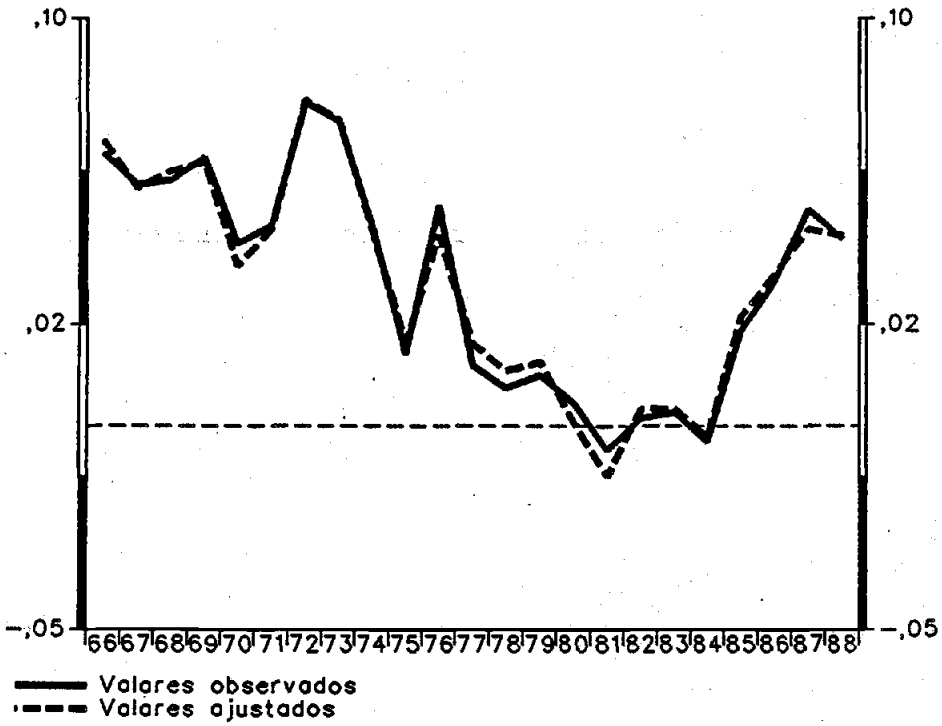
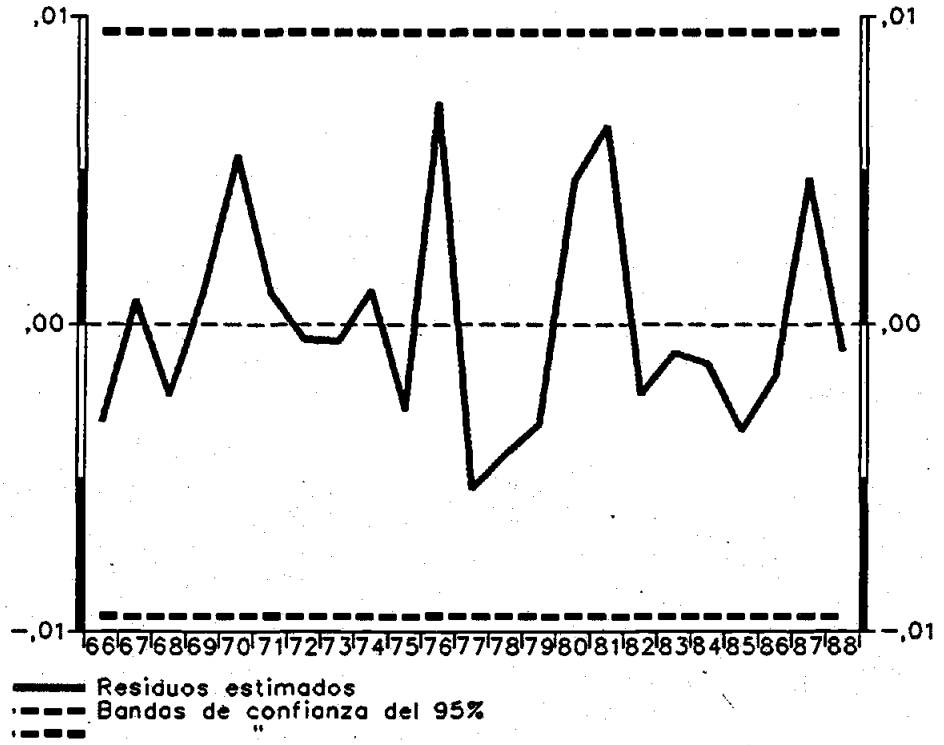


