

UNA FUNCION AGREGADA DE INVERSION PRODUCTIVA PRIVADA
PARA LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Javier Andrés
Alvaro Escribano
César Molinas
David Taguas

SGPE-D-88006
Octubre 1988

Este trabajo, elaborado por Javier Andres, Alvaro Escribano, César Molinas y David Taguas, se enmarca dentro de los estudios preliminares para la construcción de un modelo de investigación y simulación de la economía española (MOISEES). 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.

UNA FUNCION AGREGADA DE INVERSION PRODUCTIVA PRIVADA PARA LA ECONOMIA ESPAÑOLA

1. INTRODUCCION

En este trabajo se aborda la derivación, especificación y estimación de una función agregada de inversión en capital productivo privado para la economía española. Dicha función forma parte del Modelo de Investigación y Simulación de la Economía Española (MOI-SEES) desarrollado en la Dirección General de Planificación del Ministerio de Economía y Hacienda.

Para adecuarse a sus fines, la mencionada función de inversión tiene que cumplir, por lo menos, los siguientes requisitos:

a) Debe ser coherente con la teoría que inspire el funcionamiento del MOISEES, prestando especial atención a la relación de comportamiento a largo plazo; b) Debe proporcionar una explicación plausible de la evolución de la inversión en el período 1964-1987; c) Debe ser una relación estable en los tres subperíodos (1964-1974, 1975-1985, -1986-1987) en los que la inversión ha conocido evoluciones marcadamente diferentes; y d) Debe tener una buena capacidad predictiva. La función aquí presentada cumple satisfactoriamente con los cuatro requisitos.

Existen muy pocos trabajos recientes en los que se presente una función de inversión agregada para la economía española. Mauleón (1986) trata el tema en un contexto similar al del presente trabajo (tecnología putty-clay, costes de ajuste e incertidumbre) y selecciona a los excedentes empresariales, que aproximan a la rentabilidad, como principal variable que determina la evolución de la inversión. Nosotros hemos optado por no considerar directamente la inclusión de aproximaciones a la q de Tobin, que dejamos para posteriores trabajos, y poner mayor énfasis en el papel del coste de uso

del capital y del acelerador.

Para que exista una función de inversión en el marco de un modelo macroeconómico es necesario el reconocimiento de la existencia de costes de ajuste y/o de incertidumbre. En la Sección 2 se utiliza el modelo desarrollado en Andrés et al (1988) para derivar una función de inversión para una empresa que, en un contexto de competencia monopolística, se enfrenta a ajustes costosos de su tecnología y de su capacidad instalada frente a la evolución incierta de la demanda. A largo plazo, el ratio inversión-output resulta ser función del coste de uso del capital y del grado de utilización de la capacidad productiva instalada. El papel de esta última variable, introducida como "proxy" de la presión de la demanda, admite también la interpretación de mecanismo integral de corrección de error en el que se acumulan las consecuencias de los errores de previsión de la demanda cometidas en el pasado y los consiguientes errores en las decisiones de inversión.

En la Sección 3 se utiliza la teoría de la cointegración como método de selección de variables para lograr una especificación econométrica de la relación a largo plazo establecida en la Sección 2. La no existencia de cointegración entre la inversión y el output indica que modelos del tipo acelerador flexible puro son insuficientes para explicar la evolución la inversión en nuestro país. El coste de uso del capital parece ser necesario para conseguir una relación de largo plazo que pueda ser interpretada como una relación agregada de equilibrio. Por otra parte, el efecto acelerador recoge no sólo los efectos de los incrementos de la demanda sino también, y muy significativamente, los efectos del incremento del grado de utilización de la capacidad productiva instalada, de manera que el efecto sobre la inversión de los aumentos de la demanda es mayor cuanto mayor es el grado de utilización de la capacidad productiva.

En la Sección 4 se aborda la especificación dinámica de las relaciones de largo plazo establecidas en la Sección 3. Se presentan ecuaciones, con relaciones de largo plazo alternativas, que presentan las características deseables de estabilidad y de buena capacidad predictiva. Hay que destacar la robustez de la interpretación de los términos de la dinámica en las distintas especificaciones examinadas: el efecto acelerador se manifiesta de forma rápida y fuerte a través de variaciones en el grado de utilización de la capacidad productiva y, de forma más débil y con retardos, a través de variaciones en el output; el efecto del coste de uso del capital sobre la inversión es apreciable, aunque con retardos; las variaciones de la tasa de inflación tienen también un fuerte impacto contemporáneo sobre la inversión, que puede interpretarse como efecto de las no neutralidades fiscales y del aumento general de la incertidumbre que la inflación causa.

En la Sección 5 se sumarizan las conclusiones y se comentan algunas implicaciones de política económica. En sucesivos Apéndices se dan detalles econométricos y se comentan los datos utilizados.

2. LOS DETERMINANTES DE LA INVERSIÓN

Consideremos una economía constituida por n empresas, cada una con un determinado poder de monopolio sobre una fracción del mercado. Las empresas producen de acuerdo a una tecnología putty-clay en donde las posibilidades de sustitución ex ante se reflejan en la siguiente función de producción de elasticidad de sustitución (σ) constante (Gagey, Lambert y Ottenwaelter (1987)):

$$YP = \left[\mu (e^{\alpha_L T} LP)^{-\beta} + (1-\mu) (e^{\alpha_K T} K)^{-\beta} \right]^{-1/\beta} \quad (2.1)$$

$$\sigma = \frac{1}{1 + \beta}$$

en donde YP es la producción potencial, definida como la que puede alcanzarse mediante la utilización del capital K a plena capacidad, y LP el empleo asociado a ese nivel de output; α_L y α_K son los parámetros de progreso técnico aumentador de trabajo y capital respectivamente.

Las decisiones técnicas se toman con una cierta antelación, debido a la existencia de costes de ajuste. Así la empresa selecciona la combinación (K/LP) y el tamaño (K) óptimos de acuerdo con las posibilidades reflejadas en (2.1). En cada período la empresa produce conforme a una función de producción de coeficientes fijos sin posibilidades de sustitución entre factores.

$$Y^S = \min (AL^S, BK) \quad (2.2)$$

en donde L^S es la oferta de trabajo disponible y A y B son las proporciones técnicas óptimas, elegidas previamente.

$$A = \frac{YP}{LP} ; B = \frac{YP}{K}$$

La empresa determina el precio óptimo con anterioridad a conocer la realización de la demanda Y^D , de acuerdo con alguna regla de mark up. La cantidad producida vendrá dada, debido a la rigidez ex post de precios, por la siguiente condición:

$$Y = \min (Y^S, Y^D) \quad (2.3)$$

y por (2.2) (2.3):

$$Y = \min (AL^S, BK, Y^D) \quad (2.4)$$

La incorporación del supuesto de rendimientos constantes introduce un problema de indeterminación de la escala en un marco de competencia perfecta. Este problema, sin embargo, puede evitarse en nuestro marco analítico al suponer que las empresas se enfrentan a funciones de demanda de elasticidad finita. Una vez fijados los precios, la empresa se enfrenta a un valor esperado de la demanda ($E(Y^D)$) y supondremos que la empresa toma sus decisiones técnicas y de inversión de forma que le permitan satisfacer esta demanda, respetando ex post las proporciones técnicas, y con una utilización plena de los factores. Este supuesto permite satisfacer a largo plazo y simultáneamente las proporciones técnicas y el vaciado de mercado (es decir la ausencia de racionamiento anticipado).

El problema de la empresa puede plantearse como:

$$\text{Min}_{K, K/LP} \left[WLP + CK \right]$$

s.a

(2.5)

$$E(Y^D) = \left[\mu (e^{\alpha_L T} LP)^{-\beta} + (1-\mu) (e^{\alpha_K T} K)^{-\beta} \right]^{-1/\beta}$$

en donde C es el coste de uso de capital y W el salario.

La empresa se comporta en sus decisiones técnicas como si no anticipase ningún racionamiento de ventas. Este racionamiento puede acontecer no obstante ex-post dependiendo de la realización concreta de los shocks aleatorios que afectan a la demanda, dando lugar a una variación no anticipada en la tasa de utilización de los factores fijos. Esta simplificación puede considerarse como un caso particular del modelo de Lambert y Mulkey (1987), en el que la empresa toma sus decisiones anticipando la posibilidad de racionamiento. En la versión ampliada se otorga un papel importante de la rentabilidad en la inversión que, por el momento, no abordamos y que se discutirá como una extensión del modelo básico.

Las condiciones de primer orden del problema reflejado en (2.3) y (2.4) son:

$$C = \phi (1-\mu) \left[\frac{E(Y^D)}{K} \right]^{\beta+1} e^{-\beta\alpha_k T} \quad (2.6)$$

$$W = \mu \phi \left[\frac{E(Y^D)}{LP} \right]^{\beta+1} e^{-\beta\alpha_L T} \quad (2.7)$$

de donde obtenemos:

$$\frac{K}{LP} = \left[\frac{1-\mu}{\mu} \right]^\sigma e^{(\alpha_L - \alpha_k)(1-\sigma)T} \left[\frac{W}{C} \right]^\sigma \quad (2.8)$$

$$\frac{E(Y^D)}{K} = [1-\mu]^\sigma e^{(1-\sigma)\alpha_k T} \left[\frac{C}{\phi} \right]^\sigma \quad (2.9)$$

en donde ϕ es el correspondiente multiplicador de Lagrange. Podemos obtener una expresión para ϕ a partir de (2.6) y (2.7) multiplicando (2.3) por K y (2.7) por LP y operando:

$$\phi = \frac{WLP + CK}{E(Y^D)} \quad (2.10)$$

si definimos los costes unitarios normales como calculados a plena capacidad sobre las rentas esperadas y los precios como un mark-up sobre estos costes, podemos escribir:

$$\frac{K}{E(Y^D)} = \left[\frac{1}{1-\mu} \right]^\sigma e^{(\sigma-1)\alpha_k T} \left[\frac{C}{P} \right]^{-\sigma} \quad (2.11)$$

que podemos reescribir como:

$$\frac{K}{E(Y)} = \tilde{\theta} e^{(\sigma-1)\alpha_k T} \left[\frac{C}{P} \right]^{-\sigma} \left[\frac{E(Y^D)}{E(Y)} \right] \quad (2.12)$$

Bajo el supuesto de agregación que permite identificar las medidas muestrales y poblacionales ($E(Y^D) = Y^D$, $E(Y) = Y$) el ratio K/Y agregado puede escribirse como:

$$\log \left(\frac{K}{Y} \right) = \text{cte.} - (1-\sigma)\alpha_k T - \sigma \log \left(\frac{C}{P} \right) + \log \left(\frac{Y^D}{Y} \right) \quad (2.13)$$

La expresión (2.13) constituye la base de nuestro modelo empírico. Cabe destacar el efecto de la presión de la demanda que actúa a través del ratio (Y^D/Y). Dado que la capacidad deseada depende de la demanda nacional, el ratio capital-output observado aumentará conforme lo haga el exceso de demanda.

Para hacer de (2.12) un modelo operativo, es preciso sustituir el ratio (Y^D/Y) por una variable observable. Ya se ha discutido en otro contexto (Andrés et al (1988)) una aproximación para este ratio como una función de la utilización de la capacidad productiva (CU). Por otra parte, dada la forma en que se han construido las series de capital disponible, parece poco aconsejable considerarlas como variables a explicar. Por ello optamos por una transformación propuesta por Bean (1981) que nos permite obtener un modelo explicativo del ratio inversión-output. Suponiendo que podemos aproximar la

tasa de crecimiento del capital por la del output (g) a largo plazo, y que ambas son pequeñas en relación a la tasa de depreciación, ratio capital-output puede aproximarse por:

$$\log\left(\frac{K}{Y}\right) = \log\left(\frac{I}{(g+\delta)Y}\right) = \log\left(\frac{I}{Y}\right) - \log\delta - \frac{g}{\delta} \quad (2.14)$$

Con todo ello podemos obtener un modelo de demanda de inversión:

$$CC = \frac{C}{P} \quad (2.15)$$

$$\log\frac{I}{Y} = \text{cte.} - (1-\sigma)\alpha_k T - \sigma\log(CC) + f(\log(CU)) + \frac{g}{\delta} \quad (2.16)$$

Hay que destacar la similitud de este modelo con el estimado por Bean (1981) para la economía británica. En aquel caso la derivación se lleva a cabo en un contexto de tecnología putty-putty y competencia perfecta; la aparición de la variable utilización de la capacidad productiva se justifica por la adopción del mecanismo de corrección de error en donde el grado de utilización de la capacidad instalada juega el papel de un término de corrección de error integral o acumulativo de todas las decisiones erróneas en el pasado. Así, cuando una empresa ha invertido sistemáticamente por debajo de su óptimo, el grado de utilización de la capacidad instalada es muy elevado; la acumulación de errores negativos en el pasado induce una aceleración de la inversión actual la cual, de este modo, no sólo responde al error de equilibrio en el periodo inmediatamente anterior, sino a la suma de los errores cometidos en el pasado.

3. ANALISIS DE CO-INTEGRACION Y TENDENCIAS TEMPORALES COMUNES

Esta Sección se ocupa del análisis de las relaciones agregadas de largo plazo entre la inversión y sus determinantes en la economía española. Estas relaciones se derivan del modelo teórico expuesto en la Sección 2 y para su análisis se han utilizado datos anuales entre 1964 y 1987. En el Apéndice 3 se discuten con más detalle los datos utilizados.