GRAFICO 4.2

RESIDUOS DE LA ECUACION (4.4)



Estimación por VI.(4.5)

$$
\begin{aligned}
(1-L)C_t = & \underset{(3.6)}{0.47}(1-L)Y_t^d + \underset{(2.7)}{0.56}(1-L)^2 WE_t \\
& - \underset{(1.7)}{0.01}(1-L^2)IT_t - \underset{(4.4)}{0.19}(1-L)r_t - \underset{(3.4)}{0.36}(1-L^2)u_t \\
& - \underset{(6.2)}{0.72}\left[C_{t-1} - \underset{(2.0)}{0.36} - \underset{(16.0)}{0.81}\, Y_{t-1}^d - \underset{(4.0)}{0.12} WE_{t-1}\right] + \hat{\epsilon}_t
\end{aligned}
$$

$\hat{\sigma} = 0.0045$
$\bar{R}^2 = 0.972$
$DW = 2.06$
$T = 23(1966-88)$

Instrumentos:

$$(1-L)RANR_t, (1-L)Y_{t-1}^d, (1-L)GP_t, (1-L)GP_{t-1}, (1-L)^2 WE_{t-1},$$

$$(1-L)IT_{t-1}, (1-L)r_t, (1-L^2)u_t, C_{t-1}, Y_{t-1}^d y WE_{t-1}.$$

Test de exogeneidad: 6.25 (valor critico 9.49)

4.2 Contrastes de validación. Predicción dinámica

En esta sección se presentan contrastes de validación y especificación (ver cuadro 4.1) de las ecuaciones (4.1) y (4.4), así como predicciones dinámicas extra-muestrales. La presencia de correlación serial en los residuos se contrasta mediante el test de **Lagrange**. La estabilidad por el test de **Chow**, eliminando en cada caso distintas observaciones del período muestral. Para contrastar la homocedasticidad de los resíduos se obtienen los contrastes arch de **Engle** y heterocedasticity fit. La normalidad de los resíduos se evalúa mediante el test de **Bera y Jarque**. La endogeneidad de la renta y riqueza se contrasta por el test de **Hausman**.

A continuación se presentan las predicciones dinámicas para el período 1985-1988, a partir de las ecuaciones estimadas hasta 1984.

CUADRO 4.1

CONTRASTES DE VALIDACION

	Ec.(4.1)	V. cr. 5%	Ec.(4.4)	V. cr. 5%
Autocorrelación				
LM(1)	0.22	3.84	0.12	3.84
LM(2)	4.20	"	1.12	"
LM(3)	0.49	"	1.72	"
LM(4)	0.62	"	0.20	"
Estabilidad				
1966-87	1.25	4.54	0.08	4.67
1966-86	1.22	3.74	2.13	3.89
1966-85	1.47	3.41	1.75	3.59
1966-84	1.05	3.26	1.45	3.48
1967-88	0.29	4.54	0.78	4.67
1968-88	0.66	3.74	0.36	3.89
1969-88	0.42	3.41	0.49	3.59
1970-88	0.37	3.26	0.53	3.48
Heterocedasticidad				
Arch	0.05	3.84	0.76	3.84
Heterocedasticity-fit	0.004	2.08	1.50	2.08
Normalidad				
Bera-Jarque	2.12	5.99	0.78	5.99
Endogeneidad				
Renta disponible	0.05	2.13	0.62	2.16
Riqueza	0.06	"	0.44	"

Ecuación (4.1)

Años	$(1-L)C_t$	$(\widehat{1-L})C_t$	Error
1985	0.02356	0.02086	0.00270
1986	0.03545	0.02490	0.01055
1987	0.05309	0.04635	0.00674
1988	0.04593	0.04081	0.00512

Ecuación (4.3)

Años	$(1-L)C_t$	$(\widehat{1-L})C_t$	Error
1985	0.02356	0.02331	0.00025
1986	0.03545	0.02888	0.00657
1987	0.05309	0.04063	0.01246
1988	0.04593	0.04791	-0.00198