Para determinar posibles relaciones de largo plazo entre la inversión y otras variables macroeconómicas del tipo (2.16) se utiliza la teoría de la co-integración (Ver Engle y Granger (1987)) como método de selección de variables. La idea subyacente es que si una relación refleja una situación de equilibrio derivada de una teoría económica, su residuo no debe tener una varianza infinita. La batería de contrastes de co-integración a la que se somete cada una de las relaciones consideradas, sirve para descartar aquellas que no cumplen los requisitos mínimos para poder ser interpretadas como relaciones de equilibrio a largo plazo. Este análisis debe considerarse como preliminar al realizado en la Sección 4 en el marco de una especificación dinámica completa de las relaciones seleccionadas.

Junto a las variables de la ecuación (2.16) se aborda en esta sección el análisis de integrabilidad de la tasa de inflación del deflactor del PIB. Esta tasa se incorpora en el modelo de la Sección 4 al menos como una variable importante en la determinación de la inversión a corto plazo. Dos tipos de razones aconsejan dicha inclusión. En primer lugar la inflación incorpora efectos de carácter fiscal al no ser el sistema impositivo neutral respecto de la evolución de los precios. Feldstein (1982) ha señalado que la mencionada no neutralidad es uno de los factores más importantes que contribuyen a desacelerar la inversión en épocas de fuerte inflación. En segundo lugar la inflación, incluso la plenamente anticipada, señala un aumento de la incertidumbre en las transacciones al ir acompañada, habitualmente, de notables alteraciones de precios relativos. Además

la inflación presente puede anticipar políticas restrictivas futuras que empujen al alza los tipos de interés.

El coste de uso del capital se define como:

$$CC_t = \frac{PI_t}{P_t} (r + \delta - E_t (\pi_{I,t+1}))$$

donde P_I es el deflactor de la inversión privada productiva, P es el deflactor del PIB a coste de los factores, r es el tipo de interés nominal de largo plazo, δ es la tasa de depreciación del capital productivo privado (que se supone constante e igual a 0.10, Taguas (1988)) y π_I es la tasa de inflación de los bienes de capital. Puesto que $E_t (\pi_{I,t+1})$ es una variable inobservable, en este trabajo se ha sustituido por la tasa efectivamente observada en el momento $t+1$ (McCallum (1976)). Bajo el supuesto de expectativas racionales, la diferencia entre el valor esperado y el observado es un error de predicción que se distribuye como ruido blanco, por lo que al proceder de esta forma no se introduce autocorrelación. Sin embargo, la variable proxy utilizada no es ahora independiente del término de error. Esto no es muy relevante en el análisis de cointegración aunque sí en la estimación conjunta que se lleva a cabo en la próxima sección, por lo que será preciso instrumentar adecuadamente esta variable.

Debido a la falta de series históricas fiables, nuestra definición de coste de uso del capital no recoge variables fiscales, que son, no obstante, componentes importantes del coste de uso efectivo.

El objetivo del análisis es encontrar conjuntos de variables que incluyan a la inversión productiva privada (I_t), que estén cointegrados en varianza y que tengan tendencias comunes en media. En el Apéndice 1 se da una definición detallada de estos conceptos.

En los gráficos 3.1 a 3.5 se muestra la evolución en el tiempo de las variables consideradas en (2.16). De un primer análisis de estos gráficos se pueden extraer las siguientes conclusiones.

1. La inversión y el producto interior bruto siguen una senda de crecimiento poco oscilatorio. Este comportamiento es típico de variables que tienen tendencias temporales en media y quizás también en varianza.
2. El coste de uso del capital y la utilización de la capacidad productiva tienen un comportamiento más oscilatorio aunque poco errático. Este comportamiento se observa en variables que tienen tendencias en varianza y, quizás, en media.

A continuación se analiza con mayor profundidad estas primeras ideas deducidas de la observación de los gráficos.

La presencia de raíces unitarias (y por tanto de tendencias en varianza) se contrasta mediante el test de Dickey-Fuller (D-F), y el test de Dickey Fuller aumentado (D-F-A). Dado el tamaño muestral de que disponemos, y para comprobar los resultados obtenidos con los tests de Dickey-Fuller, también se han analizado los correlogramas siguiendo el enfoque de Box y Jenkins (1970). El lector interesado puede consultar Andrés et al (1988,3), en donde se explica detalladamente el análisis que se resume a continuación.

En el Cuadro 3.1, Caso 1, se presentan los resultados de contrastar la hipótesis de que las variables son integrables de orden dos, $I(2)$. El Caso 2 del mismo Cuadro recoge los contrastes de integrabilidad de orden uno, $I(1)$.

El estadístico obtenido para la inversión productiva privada permite rechazar la hipótesis nula de que es $I(2)$ frente a la alternativa $I(1)$, para un nivel de significación del 5%. En el caso del PIB no se puede rechazar la hipótesis nula de que es $I(2)$. Por

otra parte, en el Caso 2, también se puede rechazar que la inversión es $I(1)$ frente a la alternativa de que es $I(0)$, aunque el estadístico obtenido está muy próximo al valor crítico correspondiente al 5% y el coeficiente estimado $(\delta-1)$ es prácticamente cero. Los gráficos 3.1 y 3.2 parecen apuntar la posibilidad de que las primeras diferencias de ambas series sean $I(0)$ en varianza con, quizás, dos medias diferentes. Esta posibilidad parece razonable dadas las características de la muestra, que recoge un sólo ciclo largo de la economía española con una década de fuerte crecimiento y otra de desaceleración. Los contrastes pertinentes avalan la hipótesis de que ambas series pueden considerarse $I(1)$ en varianza con dos tendencias lineales distintas en media (Andrés et al (1988,31)).

El análisis del Cuadro 3.1 permite concluir que no hay evidencia en contra de que el ratio inversión-PIB, la utilización de la capacidad productiva, el coste de uso del capital y la tasa de inflación sean $I(1)$ en varianza. Únicamente la utilización de la capacidad productiva podría ser $I(0)$ en varianza con dos medias.

Todas las variables candidatas a mantener una relación de largo plazo deben ser integrables del mismo orden en varianza. Como se acaba de exponer las variables consideradas en esta Sección cumplen este requisito. A continuación se puede proceder a analizar las posibles relaciones de largo plazo entre ellas. Para ello se ha adoptado una estrategia gradual, partiendo de las combinaciones más sencillas y añadiendo variables hasta lograr relaciones satisfactorias. Cabe señalar que no sólo debe requerirse que las variables estén co-integradas en varianza, sino que, además tengan tendencias comunes en media (ver Apéndice 1).

Las distintas relaciones se han estimado por mínimos cuadrados ordinarios. Estos estimadores, aunque sesgados (Banerjee et al (1986)), son consistentes y convergen al verdadero valor de los parámetros a velocidad mayor que los estimadores clásicos (Stock (1987)). Para contrastar la hipótesis de que las variables no están

$$I_t = -7.29 + 1.37 Y_t - 0.03 \text{ TIME}^* + \hat{u}_{2t} \quad (3.2)$$

(8.0) (22.0) (8.8)

$$\bar{R}^2 = 0.97 \quad DW = 1.43 \quad D-F-A = 3.84$$

(3.75)

Este resultado indica que hay alguna variable omitida que, por lo menos, debe explicar la tendencia temporal truncada que sigue la media de la inversión. Una posibilidad es que esta variable sea la utilización de la capacidad productiva y no el coste de uso del capital como se indicaba en el modelo teórico.

$$I_t = -2.57 + 1.08 Y_t + 2.32 CU_t + \hat{u}_{3t} \quad (3.3)$$

(2.4) (14.4) (3.7)

$$\bar{R}^2 = 0.90 \quad DW = 0.74 \quad D-F-A = 2.91$$

(3.75)

Sin embargo el valor del test de Dickey-Fuller no es lo suficientemente grande como para rechazar la hipótesis de no co-integración. A continuación se prueba el coste de uso del capital.

$$I_t = -0.06 + 0.89 Y_t - 1.44 CC_t + \hat{u}_{4t} \quad (3.4)$$

(0.1) (12.7) (3.7)

$$\bar{R}^2 = 0.90 \quad DW = 1.17 \quad D-F = 3.54$$

(4.11)

La conclusión es que el efecto de los precios relativos junto con el acelerador flexible podrían no ser suficientes para encontrar una relación de largo plazo satisfactoria. El test de Dickey-Fuller(D-F) no permite rechazar la hipótesis nula ni al 10% de significación (gráfico 3.7). El DW parece dar un resultado diferente pero es un test menos fiable y además no se conoce su valor crítico cuando hay más de dos variables. En cualquier caso, esta relación se examina con más detalle en la próxima Sección.

Incluyendo conjuntamente el coste de uso del capital y el grado de la utilización de la capacidad productiva se obtiene:

$$I_t = -1.37 + 0.99 Y_t - 0.98 CC_t + 1.60 CU_t + \hat{u}_{5t} \quad (3.5)$$

$\bar{R}^2 = 0.92 \quad DW = 1.41 \quad D-F = 4.16$
(4.35)

El test D-F permite rechazar la no co-integración al 10%, aunque no al 5%. Por tanto esta relación de largo plazo es candidata a ser una relación de co-integración.

El modelo desarrollado en la Sección 2 postula una elasticidad unitaria respecto del PIB, como queda recogido en (2.16). Imponiendo esta restricción en (3.5) se obtiene:

$$(I_t - Y_t) = -1.48 - 0.96 CC_t + 1.64 CU_t + \hat{u}_{6t} \quad (3.6)$$

$\bar{R}^2 = 0.51 \quad DW = 1.40 \quad D-F = 4.12$
(4.11)

Como era de esperar no hay evidencia en contra de que el ratio inversión-PIB este co-integrado en varianza y tenga tendencias comunes en media con el coste de uso del capital y con el grado utilización de la capacidad productiva. Nótese que ahora incluso al 5% de significación puede rechazarse la hipótesis de no co-integración.

La tendencia lineal que aparece en la expresión (2.16), no contribuye, en ningún caso (por sí sola o junto a otras variables), a generar residuos estacionarios, por lo que no se recoge en los resultados anteriores. Por último la variable g no se incluye en el análisis de cointegración ya que por definición ha de ser $I(0)$ (puesto que el PIB es $I(1)$). Su influencia sólo puede ser captada adecuadamente en la estimación conjunta del modelo como un mecanismo de corrección

de error. Aún en este caso, y siendo significativa, sería difícil atribuir a esta variable exclusivamente un papel de corto plazo (como el resto de las variables $I(0)$ del modelo) o de largo plazo (dando lugar a una relación de equilibrio dependiente de la tasa de crecimiento del PIB).

Los resultados más importantes de esta sección pueden resumirse como sigue. En primer lugar, todas las variables siguen sendas poco erráticas, algunas incluso con un claro crecimiento sostenido. En general se caracterizan por ser procesos integrables de orden uno en varianza y tener tendencias temporales en media. La inversión y, sobre todo el PIB, podrían representarse por procesos $I(2)$, aunque en nuestra opinión ello es debido a un fenómeno puramente muestral, ya que en la muestra coinciden los años de tasas más elevadas de crecimiento con otros de fuerte depresión. Del conjunto de la evidencia concluimos que estos procesos son integrables de orden uno aunque con una compleja estructura en su parte determinística. Por otra parte, el acelerador flexible no es suficiente para explicar la evolución a largo plazo de la inversión en España. La inversión y el PIB están cointegrados en varianza pero no tienen tendencias comunes en media, por lo que una relación entre ambos está sujeta a errores que crecen con el tiempo, y por tanto no pueden considerarse de equilibrio. La modelización empírica del largo plazo se ha basado en la inclusión de variables del modelo teórico capaces de eliminar esta tendencia de los errores.

En este sentido el coste de uso del capital juega un papel crucial. No obstante, la inclusión de esta variable no produce una relación plenamente de equilibrio ya que los errores de largo plazo tienden a ser positivos en la primera mitad de la muestra y negativos después. Por ello el grado de utilización de la capacidad productiva resulta ser una variable fundamental para obtener una relación de cointegración. Su presencia en la relación de equilibrio a largo plazo puede interpretarse como un efecto acelerador adicional, que agudiza la respuesta de la inversión a variaciones en el PIB, ponde-

rándola por el grado de utilización de la capacidad. La relación del ratio inversión/PIB, con el coste de uso del capital y el grado de utilización de la capacidad instalada se observa con frecuencia durante el período muestral, y las desviaciones respecto a la misma carecen de una tendencia definida tanto en media como en varianza; por lo tanto podemos concluir razonablemente que ésta constituye una relación de equilibrio a largo plazo.