Ecuación (4.4)

Años	$(1-L)C_t$	$(\widehat{1-L})C_t$	Error
1985	0.02356	0.02836	-0.00480
1986	0.03545	0.02721	0.00824
1987	0.05309	0.03371	0.01938
1988	0.04593	0.04833	-0.00240

Las ecuaciones (4.1) y (4.3) superan el test de predicción extra-muestral (3.74 y 6.33 frente a un valor crítico de 9.49), pero no es así en el caso de la ecuación (4.4). Esto se debe a que predice mal el año 1987, en el que se comete un error de 1.9 puntos porcentuales. En el año 1987 se observa el máximo histórico de la propensión media a consumir (0.929), experimentándose un aumento relativamente importante respecto a 1986, lo que unido a que los datos disponibles sobre la renta de las familias en 1987 y 1988 tienen el carácter de provisionales, impide extraer conclusiones definitivas. Por otra parte, el comportamiento intra-muestral de la ecuación (4.4) es muy estable y supera con amplitud el resto de contrastes a que ha sido sometida.

5. CONCLUSIONES

La capacidad de ajuste y predicción de funciones de consumo basadas en las teorías convencionales es bastante aceptable. Sin embargo, su soporte teórico es débil por lo que es conveniente proceder a la búsqueda de funciones más estructurales. A modo de compromiso entre la teoría de la renta permanente y las disponibilidades de datos se ha optado por una especificación que considera los aspectos intertemporales de la decisión de consumo.

Todas las variables consideradas en el modelo teórico siguen sendas poco erráticas, algunas incluso presentan un crecimiento sostenido. Se analiza el orden de integrabilidad de cada una de las variables, concluyéndose que no hay evidencia en contra de que son integrables de orden uno en varianza. El consumo privado, la renta neta disponible de las familias, la riqueza y la tasa de paro tienen, además, tendencias segmentadas en la media. Una alternativa a esta compleja estructura determinística sería considerarlas integrables de orden dos. La elección entre ambas posibilidades no es obvia teniendo en cuenta el reducido tamaño muestral disponible, aunque parece razonable, dadas las características del mismo, inclinarse por la primera.

Del análisis de las posibles relaciones de largo plazo se concluye que el consumo privado y la renta neta disponible están co-integrados en varianza, pero no tienen tendencias comunes en media. La variable riqueza es fundamental para obtener una relación de largo plazo cointegrada en media y varianza, por lo que puede considerarse un determinante esencial del consumo en equilibrio.

La parametrización en base a un modelo de corrección de error resulta satisfactoria, presentándose en la sección correspondiente varios modelos dinámicos alternativos. En todos ellos es claramente significativo el coeficiente estimado para el término de corrección del error obtenido en base a la relación de equilibrio entre consumo, renta neta disponible y riqueza, lo que apoya la argumentación anterior.

Las desviaciones del consumo respecto a su relación de equilibrio vienen adecuadamente captadas por las tasas de variación de renta y riqueza. Se observa además una amplia gama de variables cuya influencia se manifiesta fundamentalmente a corto plazo. La erosión de la riqueza por inflación ("inflation tax") surge como un efecto separado de las variaciones de riqueza, lo cual señala que a corto plazo la variación no esperada (debida a la inflación) domina a otros factores determinantes de la riqueza provocando mayores correcciones en

el consumo. Cambios en el tipo de interés afectan al consumo, previsiblemente debido a su influencia sobre el consumo de bienes duraderos. Las diferencias en la tasa de paro recogen, por último, un notable impacto de cambios bruscos en las expectativas de renta de algunos individuos (efecto distribución) sobre el consumo.

Se presentan estimaciones por variables instrumentales que reproducen básicamente los resultados comentados. Asimismo las ecuaciones superan una amplia batería de contrastes de especificación, por lo que se puede concluir que se ha captado adecuadamente el proceso generador de datos y los resultados están libres de sesgos de mala especificación.