CUADRO 3.1

CONTRASTES DE ORDEN DE INTEGRABILIDAD (1964-87)

$$(1-L)^d x_t = c + \alpha \text{ TIME} + (\delta-1)(1-L)^{d-1} x_{t-1} + \sum_k \beta_k (1-L)^d x_{t-k} + \epsilon_t$$

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

$$H_1: (\delta-1) \neq 0 [x_t \sim I(d-1)]$$

Caso 1: d=2

<u>Variables</u>	<u>D-F</u>	<u>D-F-A</u>	<u>DW</u>	<u>Q(4)</u>	<u>Q(8)</u>
I_t $\alpha = c = 0$		-2.32 (K=2)	2.23	3.16	4.61
Y_t $\alpha = c = 0$		-1.72 (K=2)	1.90	0.53	3.90
$(I_t - Y_t)$ $\alpha = c = 0$	-3.51 (K=0)		1.90	1.84	3.96

Caso 2: d=1

<u>Variables</u>	<u>D-F</u>	<u>D-F-A</u>	<u>DW</u>	<u>Q(4)</u>	<u>Q(8)</u>
I_t $\alpha = 0, c \neq 0$		-3.09 (k=2)	1.98	0.61	2.78
Y_t $\alpha = 0, c \neq 0$		-1.78 (k=1)	1.78	0.86	4.98
$(I_t - Y_t)$ $\alpha = 0, c \neq 0$		-2.66 (k=1)	1.98	0.87	1.59
CU_t $\alpha \neq 0, c \neq 0$		-2.05 (k=2)	1.87	1.36	4.56
CC_t $\alpha = 0, c \neq 0$	-2.41 (K=0)		2.11	3.55	9.11
π_t $\alpha = 0, c = 0$	-0.67 (K=0)		1.95	2.04	3.80

D-F (Dickey-Fuller), D-F-A (Dickey-Fuller-Aumentado) son los t-estadísticos del coeficiente $(\delta-1)$. Los estadísticos DW (Durbin-Watson) y Q (Box-Pierce-Ljung) están calculados sobre el ϵ_t de la regresión arriba indicada.

Grafico 3.1

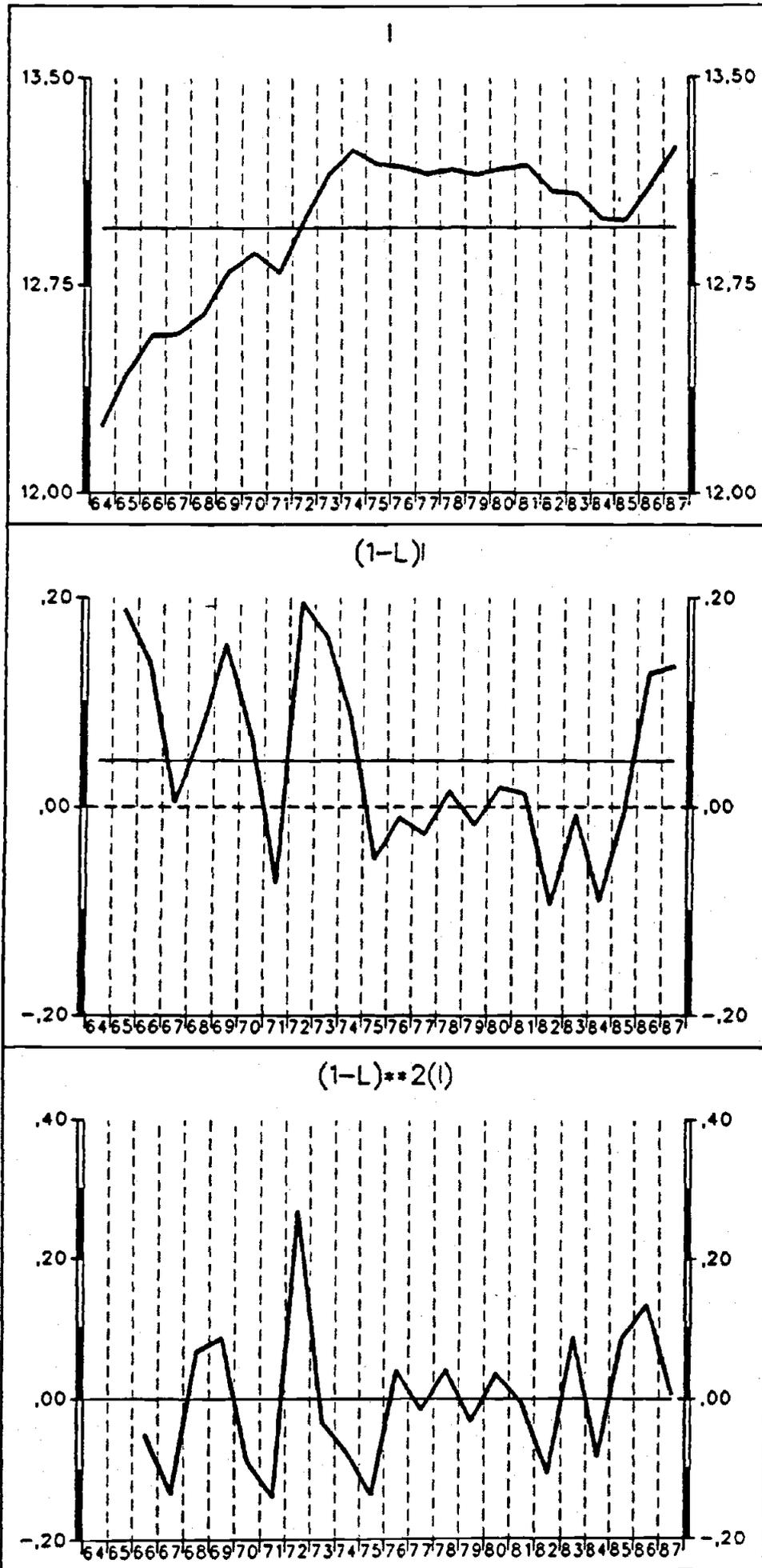


Grafico 3.2

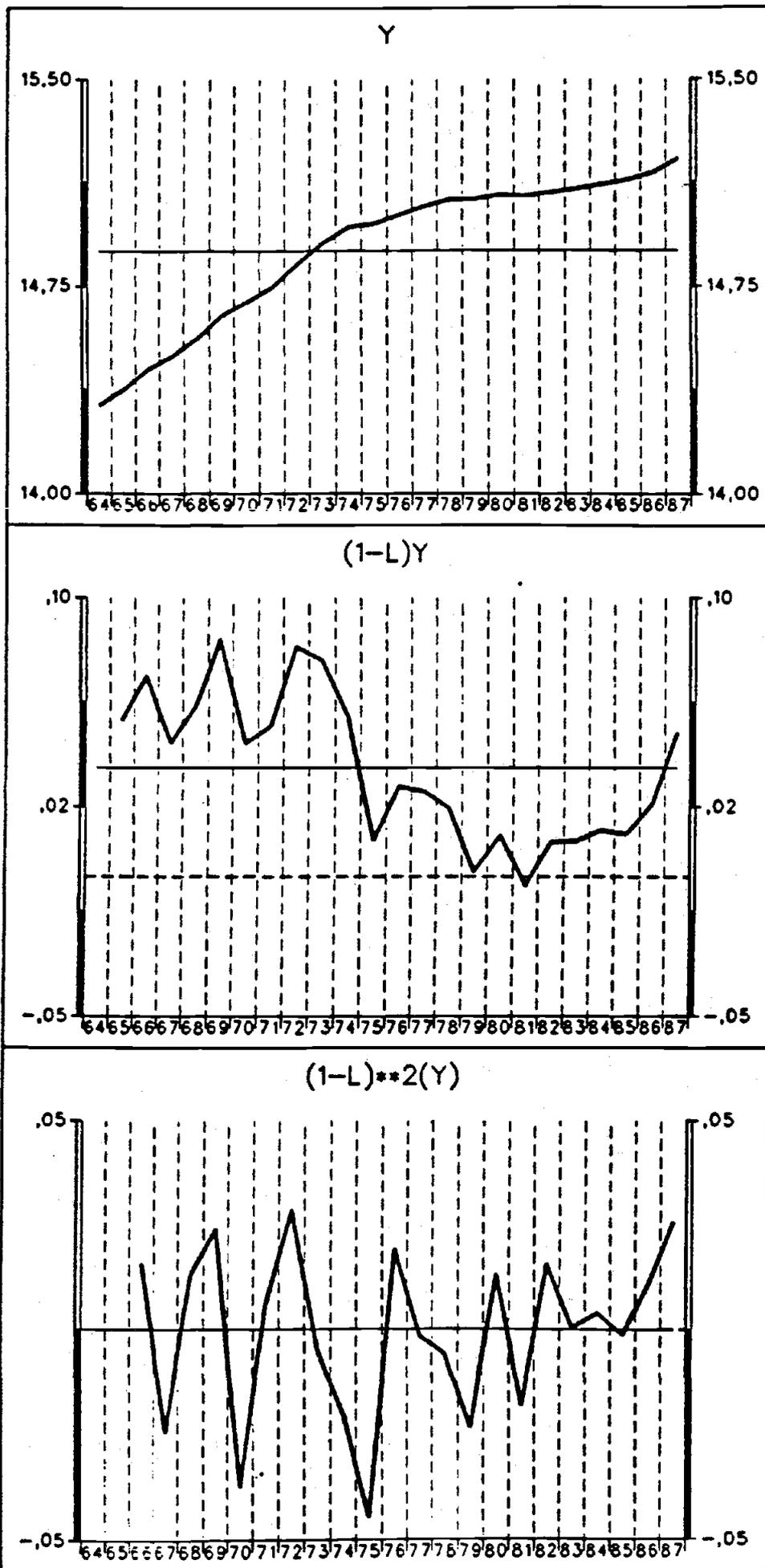


Grafico 3.3

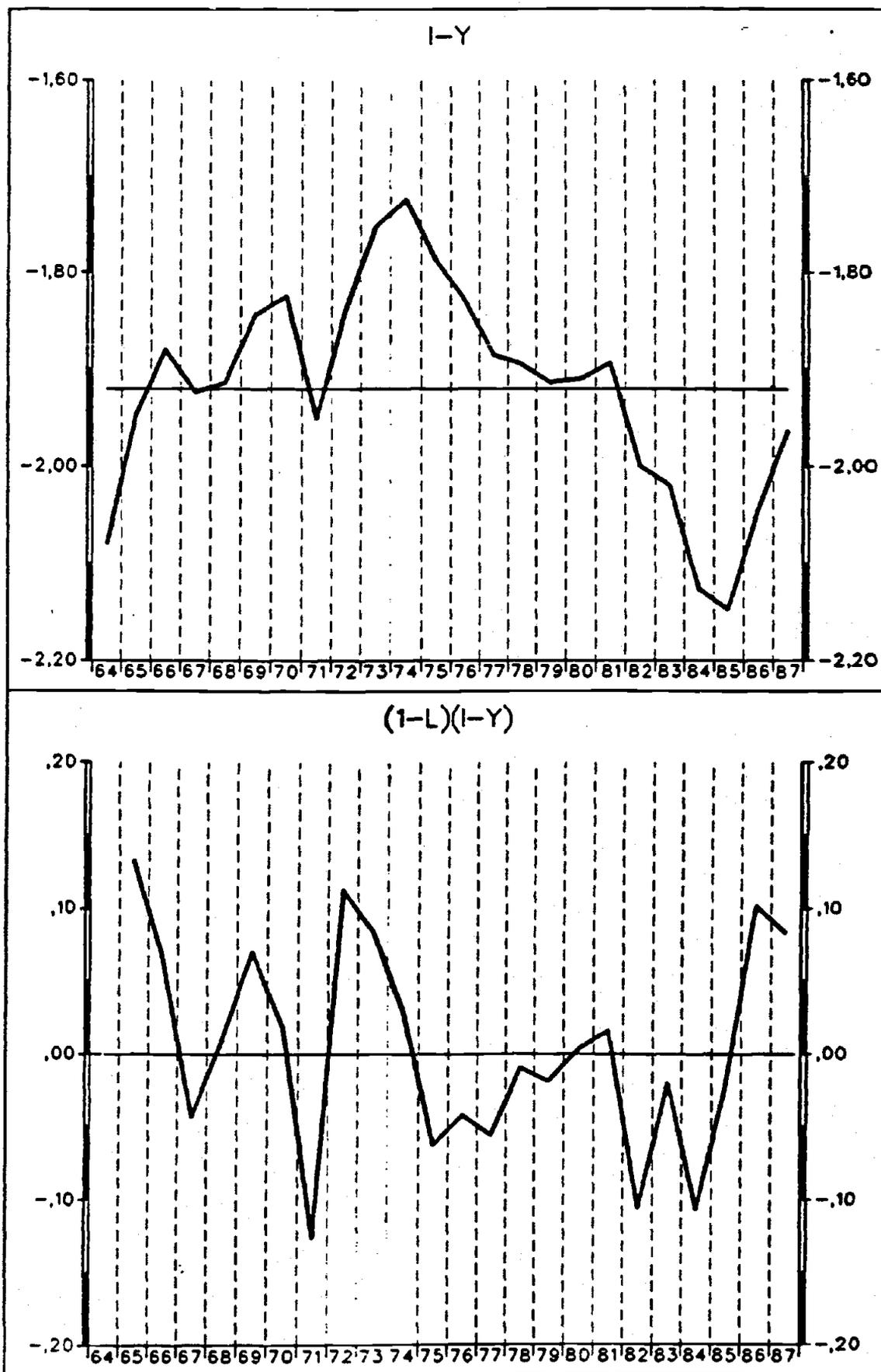


Grafico 3.4

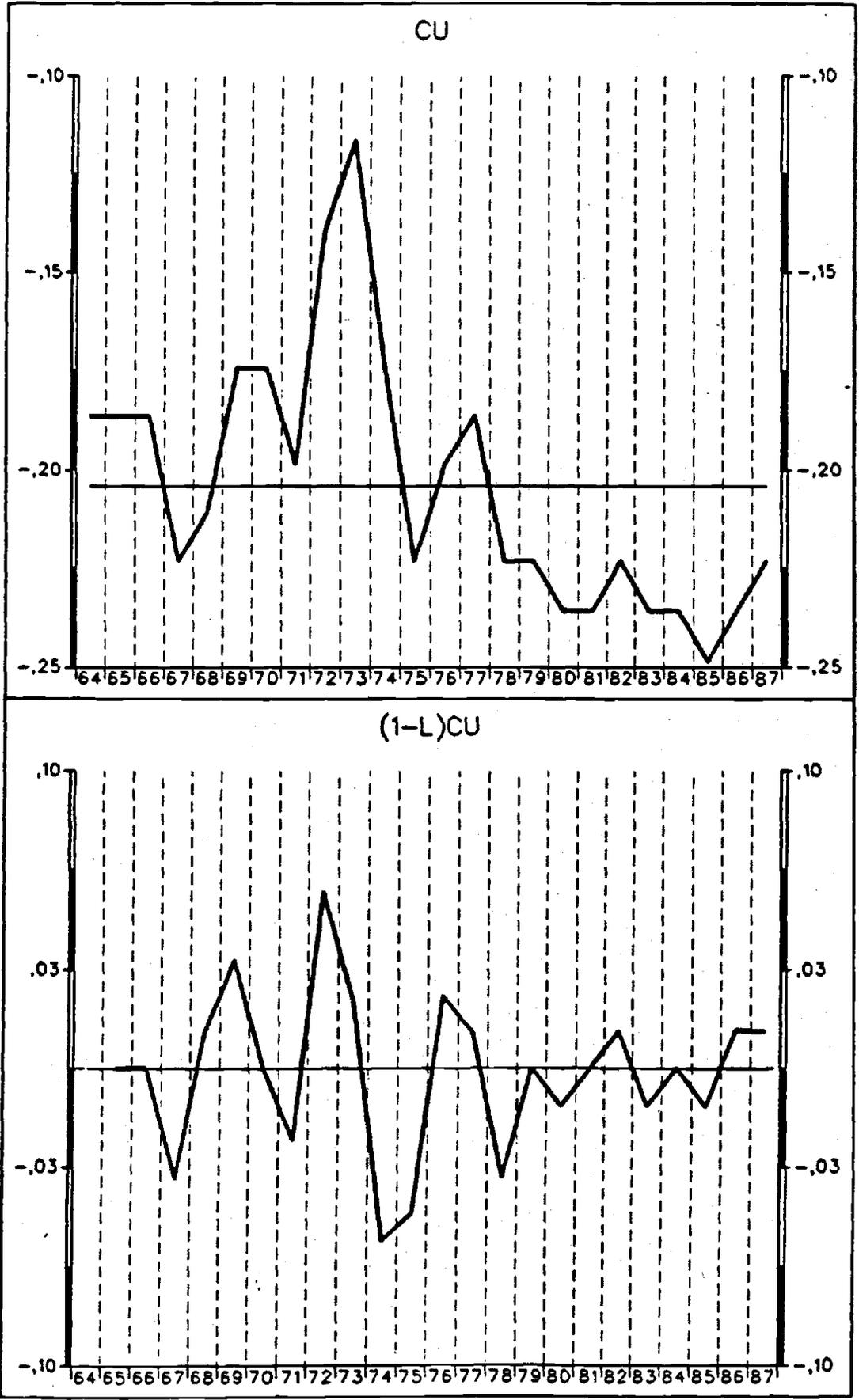


Grafico 3.5

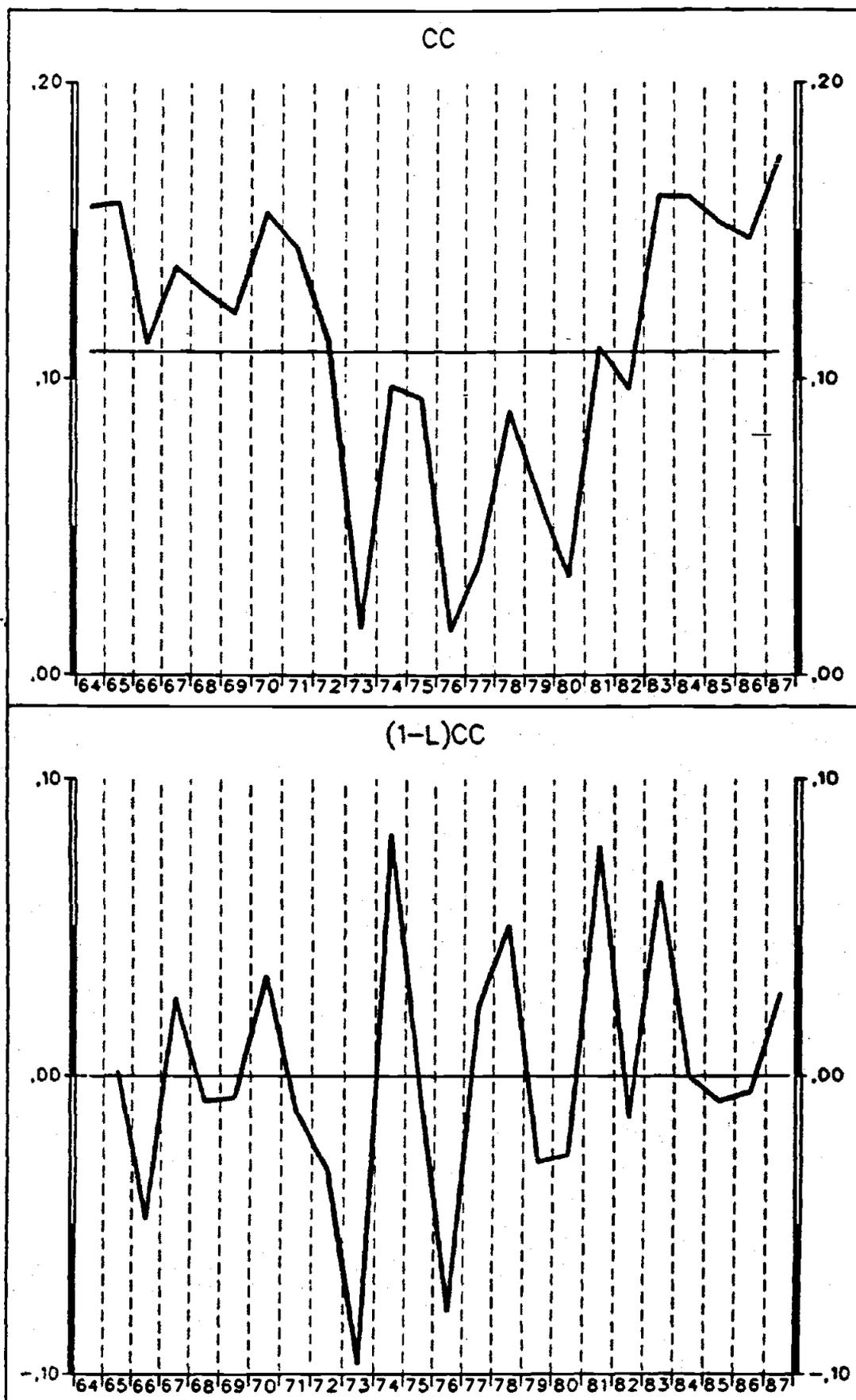


Grafico 3.6

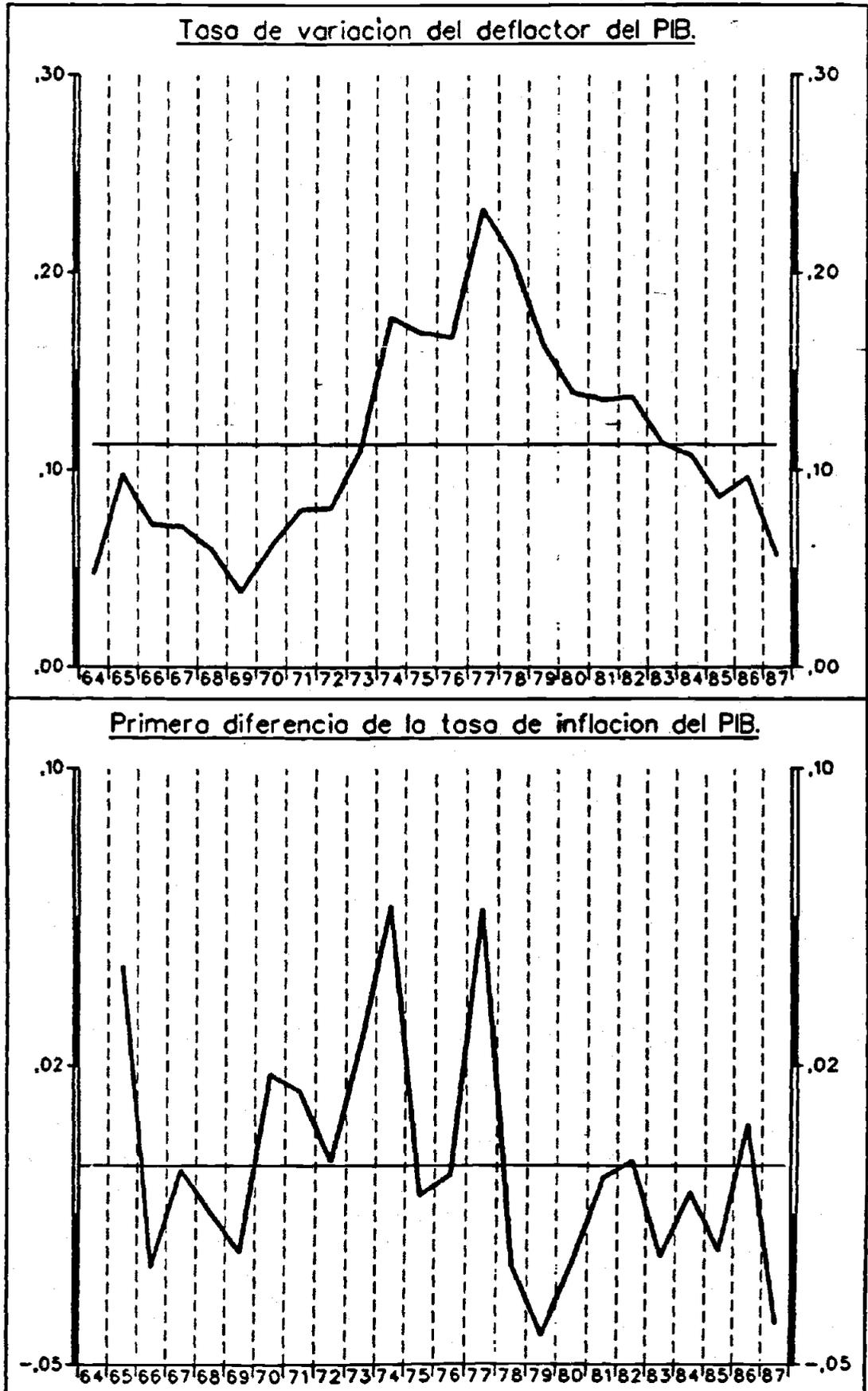
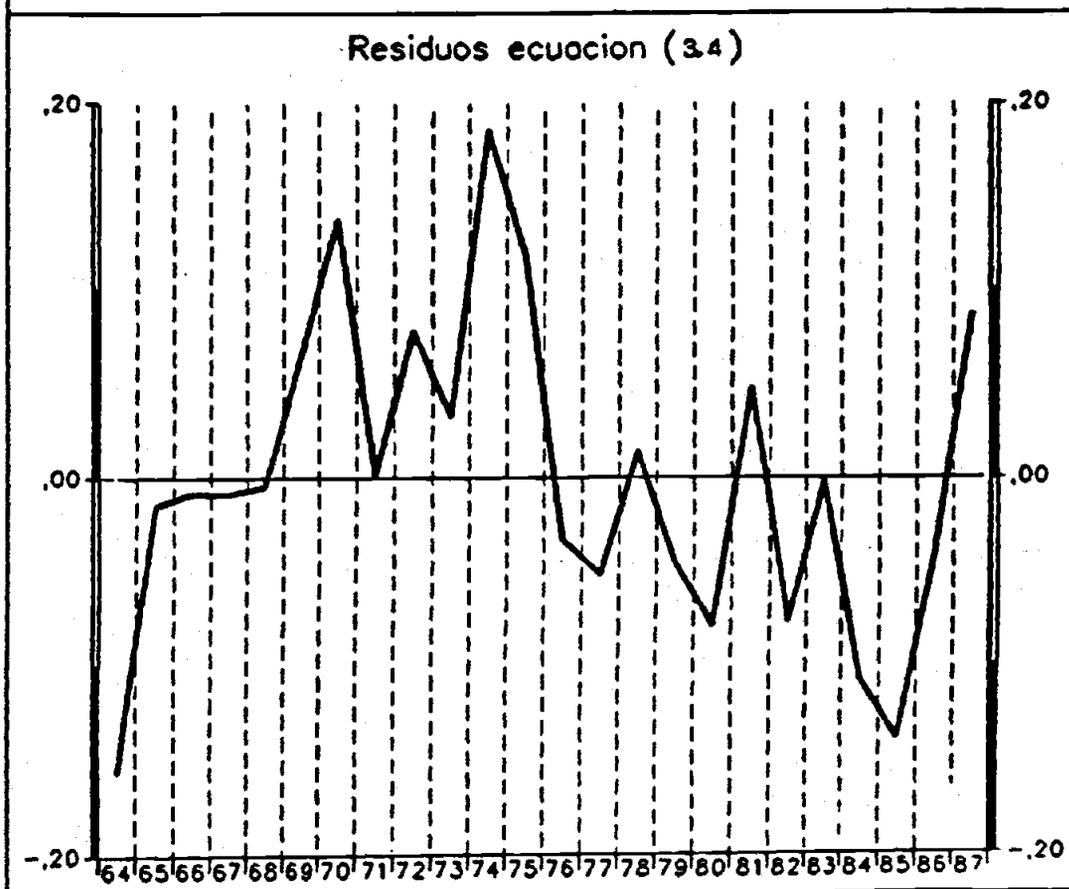
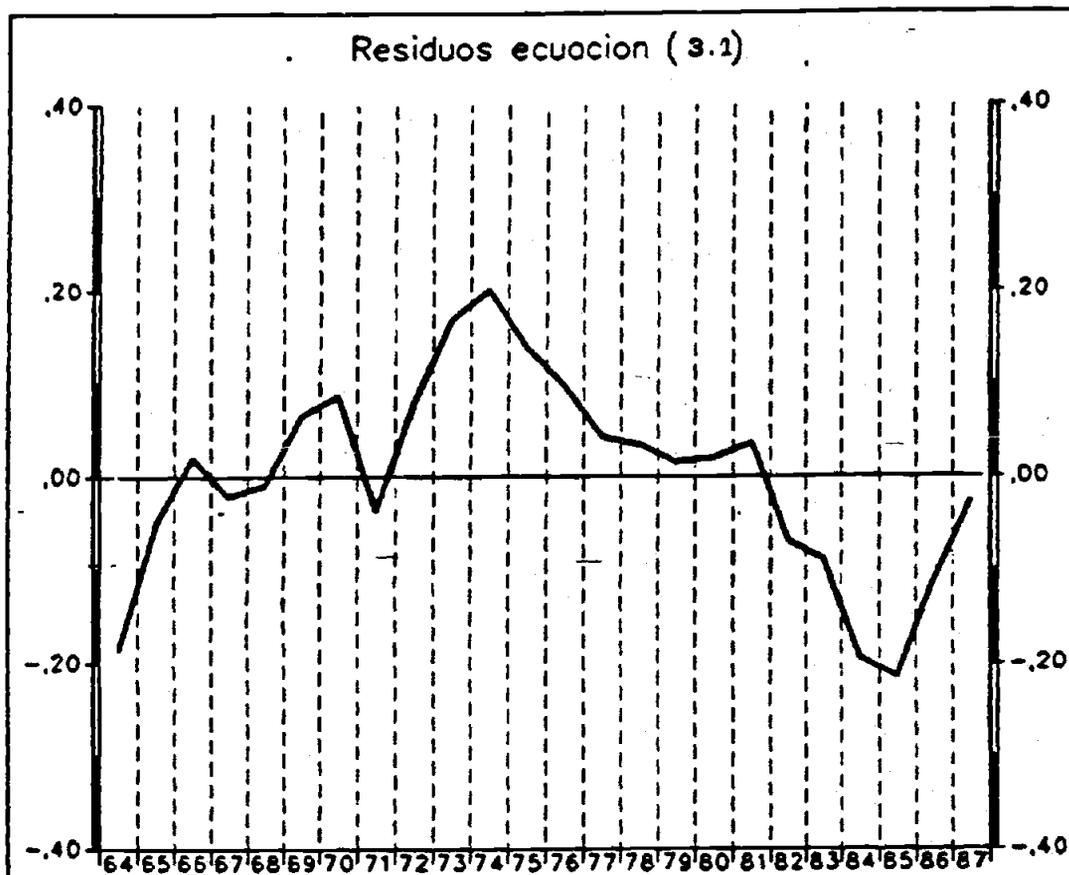