Apéndice: Los datos

En el contexto de la Contabilidad Nacional, el consumo final representa el valor de los bienes y servicios utilizados para la satisfacción directa de las necesidades humanas, individuales o colectivas. Comprende tanto el consumo final de los hogares como el consumo colectivo de las Administraciones Públicas (AA.PP.) y las Instituciones Privadas sin fines de lucro (I.P.S.F.L.). Aunque el consumo final de las IPSFL es de distinta naturaleza al de las familias, la Contabilidad Nacional de España (C.N.E.) incluye ambos en la rúbrica consumo privado y el de las AA.PP. en consumo público.

El consumo final de las familias está compuesto principalmente por:

a) Compras en el mercado de bienes nuevos, duraderos o no, a excepción de inmuebles, valoradas a precios de adquisición.

b) Compras de servicios destinados a la venta, valoradas a precios de adquisición.

c) Bienes producidos y autoconsumidos por las familias, valorados a precios de producción.

d) Remuneraciones en especie suministradas por los empleadores a sus asalariados, valoradas a precios de producción.

e) Los servicios domésticos producidos por los hogares para ellos mismos, como empleadores de personal doméstico asalariado, valorados por el montante de la remuneración de asalariados.

f) Los alquileres imputados de las viviendas ocupadas por sus propietarios.

El consumo final puede referirse al realizado el territorio económico por las unidades residentes o no residentes y en el resto del mundo por hogares residentes, incluyendo el consumo final nacional el efectuado por las unidades residentes, tanto en el territorio económico como en el resto del mundo. En la CNE, el consumo final en el territorio económico, desglosado en consumo privado interior y consumo público, es la macromagnitud usada en la relación de equilibrio recursos-empleos de la Economía, tal como se hace en el Sistema Europeo de Cuentas Económicas Integradas (S.E.C.) de la Oficina Estadística de

las Comunidades Europeas. Esto implica que el consumo final de las familias residentes en el resto del mundo y el de las no residentes en el territorio económico, no se incluyan en importación y exportación de bienes y servicios respectivamente. Por el contrario si, como hace el Sistema de Contabilidad Nacional de las Naciones Unidas (S.C.N.), se adopta la macromagnitud consumo final nacional, desglosado en consumo privado nacional y consumo público, entonces las operaciones mencionadas quedarán incluidas en importación y exportación respectivamente.

El cuadro macroeconómico para la evolución de los componentes de la demanda agregada se elabora en terminología SCN., por lo que, dados los objetivos del MOISEES, el interés en este trabajo se centra en el consumo privado nacional. A continuación se describen brevemente el resto de variables utilizadas. Las series históricas proceden de Corrales y Taguas (1989).

La renta neta disponible de las familias se define como

$$RND_F = EBE_F + RA_{Nac} + RNPE_F + PS + TCDN_F - TD_F - CS - CCF_F \qquad (a.1)$$

donde EBE_F es el excedente bruto de explotación de las familias, RA_{Nac} es la remuneración de asalariados en términos nacionales, $RNPE_F$ son las rentas netas de la propiedad y la empresa de familias, $TCDN_F$ son las transferencias corrientes diversas netas, TD_F son los impuestos directos, CS son las cotizaciones sociales y CCF_F es el consumo de capital fijo.

La renta disponible real de las familias (Y^d) se obtiene deflactando RND_F por el deflactor del consumo privado nacional (P_c)

$$Y^d = \frac{RND_F}{P_c} \qquad (a.2)$$

La riqueza se define según (2.2). La serie de stock de capital privado se obtiene como suma del stock de capital productivo privado y del residencial (Corrales y Taguas, 1989).

Por lo que respecta al inflation tax, se define como

$$IT_t = \left(\frac{ALP_t + B_t}{p_t}\right)\pi_t \qquad (a.3)$$

donde π es la tasa de variación del deflactor del consumo privado nacional (P_c).

Respecto al tipo de interés real, la inflación esperada se aproxima por la tasa observada, con lo que se obtiene el tipo ex-post.

$$r_t = rn_t - \pi_t \qquad (a.4)$$

En el cuadro A.1 se presentan las series utilizadas para el período 1964-88. Las variables C,WE,Y^d e IT se miden en logaritmos.