Grafico 3.7
Relacion de largo plazo.



4. RESULTADOS EMPIRICOS

En esta sección se aborda la especificación dinámica de la relación entre la inversión y sus determinantes, sobre la base de las relaciones de largo plazo discutidas en la sección anterior. El teorema de representación de Granger (ver Engle y Granger (1987)) establece un vínculo natural entre la teoría de la cointegración y los modelos de corrección de error de tal modo que, si las variables que integran una determinada relación están cointegradas en varianza, el mecanismo de generación de datos adopta la forma de una ecuación con corrección de error.

Se presentan aquí especificaciones dinámicas correspondientes a las ecuaciones (3.4) y (3.6). Las estimaciones se han realizado, en cada caso, por tres métodos diferentes. En primer lugar se ha estimado la ecuación de corrección de error por mínimos cuadrados, especificándose la dinámica por los métodos habituales. En segundo lugar, debido a la determinación simultánea de algunas variables explicativas, se ha reestimado la ecuación por variables instrumentales, aunque en todos los casos se superan los test de endogeneidad de Hausman. En tercer lugar se ha vuelto a estimar la ecuación por el método en dos etapas propuesto por Engle y Granger (1987). Los resultados de la estimación por este último método son, en general, diferentes a la estimación conjunta por mínimos cuadrados de todos los parámetros de la ecuación. La similitud de resultados en uno y otro caso es un criterio adicional para valorar la robustez de las estimaciones de los parámetros de interés.

En el cuadro 4.1 se recoge la ecuación preferida correspondiente a la relación de largo plazo (3.4). Esta ecuación se obtiene a partir de un modelo más general en el que aparecen $(1-L)\pi_t$, $(1-L)\pi_{t-1}$, $(1-L)y_{t-1}$ y $(1-L)y_{t-2}$ con coeficientes significativos, cuyos valores indican la conveniencia de imponer restricciones que permitan aumentar los grados de libertad de la estimación. El corres-

CUADRO 4.1

Estimación por MCO en 1 etapa. (4.1)

$$(1-L)I_t = \underset{(9.0)}{2.29(1-L)CU_t} - \underset{(5.0)}{0.74(1-L)^2} \pi_t + \underset{(6.9)}{1.85(1-L^2)} Y_{t-1} - \underset{(2.2)}{0.43(1-L)} CC_{t-1} \\ + \underset{(2.8)}{0.25(1-L)} I_{t-1} - \underset{(8.0)}{0.79} [\underset{(4.7)}{I_{t-1}} + \underset{(23.1)}{3.45} - \underset{(6.5)}{1.10} Y_{t-1} + \underset{(6.5)}{1.40} CC_{t-1}] + \hat{e}_t$$

$$e'e = 0.0093 \quad \sigma = 0.0258 \quad R^2 = 0.9174 \quad DW = 2.07 \quad T = 23(1965-87)$$

Estimación por VI. (4.1.VI). (Instrumentos en el Apéndice 2)

$$(1-L)I_t = \underset{(5.4)}{2.33(1-L)CU_t} - \underset{(3.9)}{0.69(1-L)^2} \pi_t + \underset{(6.2)}{1.85(1-L^2)} Y_{t-1} - \underset{(1.8)}{0.39(1-L)} CC_{t-1} \\ + \underset{(2.7)}{0.25(1-L)} I_{t-1} - \underset{(6.9)}{0.77} [\underset{(4.5)}{I_{t-1}} + \underset{(21.3)}{3.57} - \underset{(5.1)}{1.11} Y_{t-1} + \underset{(5.1)}{1.37} CC_{t-1}] + \hat{e}_t$$

$$\hat{\sigma} = 0.0261 \quad DW = 2.16$$

Estimación por MCO en 2 etapas. (4.1.2e)

$$I_t = \underset{(0.4)}{0.40} + \underset{(11.5)}{0.86} Y_t - \underset{(3.9)}{1.61} CC_t + \hat{U}_t$$

$$(1-L)I_t = \underset{(2.3)}{-0.04} + \underset{(6.3)}{1.99(1-L)CU_t} - \underset{(3.3)}{0.73(1-L)^2} \pi_t + \underset{(4.0)}{0.93(1-L^2)} Y_{t-1} \\ - \underset{(2.3)}{0.53(1-L)} CC_{t-1} + \underset{(1.9)}{0.25(1-L)} I_{t-1} - \underset{(4.9)}{0.58} \hat{U}_{t-1} + \hat{e}_t$$

$$\hat{\sigma} = 0.0379 \quad DW = 1.26$$

pondiente contraste F del modelo restringido frente al no restringido se supera ampliamente. La estimación conjunta reproduce esencialmente los parámetros de la relación de cointegración, aunque el coeficiente del output se sitúa ahora por encima de la unidad en todos los casos.

La dinámica de corto plazo se puede agrupar en tres bloques. Destaca, en primer lugar, una fuerte presencia del efecto acelerador a corto plazo, reflejando el hecho de que la inversión responde fundamentalmente a cambios sostenidos en el output, aunque con un retardo medio notable. La inversión responde, sin embargo, rápidamente a cambios en la tasa de utilización de la capacidad productiva.

En segundo lugar la inversión es también muy sensible a los precios relativos medidos por el coste de uso del capital (CC_t). Este resultado es general en todas las ecuaciones estimadas y corrobora la superioridad del modelo putty-clay sobre el acelerador flexible para explicar la formación de capital en España, en línea con los resultados de otros países (Bean (1981)). Así la incidencia del coste de uso del capital se manifiesta no sólo en el largo plazo, sino también a corto plazo. Como en el caso del output, la inversión responde con cierto retraso a variaciones en el coste de uso del capital.

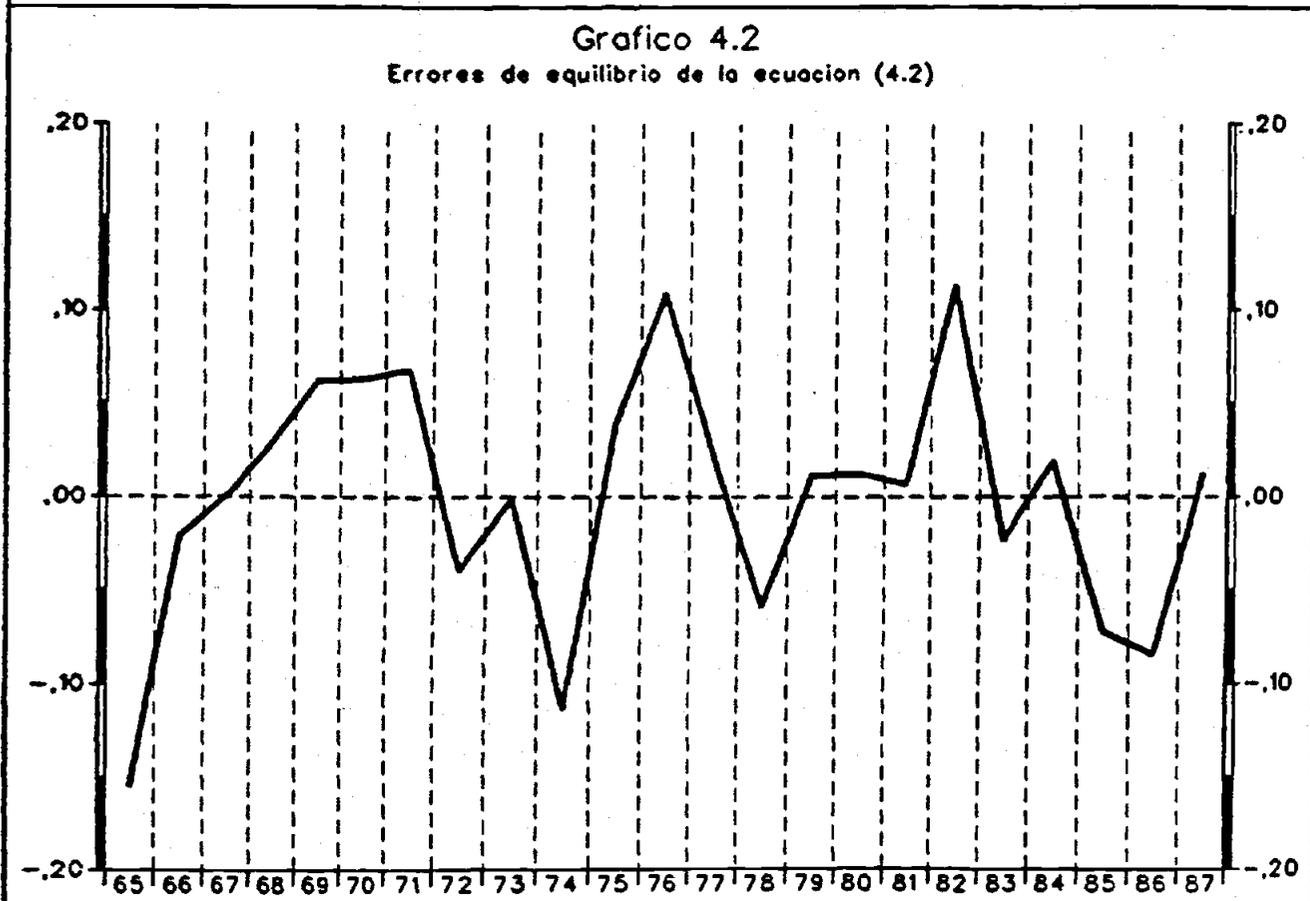
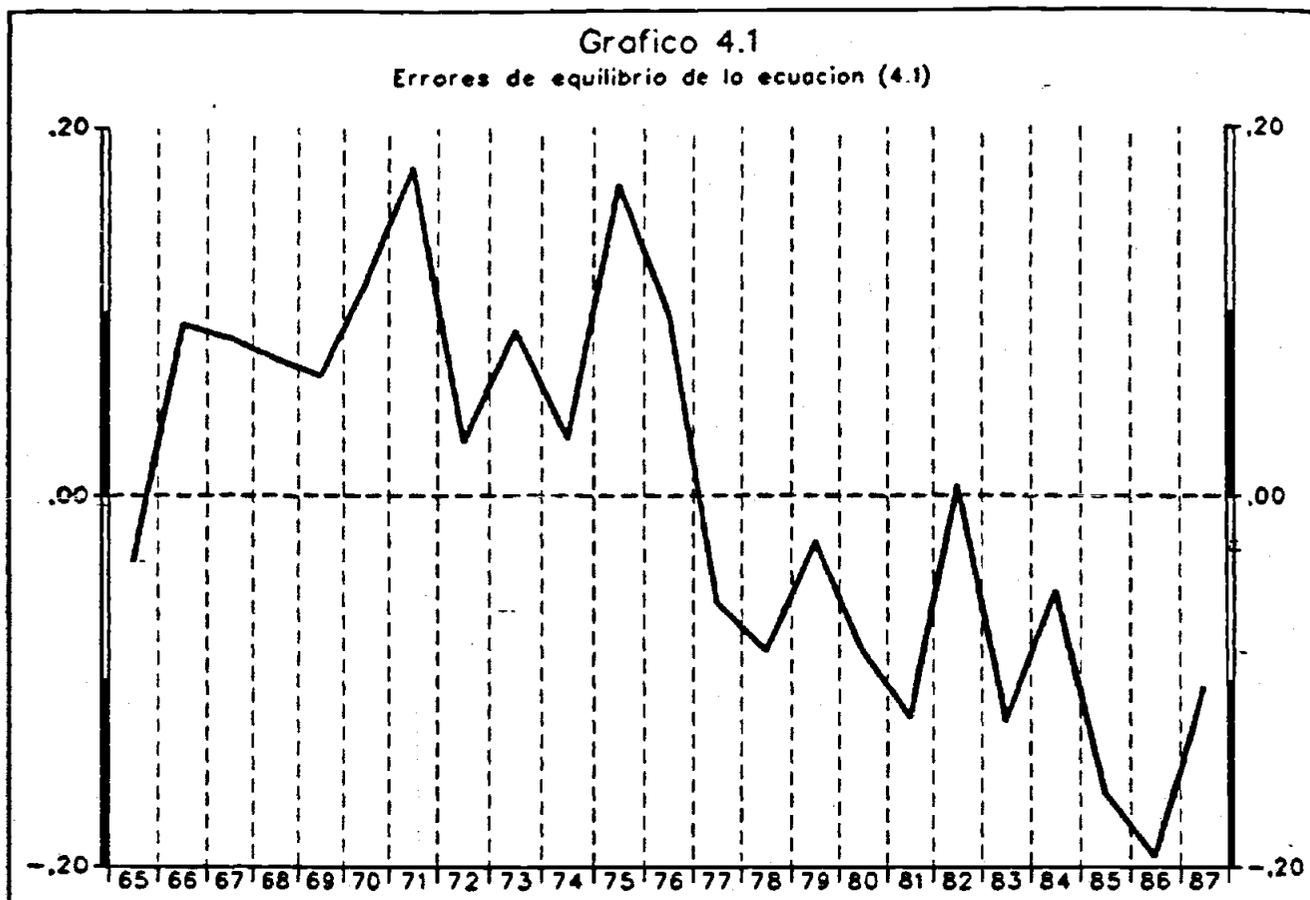
El último componente importante de la dinámica es la inflación medida por la tasa de cambio del deflactor del PIB. Este término tiene un fuerte efecto negativo sobre la tasa de crecimiento de la inversión y podría ser interpretado como el efecto conjunto de no neutralidades fiscales y problemas financieros asociados a la inflación, así como el aumento general de la incertidumbre que ésta implica.

El comportamiento estadístico de la ecuación es muy notable ya que supera fácilmente una amplia batería de contrastes de especificación que se recogen en el Apéndice 2. La estabilidad y la capaci-

dad predictiva constituyen con frecuencia un difícil obstáculo en la estimación de funciones de inversión. Así Mauleón (1986) detecta problemas de cambio estructural en los últimos años del período muestral 1965-1985 en una ecuación en la que la inversión viene influida, fundamentalmente, por los excedentes empresariales. La ecuación (4.1) recoge muy aceptablemente el comportamiento de la inversión en estos últimos años. La estabilidad intramuestral es muy notable tal como refleja el bajo valor del test de Chow, y la capacidad predictiva posmuestral es suficiente para no rechazar la hipótesis nula de invarianza estructural (véase el Apéndice 2). Además la ecuación acepta fácilmente la restricción unitaria de la elasticidad con respecto al PIB a largo plazo.

Cabe preguntarse, sin embargo, en qué medida la ecuación (4.1) aclara las dudas que, sobre la cointegración del término de largo plazo, se expusieron en la Sección 3. La comparación entre las estimaciones por mínimos cuadrados en una y dos etapas revela estimaciones puntuales bastante diferentes entre ambos métodos y el error estándar de la estimación aumenta en casi un 70% al pasar del primero al segundo. En el Gráfico 4.1 están representados los errores con respecto a la posición de equilibrio cometidos período a período. Como puede observarse, presentan una sistematicidad muy poco deseable, positivos en la primera parte de la muestra y negativos en la segunda, con medias aparentemente distintas. Ello lleva a explorar dinámicas basadas en la relación de largo plazo (3.6).

Se ha reformulado la incidencia de la utilización de la capacidad productiva en el largo plazo introduciendo un promedio de la observación corriente y la retardada. A pesar de la importancia de esta variable para lograr unos residuos estacionarios, la estimación no lineal no producía siempre un estadístico significativo; la inclusión de un retardo adicional mostró que este era significativo y aumentaba la significación conjunta de la variable considerada. Si bien la tasa de utilización de la capacidad juega un papel importante en el largo plazo, eliminando las dos medidas de los residuos y dando



CUADRO 4.2Estimación por MCO en 1 etapa. (4.2)

$$\begin{aligned}
 (1-L)I_t = & 2.53(1-L)CU_t - 1.21(1-L)\pi_t + 1.06(1-L)Y_{t-2} - 0.83(1-L)CC_{t-1} \\
 & (8.3) \quad (4.3) \quad (2.0) \quad (3.0) \\
 & - 0.35(1-L)CC_{t-2} + 0.30(1-L)I_{t-1} - 0.78[(I-Y)_{t-1} + 1.31 \\
 & (1.6) \quad (2.8) \quad (6.4) \quad (9.1) \\
 & + 0.95CC_{t-1} - 1.28(CU_{t-1} + CU_{t-2})] + \hat{e}_t \\
 & (3.0) \quad (3.9)
 \end{aligned}$$

$$e'e = 0.0111 \quad \hat{\sigma} = 0.0292 \quad \bar{R}^2 = 0.8941 \quad DW = 1.99 \quad T = 23(1965-87)$$

Estimación por VI. (4.2.VI). (Instrumentos en el Apéndice 2)

$$\begin{aligned}
 (1-L)I_t = & 2.68(1-L)CU_t - 1.28(1-L)\pi_t + 1.19(1-L)Y_{t-2} - 0.83(1-L)CC_{t-1} \\
 & (4.6) \quad (2.7) \quad (2.0) \quad (2.5) \\
 & - 0.37(1-L)CC_{t-2} + 0.30(1-L)I_{t-1} - 0.82[(I-Y)_{t-1} + 1.32 \\
 & (1.5) \quad (2.7) \quad (5.7) \quad (8.5) \\
 & + 1.07CC_{t-1} - 1.23(CU_{t-1} + CU_{t-2})] + \hat{e}_t \\
 & (3.1) \quad (3.5)
 \end{aligned}$$

$$\hat{\sigma} = 0.0297 \quad DW = 1.89$$

Estimación por MCO en 2 etapas. (4.2.2e)

$$(I-Y)_t = -1.37 - 1.01CC_t + 1.09(CU_t + CU_{t-1}) + \hat{u}_t$$

(13.9) (3.3) (4.4)

$$(1-L)I_t = -0.02 + 2.48(1-L)CU_t - 1.19(1-L)\pi_t + 1.31(1-L)Y_{t-2}$$

(1.8) (10.0) (4.5) (4.7)

$$- 0.83(1-L)CC_{t-1} - 0.36(1-L)CC_{t-2} + 0.30(1-L)I_{t-1} - 0.79U_{t-1} + \hat{e}_t$$

(4.3) (2.0) (3.3) (7.8)

$$\hat{\sigma} = 0.0275 \quad DW = 1.94$$

lugar a unos residuos $I(0)$, cuya evolución está dominada por el ciclo (aunque integrable de orden uno) por lo que es más sensible a especificaciones dinámicas alternativas que las demás variables de la relación. Parece lógico, por otra parte, esperar una mayor respuesta a largo plazo de la inversión a variaciones en la presión de la demanda, que no son plenamente captadas por la evolución puntual de la utilización de la capacidad, y sí parecen serlo por una medida más suavizada de la misma. Dado que existe una combinación lineal de $I-Y$, CC y CU que es de co-integración, también existirá con CU retardada un período y con combinaciones lineales de distintos retardos de la misma, por lo que la introducción del promedio mencionado no altera los resultados obtenidos en la Sección 3.

La ecuación (4.2) parece la más adecuada para captar tanto el proceso generador de datos como la relación de largo plazo. Esta ecuación presenta una dinámica muy similar a la discutida anteriormente, por lo que no entramos en un análisis detallado de la misma. Es, sin embargo, notable la robustez de la estructura de corto plazo a la que se llega partiendo de distintos modelos generales. Esta especificación supera con claridad todos los contrastes de especificación. La estabilidad y capacidad predictiva es muy notable, prediciendo extramuestralmente la inflexión de la inversión en el período 1985-1987 (Ver apéndice 2).

Una característica especialmente atractiva de esta ecuación es la similitud de los resultados obtenidos utilizando procedimientos de estimación alternativos. Los valores de los coeficientes de largo plazo de la estimación conjunta difieren en menos de un cinco por ciento de los parámetros correspondientes de la relación de co-integración. Es así mismo, notable la similitud de los coeficientes de corto plazo en ambas estimaciones, y la del parámetro de corrección de error. La estimación por dos etapas mejora marginalmente el error standard de la ecuación y mantiene la estructura de residuos sin signos de correlación serial. Además en el Gráfico 4.2

puede observarse que los errores de equilibrio ya no tienen las características indeseables de los de la ecuación (4.1).

En el Cuadro (4.3) se recoge el análisis de la dinámica de la ecuación (4.2). La respuesta de la inversión a cambios en el output se detecta con un período de retraso, tardando dos periodos el multiplicador de impacto en alcanzar su valor máximo. A partir del segundo período el multiplicador acumulado converge hacia su valor unitario de largo plazo. Por lo que respecta a variaciones en el grado de utilización de la capacidad productiva, el multiplicador de impacto corriente es muy elevado, siendo prácticamente nulos los de periodos sucesivos. Se aprecia, por tanto, una cierta complementariedad en la incidencia a corto plazo de las dos componentes del acelerador. El coste de uso del capital tiene un multiplicador de impacto corriente nulo, obteniéndose el mayor efecto al cabo de un período. El impacto de la inflación se detecta inmediatamente, alcanzando su efecto total al cabo de dos periodos.

El cuadro (4.3) recoge también el análisis de estabilidad de la ecuación (4.2). Como cabía esperar, dado el valor del parámetro de corrección de error y el coeficiente del retardo de $(1-L)I_t$, la solución es estable. La presencia de dos raíces complejas conjugadas de argumento inferior a la unidad en el polinomio de retardo de I_t , indica que la inversión sigue una evolución oscilatoria convergente en torno a la solución de equilibrio del modelo. El ciclo se completa en un período de 5.8 años. Esta duración parece a priori algo elevada aunque es consistente con la estructura de multiplicador de impacto presentado en el Cuadro.