CUADRO A.1

Años	C	Y^d	WE	IT	r	u
1964	8.4900	8.5809	9.5594	5.5638	0.188E-01	0.128E-01
1965	8.5539	8.6864	9.6631	6.1347	-0.156E-01	0.123E-01
1966	8.6208	8.7672	9.7602	5.8934	0.132E-01	0.592E-02
1967	8.6799	8.7981	9.8479	5.7282	0.314E-01	0.738E-02
1968	8.7402	8.8514	9.9492	5.6692	0.420E-01	0.741E-02
1969	8.8061	8.9175	10.062	5.3709	0.639E-01	0.676E-02
1970	8.8509	8.9689	10.150	6.1437	0.475E-01	0.787E-02
1971	8.9002	9.0255	10.229	6.4607	0.352E-01	0.124E-01
1972	8.9798	9.1054	10.325	6.5737	0.291E-01	0.186E-01
1973	9.0546	9.1878	10.420	7.0852	-0.685E-02	0.201E-01
1974	9.1040	9.2356	10.492	7.5736	-0.501E-01	0.234E-01
1975	9.1218	9.2502	10.543	7.4580	-0.211E-01	0.355E-01
1976	9.1758	9.2820	10.589	7.5362	-0.400E-01	0.460E-01
1977	9.1907	9.2923	10.614	7.8716	-0.1175	0.529E-01
1978	9.2001	9.3199	10.641	7.6399	-0.521E-01	0.706E-01
1979	9.2127	9.3153	10.673	7.5239	-0.161E-01	0.871E-01
1980	9.2184	9.3033	10.704	7.5561	-0.141E-01	0.11545
1981	9.2123	9.2995	10.732	7.4573	0.994E-02	0.14361
1982	9.2142	9.3072	10.757	7.5093	0.144E-01	0.16241
1983	9.2176	9.3035	10.780	7.3858	0.462E-01	0.17741
1984	9.2137	9.2952	10.793	7.3010	0.554E-01	0.20605
1985	9.2373	9.3228	10.814	7.0665	0.515E-01	0.21938
1986	9.2728	9.3543	10.830	7.1488	0.261E-01	0.21484
1987	9.3259	9.3997	10.867	6.7300	0.737E-01	0.20511
1988	9.3718	9.4490	10.910	6.7311	0.665E-01	0.19492

REFERENCIAS

ANDRES, J.; MOLINAS, C. y TAGUAS, D. (1987): "Una función de consumo privado para la economía española". D.G. Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda. Documento de trabajo VAME-D-87002.

ANDRES, J.; DOLADO, J.J.; MOLINAS, C.; SEBASTIAN, M. y ZABALZA, A. (1988): "The Influence of Demand and Capital Constraints on Spanish Unemployment (Revised Version)". Documento de trabajo SGPE-D-88005. D.G. Planificación. Ministerio Economía y Hacienda.

ANDRES, J.; ESCRIBANO, A.; MOLINAS, C. y TAGUAS, D. (1989): "Modelización Econométrica con Restricciones de Equilibrio: La Inversión en España". Mimeo.

BERA, A.K. y JARQUE, C.M. (1981): "An efficient large sample test for normality of observations and regresssion residuals". Australian National University. Working Papers in Economics and Econometrics, n 049.

BOX, G.P.E. y JENKINS, G.M. (1976): Time Series Analysis, Forecasting and Control. Holden Day, San Francisco.

BOX, G.P.E. y TIAO, G.C. (1975): " Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems". Journal of the American Statistical Association, 70, 70-79.

BROOKS, S. y HENRY, B. (1986): "Re-estimation of The National Institute Model". National Institute Economic Review.

CORRALES, A. y TAGUAS, D. (1989): " Series macroeconómicas para el período 1954-1988 : Un intento de homogeneización ". Ministerio de Economía y Hacienda. D.G. de Planificación. Documento SGPE-D-89001.

DAVIDSON, J.E.H.; HENDRY, D.F.; SRBA, F.; YEO, S. (1978): "Econometric Modeling of the Aggregate Time-Series Relationship

Between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom" Economic Journal 88, 661-92.

DEATON, A.S. (1977): "Involuntary Saving Through Unanticipated Inflation". American Economic Review. Vol.67, pg. 899-910.

DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root". Journal of the American Statistical Assoc., 74, 427-431.

DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root". Econometrica, V. 49, # 4, 1057-1072.

DOLADO, J.J. y ERICSSON, N.R. (1989): "Inference in Conditional Dynamic Models With Integrated Variables". Mimeo.