En definitiva, la ecuación (4.2) preferida se ha seleccionado en base a diversos criterios todos los cuales satisface plenamente. La especificación dinámica capta adecuadamente el proceso generador de datos al no detectarse signos de mala especificación, mientras que la relación de largo plazo parece ser una relación de equilibrio tal y como muestran los contrastes de co-integración

CUADRO 4.3Ecuación (4.2) en niveles

$$(1-0.52L + 0.30L^2) I_t = -1.02 + (0.78 + 1.06L - 1.06L^2) Y_{t-1} \\ + (2.53 - 1.53L + 1.00L^2) CU_t + (-1.57 + 0.48L + 0.35L^2) CC_t + \\ + (-1.21 + 1.21L) \pi_t + \hat{e}_t$$

Condición de estabilidad

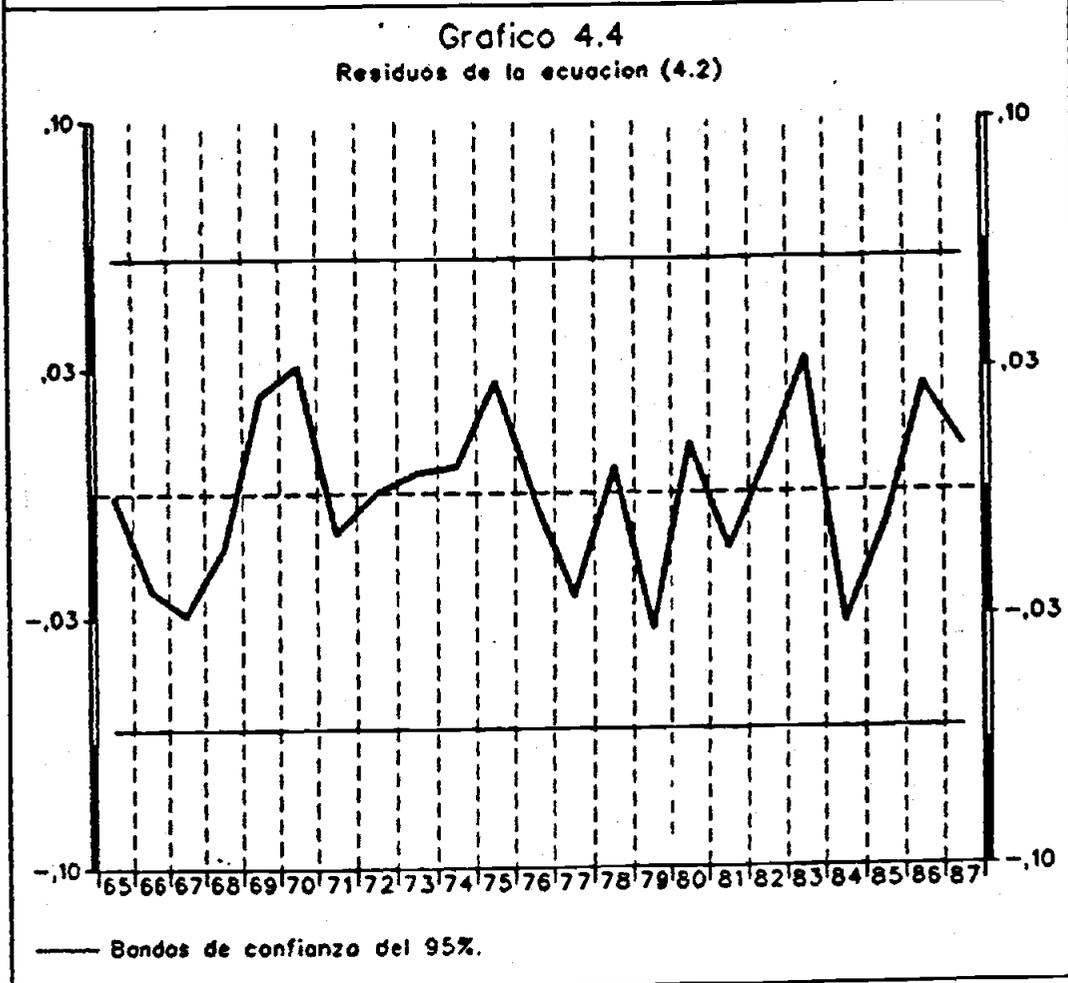
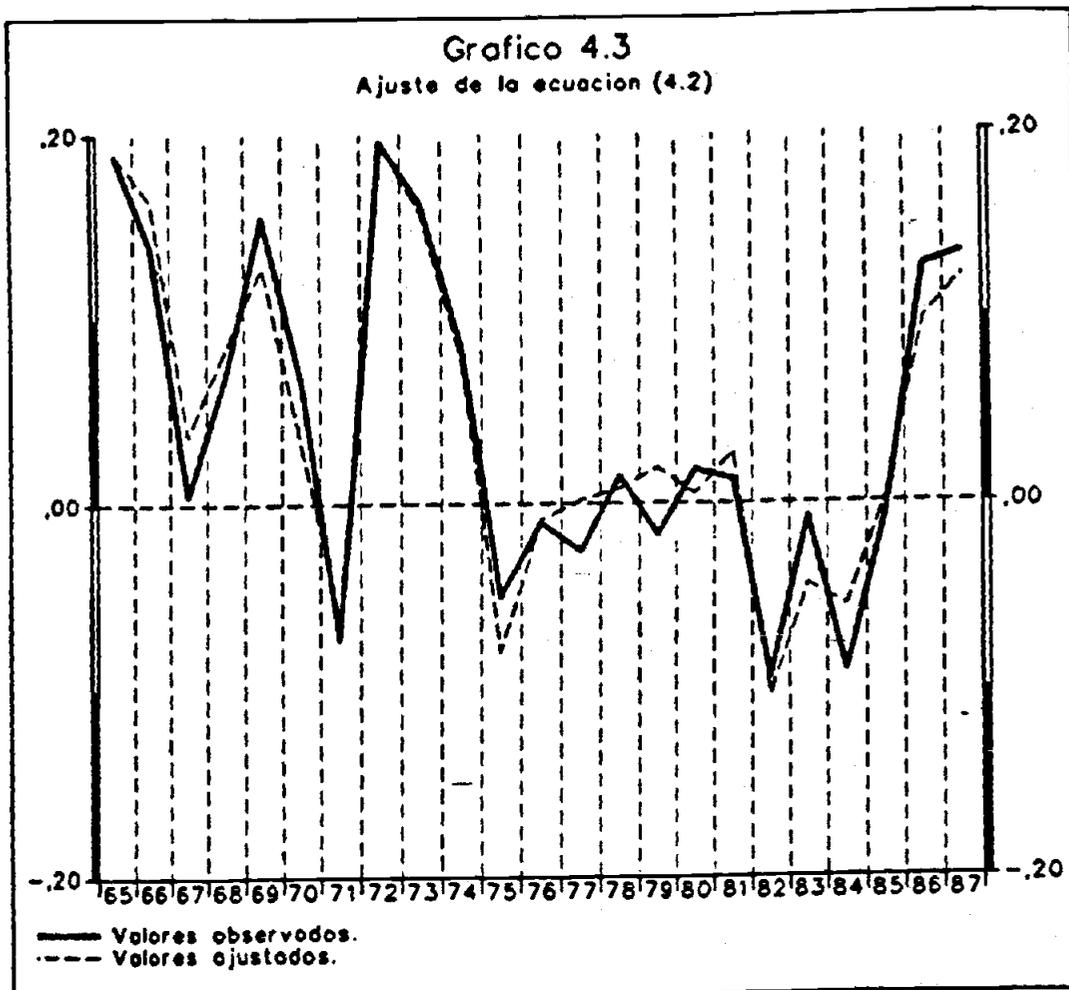
$$x^2 - 0.52x + 0.30 = 0; \quad x = 0.26 \pm 0.48i \quad r = 0.546 \\ \text{periodo} = 5.85 \text{ años}$$

Multiplicadores de impacto

Multiplicadores				
Acumulados	Y	CU	CC	π
Ω_{i0}	0	2.53	0	-1.21
Ω_{i1}	0.78	2.32	-1.57	-0.63
Ω_{i2}	2.25	2.45	-1.91	0.04
Ω_{i3}	1.71	2.58	-1.26	0.21
Ω_{i4}	1.00	2.61	-0.82	0.10
Ω_{i5}	0.78	2.58	-0.79	-0.01
$\Omega_{i\infty}$	1.00	1.28*	-0.95	0

* Se refiere a la variable $RCU_t = CU_t + CU_{t-1}$

correspondientes, así como los resultados obtenidos comparando el método bietápico con la estimación conjunta no lineal. El ajuste obtenido con el modelo (Gráfico 4.3) es bastante razonable y no se detectan valores atípicos en los residuos (Gráfico 4.4). La compatibilidad con el modelo teórico así como la, más que aceptable, capacidad predictiva son otras dos características positivas de la ecuación seleccionada.



5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha propuesto una función agregada de inversión en capital productivo privado para la economía española. Dicha función se ha derivado de un modelo teórico bastante general en el que tienen cabida, como casos particulares, los modelos de acelerador flexible puro y los modelos de precios relativos derivados de tecnologías putty-clay, lo que permite comparar los méritos relativos de estos tipos de modelos. No se ha considerado en este trabajo la inclusión de medidas de la rentabilidad entre los determinantes de la inversión, que es una vía alternativa compleja a nivel agregado y que se piensa abordar en el futuro.

Los resultados empíricos indican que los modelos de acelerador flexible puro son insuficientes para explicar la evolución de la inversión en España en las dos últimas décadas. Tanto a corto como a largo plazo, el coste de uso del capital relativo al deflactor del PIB tiene un fuerte efecto sobre la inversión, aunque ésta reacciona con retardo a variaciones en dicho coste. El efecto multiplicador puede descomponerse en variaciones de la inversión como respuesta a cambios en el grado de utilización de la capacidad productiva instalada y en variaciones de la inversión como respuesta a cambios en la demanda agregada. A corto plazo la respuesta al primer efecto es rápida y mayor que la respuesta al segundo, siendo esta última retardada. No hay evidencia en contra de que, a largo plazo, ambos efectos sean de la misma magnitud.

Las ecuaciones seleccionadas superan una amplia batería de contrastes de especificación y tienen buenas propiedades de estabilidad y de capacidad predictiva.

Se ha encontrado un fuerte efecto negativo a corto plazo de las variaciones de la tasa de inflación. Este resultado parece apoyar la idea de que los contextos de estabilidad de precios y de minimiza-

ción de la incertidumbre son los más adecuados para estimular la inversión privada. Hay que tener presente, además, que el efecto de la inflación está recogiendo, en este modelo, efectos fiscales que no han podido ser incorporados a la variable agregada de coste de uso del capital.

En consonancia con lo anterior podría considerarse que las políticas orientadas a conseguir la estabilidad de los precios son, en principio, favorables a la inversión. Esta consideración debería matizarse teniendo en cuenta el posible trade-off entre la inflación y la presión cíclica de la demanda. Ambas variables influyen en sentido inverso sobre la inversión y, por ejemplo, los efectos positivos de una reducción de la tasa de inflación conseguida a partir de políticas restrictivas de la demanda, podrían verse neutralizados por los efectos negativos de la disminución de ésta.

En el coste de uso del capital están incluidos tanto el tipo de interés nominal como la inflación esperada. Como ya se ha mencionado, no se han incorporado efectos fiscales en la construcción de esta variable, por estar ampliamente inexplorada la vía para llegar a una serie histórica agregada de los mismos. Tampoco parece haber base empírica suficiente para precisar cuál es la respuesta de los tipos de interés nominales a la inflación esperada por lo que no es posible aventurar cuál es el efecto final de esta última variable sobre el coste de uso del capital y, por tanto, sobre la inversión. Con unos tipos de interés nominales totalmente insensibles a las previsiones de inflación, el efecto sobre el coste sería negativo, pero es difícil suponer que esta sea una hipótesis plausible.

Si hay una relación directa entre la política monetaria y los tipos de interés. Una política monetaria restrictiva para controlar los precios puede tener unos efectos inducidos positivos sobre la inversión a través del efecto inflación, pero también inducirá efectos negativos a través de los incrementos de costes que supongan los aumentos de los tipos de interés. El signo del efecto conjunto depen-

derá de magnitud de la variación relativa de la inflación y de los tipos de interés.

La magnitud del efecto acelerador tanto a corto como a largo plazo indica que la inversión es muy sensible a la situación general de la economía. De hecho sobrerreacciona frente a la presión de la demanda o frente a cambios sostenidos en ésta. El proceso inversor forma parte de la demanda agregada y, en este sentido, contribuye a estimular la inversión. Pero, simultáneamente, la inversión incrementa la oferta y hace que se reduzca la presión de la demanda. Políticas de sostenimiento de la demanda favorecerán a la inversión siempre y cuando no generen aumentos en los precios que, a través del efecto inflación, contrarrestan los efectos positivos del acelerador.

APENDICE 1CO-INTEGRACION EN VARIANZA Y TENDENCIAS COMUNES

Supongamos que x_t satisface el teorema de representación de Wold,

$$(1-L)(x_t - \mu_t) = c(L)\epsilon_t \quad (\text{A.1})$$

donde $c(L) \equiv 1 + \sum_{i=1}^{\infty} c_i L^i$ es un polinomio en el operador de retardos L .

La perturbación aleatoria ϵ_t es ruido blanco con media cero y varian-za constante. μ_t es la media de x_t y por último supondremos que $\det c(z) \neq 0$ tiene todas las raíces fuera del círculo de la unidad.

La formulación (A.1) es suficientemente general como para representar a la mayoría de las variables macroeconómicas.

Rescribiendo (A.1) y suponiendo que $x_0 = \epsilon_0 = 0$,

$$x_t = (1-L)\mu_t + c(L) \sum_{j=0}^{t-1} \epsilon_{t-j}$$

Descomponiendo $c(L) = c(1) + (1-L)c^*(L)$

$$x_t = (1-L)\mu_t + c(1) \sum_{j=0}^{t-1} \epsilon_{t-j} + c^*(L)\epsilon_{t-j} \quad (\text{A.2})$$

Las variables macroeconómicas como las analizadas en este trabajo tienen la propiedad de seguir una senda de expansión caracterizada por tener períodos de oscilación lenta y períodos de crecimiento. Escribano (1987,1) distingue entre los componentes que generan crecimiento en la media, de aquellos que generan crecimiento en la varianza de x_t .

Casos posibles de crecimiento tendencial en media podrían darse si $(1-L)\mu_t = \beta$, en cuyo caso $\mu_t = \alpha + \beta t$. Otros posibles modelos para representar la media tendencial son $\mu_t = \alpha + \beta t^2$ y $\mu_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^*$. Para una definición general de tendencia temporal vease Escribano (1987,1).

El segundo componente de la derecha de la ecuación (A.2) genera un tipo de tendencia temporal en la varianza y por tanto los dos primeros momentos de x_t tienen tendencias temporales.