DOLADO, J.J. y JENKINSON, T. (1987): "Cointegration: A Survey of Recent Developments". Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de Trabajo número 8708.

ENGLE, R.F. y GRANGER, C.W.J. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". Econométrica, 55, No. 2, pp. 251-276.

ENGLE, R.F. y YOO, S.B. (1987): "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems". Journal of Econometrics.

ESCRIBANO, A. (1987,a): "Co-integration, Time co-trends and Error-correction systems: An alternative approach". CORE. Discussion paper 8715. University of Louvain.

ESCRIBANO, A. (1987,b): "Error-correction systems: Nonlinear Adjustments to Linear Long-run Relationships". CORE. Discussion paper 8730. University of Louvain.

EUROSTAT (1979): "Systeme Européen de Comptes Economiques Intégrés" (SEC).

FELDSTEIN, M. (1982): "Inflation, Tax, Rules and Investment: Some Econometric Evidence". Econométrica, 50, No. 4, pp. 825-862.

FLAVIN, M. (1981): "The adjustment of consumption to changing expectations about future income". Journal of Politica Economy. Vol. 89, pp. 974-1009.

FULLER,S.A. (1976): Introduction to Statistical Time Series. John Wiley and Sons. New York.

GONZALO, J. (1989): "Estimación del vector de cointegración ". Mimeo.

HALL, R. (1978): "Stochastic Implications of the Life Cycle permanent income hypothesis: Theory and Evidence". Journal of Political Economy. Vol. 86, pg. 971-987

HENDRY, D.F. (1986): "Econometric Modelling With Cointegrated Variables: An Overview ". Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48 , pp. 201-212.

HAUSMAN, J. (1978): " Specification tests in Econometrics". Econometrica, 46, 1251-1272.

JOHANSEN, S. (1988): " Statistical Analysis of Cointegration Vectors ". Journal of Economics Dynamics and Control, 12, 231-254.

JUSTER, T. y TAYLOR, L.D. (1975): "Towards a Theory of Savings Behaviour". American Economic Review, vol. 65, Papers and Proceedings, pp.203-16.

KING, R. ; PLOSSER, C. ; STOCK, J. y WATSON, M. (1987): " Stochastic Trends and Economic Fluctuations ". Working Paper. University of Rochester.

MUELLBAUER, J. (1983): "Surprises in the Consumption Function". Economic Journal. Supplement. pg. 34-50.

PESARAN, M. y EVANS, R. (1984): "Inflation Capital Gains and U.K. Personal Savings: 1953-1981". Economic Journal.Vol. 94, pp. 237-257.

PHILLIPS, P.C.B. (1987): "Time Series Regressions with Unit Roots", Econometrica 55, 277-301.

PHILLIPS, P.C.B. y OULIARIS, S. (1986): "Testing for Cointegration". Cowles Foundation D.P. 809, Yale University.

RAPPOPORT, P y REICHLIN, L. (1987): "Segmented Trends and Nonstationary Time Series". D.P. Federal Reserve Bank of New York.

SARGAN, J.D. y BHARGAVA, A. (1983): "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Guassian Random Walk". Econometrica 51, 153-174.

SARGENT, T.(1979): Macroeconomic Theory. Academic Press.Nueva York.

SARGENT, T.(1978):Rational Expectations, Econometric Exgoeneity and Consumption" Journal of Political Economy. Vol. 86, pp. 673-700.

SNEESENS, H. y DREEZE, J. (1986): "A Discussion of Belgian Unemployment combining traditional concepts and desequilibrium Econometrics". Economica. Vol. 53, pp. 89-119.

STOCK, J.H. (1987): "Asymptotic Properties of Least Squares Estimors of Cointegrating Vectors". Econométrica, 55, No. 5, 1035-1056.

STOCK, J.H. y WATSON, M. (1986): " Testing for Common Trends ". Discussion Paper 1222. Harvard University.

UNGERN-STERNBERG, T. (1981): "Inflation and Savings: International Evidence on inflation-induced income losses". Economic Journal. Vol.91, pp.961-976.

WEST, K.D. (1986): "Asymptotic Normality when Regressors have a Unit Root". Princeton University D.P. 110.