Invirtiendo la ecuación (A.1) obtenemos la representación autorregresiva siguiente,

$$a(L)(1-L)(x_t - \mu_t) = \epsilon_t \quad (\text{A.3})$$

$$\text{donde } a(L) = \frac{1}{c(L)} = 1 + \sum_{j=1}^{\infty} a_j L^j$$

Como $a(L)$ es convergente $(1-L)(x_t - \mu_t)$ no tiene tendencia ni en media ni en varianza, y por eso diremos que x_t es integrable de orden uno en varianza $I(1)$, ya que diferenciando una sola vez se eliminan los componentes de crecimiento de la serie. Vease Escribano (1987,1) para un análisis más detallado del concepto de integración.

Dickey y Fuller proponen un test sobre el orden de integrabilidad de la serie (véase Fuller (1976)). El test consiste en contrastar en el siguiente modelo,

$$a(L)(1-L)x_t = \mu_0 + \mu_t + (\delta-1)x_{t-1} + \epsilon_t \quad (\text{A.4})$$

$$H_0 : (\delta-1) = 0 \text{ frente a la } H_1 : (\delta-1) < 0$$

Si la hipótesis nula, H_0 , es cierta x_t es $I(1)$ en varianza y si la alternativa, H_1 , es la correcta x_t es $I(0)$ en varianza.

Test sobre órdenes de integrabilidad superiores se pueden realizar en el siguiente modelo,

$$a^*(L)(1-L)^d x_t = \mu_1 + \mu_t^* + (\delta-1)(1-L)^{d-1} x_{t-1} + \epsilon_t \quad (A.5)$$

En la parte empírica se contrasta la integrabilidad hasta de orden dos ($d=2$) (veáse cuadro 3.1.).

Una vez que tengamos identificados los órdenes de integrabilidad podemos pasar a analizar si de hecho las variables crecen conjuntamente. En caso afirmativo diremos que hay una relación de largo plazo entre ellas.

Para que las variables se muevan conjuntamente se tienen que dar dos condiciones. En primer lugar, las tendencias temporales en la media deben evolucionar de manera paralela (tendencias comunes en media) y en segundo lugar las tendencias en la varianza deben ser equivalentes (tendencias comunes en varianza).

Siguiendo a Escribano (1987,1) diremos que los componentes de un vector X_t tienen tendencias comunes en el i -ésimo momento si:

- i) Todos los componentes tienen tendencias temporales del mismo orden en el i -ésimo momento.
- ii) Existe una combinación lineal de las mismas que no tiene tendencia en el i -ésimo momento o tiene una tendencia de orden menor que los componentes individuales de X_t .

Cuando las variables no sólo tienen tendencias temporales sino que también son procesos integrables y se mueven conjuntamente, diremos que están co-integradas, vease Granger (1981).

Siguiendo a Escribano (1987,1) diremos que los componentes de un vector X_t están co-integrados en varianza con orden (d,b) si:

- i) Todos los componentes son integrables de orden d en varianza $I(d)$, donde $d > 0$.
- ii) Existe una combinación lineal de los mismos $u_t \equiv \alpha'(X_t - \mu_t)$ que es integrable de orden $d-b$ en varianza, $I(d-b)$, $b > 0$.

Los test de co-integración siguen la misma filosofía que los test de integrabilidad, la única diferencia es que se aplican a la variable u_t en vez de a los componentes de X_t .

El teorema de representación de Granger, (véase Engle-Granger (1987)), nos garantiza que si las variables están co-integradas en varianza existe un mecanismo de corrección de error y viceversa.

La especificación general de la ecuación de inversión como un modelo de corrección de error es la siguiente,

$$(1-L)I_t = c + \sum_j \sum_k \beta_{jk}(1-L)x_{j,t-k} - \delta u_{t-1} + \epsilon_t \quad (A.6)$$

donde u_t es el error de la relación de largo plazo definido por $u_t = I_t - \sum_j \alpha_j x_{jt}$. Véase Escrivano (1987,2) para el desarrollo de los modelos de corrección de error uniecuacionales con regresores contemporáneos.

APENDICE 2CONTRASTES DE VALIDACION Y ESPECIFICACION

En este apéndice se presentan distintos contrastes de validación de las ecuaciones de la sección 4. Puesto que algunas de ellas son formas restringidas de otras, sólo se presentan los resultados de las contrastes para una de las versiones de cada ecuación, aunque el resto los superan igualmente.

La presencia de correlación serial se contrasta mediante el test de Lagrange, corrigiendo por grados de libertad. La estabilidad se contrasta por el test de Chow, eliminando período a período distintas observaciones de la muestra. Por lo que respecta a la heterocedasticidad se obtienen los contrastes Arch de Engle y heterocedasticity fit. La normalidad de los residuos se contrasta con el test de Bera y Jarque. El test de predicción extramuestral se presenta para los períodos 1985-87 y 1986-87, obteniendo las predicciones dinámicas a partir de las ecuaciones estimadas hasta 1984 y 1985 respectivamente. La endogeneidad de CU, CC y π se evalúa mediante el test de Hausman. En cuanto a la existencia de variables omitidas, se presenta el test de Wald.

ANALISIS DE RESIDUOS.

<u>Estadístico de Box-Pierce-Ljung</u>	<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Ec.(4.2)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>
Q(4)	3.36	2.56	7.81
Q(8)	7.97	5.00	14.07
Q(12)	11.50	8.75	19.68

CORRELACION SERIAL.

<u>Test de Lagrange</u>	<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Ec.(4.2)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>
LM(1)	0.40	0.004	3.84
LM(2)	0.91	0.85	3.84
LM(3)	0.82	1.46	3.84
LM(4)	0.91	2.44	3.84

HETEROCEDASTICIDAD.

<u>TEST</u>	<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Ec.(4.2)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>
Arch	0.08	0.97	3.84
Heterocedasticity fit	1.33	1.32	2.08

ESTABILIDAD

<u>Periodo muestral</u>	<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>	<u>Ec.(4.2)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>
1965-86	0.20	4.67	0.27	4.75
1965-85	0.53	3.89	1.03	3.98
1965-84	0.96	3.59	0.63	3.71
1965-83	1.75	3.48	0.82	3.63
1965-82	1.37	3.48	1.47	3.69
1965-81	1.02	3.58	1.13	3.87
1965-80	0.80	3.79	0.83	4.21
1966-87	0.41	4.67	0.005	4.75
1967-87	0.25	3.89	0.58	3.98
1968-87	0.17	3.59	1.41	3.71
1969-87	0.12	3.48	1.24	3.63
1970-87	0.09	3.48	0.93	3.69
1971-87	0.07	3.58	0.92	3.87

NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS.

<u>Test</u>	<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Ec.(4.2)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>
Bera-Jarque	1.07	0.80	5.99

ENDOGENEIDAD DE CU.

<u>Test</u>	<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Ec.(4.2)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>
Hausman	0.07	0.17	2.16

ENDOGENEIDAD DE π .

<u>Test</u>	<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Ec.(4.2)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>
Hausman	0.51	0.54	2.16

ENDOGENEIDAD DE CC.

<u>Test</u>	<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Ec.(4.2)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>
Hausman	0.32	0.34	2.16

EXOGENEIDAD DE LOS INSTRUMENTOS.

<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>	<u>Instrumentos usados</u>
3.69	11.07	$(1-L)CU_{t-1}$, $(1-L)CU_{t-2}$, $(1-L)^2\pi_{t-1}$, $(1-L)^2\pi_{t-2}$, $(1-L)CC^*_{t-1}$, $(1-L)CC_{t-2}$, CC^*_{t-1} y CC_{t-2} .

<u>Ec.(4.6)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>	<u>Instrumentos usados</u>
3.58	12.59	$(1-L)CU_{t-1}$, $(1-L)CU_{t-2}$, $(1-L)\pi_{t-1}$, $(1-L)\pi_{t-2}$, $(1-L)CC^*_{t-1}$, $(1-L)CC^*_{t-2}$, $(1-L)CC_{t-2}$, CC^*_{t-1} y CC_{t-2} .

VARIABLES OMITIDAS.

Test de Wald (Valor crítico al 5% 2.15)

<u>Variables</u>	<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Ec.(4.2)</u>
CU_{t-1}	0.41	-
$CU_{t-1} + CU_{t-2}$	0.37	-
π_{t-1}	0.54	1.14
$(1-L)CU_{t-1}$	0.84	1.08
$(1-L)CU_{t-2}$	0.21	0.03
$(1-L)CU_{t-3}$	1.96	0.30
$(1-L)Y_t$	0.12	0.66
$(1-L)Y_{t-1}$	-	0.66
$(1-L)Y_{t-3}$	0.67	0.53
$(1-L)\pi_{t-1}$	-	0.82
$(1-L)\pi_{t-2}$	0.08	0.66
$(1-L)I_{t-2}$	1.28	0.29
$(1-L)CC_t$	0.50	0.85
$(1-L)CC_{t-2}$	1.01	-
$(1-L)\pi_{I,t}$	0.85	0.62
$(1-L)\pi_{I,t-1}$	0.77	0.63

PREDICCIONES DINAMICAS

A continuación se presentan las predicciones dinámicas obtenidas con las estimaciones de las ecuaciones (4.1) y (4.2) hasta 1984 y 1985 para los periodos 1985-87 y 1986-87 respectivamente:

Años	Ecuación (4.1)			(Ecuación 4.2)	
	$(1-L)I_t$	$(1-L)I_t$	Error	$(1-L)I_t$	Error
1985	-0.00554	0.05000	-0.05554	-0.00903	0.00349
1986	0.12747	0.09268	0.03479	0.07998	0.04749
1987	0.13442	0.13772	-0.00330	0.12812	0.00360

Años	Ecuación(4.1)			(Ecuación 4.2)	
	$(1-L)I_t$	$(1-L)I_t$	Error	$(1-L)I_t$	Error
1986	0.12747	0.09476	0.03271	0.07951	0.04796
1987	0.13442	0.15388	-0.01946	0.12634	0.00808

TEST DE PREDICION DINAMICA EXTRA-MUESTRAL.

<u>Período de predicción</u>	<u>Ec.(4.1)</u>	<u>Ec.(4.2)</u>	<u>Valor crítico al 5%</u>
1985-87	6.42	2.47	7.81
1986-87	2.03	2.79	5.99

APENDICE 3LOS DATOS

La formación bruta de capital de la economía (FBC) comprende la formación bruta de capital fijo (FBCF) y la variación de existencias.

$$FBC = FBCF + VE \quad (A3.1)$$

La FBCF representa, en Contabilidad Nacional, "el valor de los bienes duraderos, destinados a fines no militares, (las compras de bienes duraderos de uso militar se incluyen en consumos intermedios de las Administraciones Públicas (AAPP)), de un valor de al menos 100 ECUS de 1970, adquiridos por las unidades productoras residentes, para utilizarlos durante más de un año en el proceso de producción incluyendo el valor de los servicios incorporados a los bienes de capital fijo". (S.E.C., 337).

La FBCF se compone de:

- bienes duraderos nuevos, comprados y producidos por cuenta propia.
- bienes y servicios incorporados a los bienes usados de capital fijo para mejorarlos o repararlos.
- bienes y servicios incorporados a terrenos
- gastos ligados a la transmisión de la propiedad de terrenos, edificios, otros bienes usados de capital fijo y activos inmateriales.
- adquisiciones netas, por unidades productoras, de antigüedades y bienes usados de capital fijo.

La variable objeto de estudio en este trabajo es la inversión productiva privada (I), no disponiéndose de una serie histórica en la Contabilidad Nacional (CNE), por lo que debe obtenerse a partir de las series proporcionadas por ésta.

Si de la FBCF se resta la correspondiente a inmuebles residenciales (I_{IR}) se obtiene la inversión productiva. Restando de ésta la inversión pública (I_{AAPP}) se puede obtener una serie de inversión productiva privada (I). De esta forma se está minorando dos veces la inversión pública en inmuebles residenciales (viviendas militares y de promoción y propiedad de las AAPP), pero estimar ésta puede conducir a un error mayor que el cometido, por lo que en principio parece más razonable aceptar el cálculo propuesto para obtener la inversión productiva privada. Por tanto

$$I \cdot P_I = FBCF - I_{AAPP} - I_{IR} \quad (A3.2)$$

Las relaciones (A3.1) y (A3.2) se expresan en precios corrientes de cada año. La inversión productiva privada en términos reales se obtiene a partir del valor de las distintas magnitudes en precios constantes de 1970. La inversión pública en precios constantes de 1970 (I_{AAPP70}) se obtiene a partir del deflactor de la FBCF

$$P_{FBCF} = \frac{FBCF}{FBCF70} \quad (A3.3)$$

$$I_{AAPP70} = \frac{I_{AAPP}}{P_{FBCF}} \quad (A3.4)$$

por lo que la relación (A3.2) se puede también expresar en precios constantes de 1970.

$$I = FBCF70 - I_{AAPP70} - I_{IR70} \quad (A3.5)$$

obteniéndose el deflactor correspondiente (P_I) a partir de las relaciones (A3.2) y (A3.5).

A continuación se describen sucintamente las serie utilizadas en este trabajo (discusión más detallada en Taguas (1988)).

i) Inversión productiva privada (I).

Esta serie se expresa, como se ha visto antes, en precios constantes de 1970. El enlace de las bases 1970 (CNE-70) y 1980 (CNE-80) de la Contabilidad Nacional se lleva a cabo en 1982, respetando para los años posteriores las tasas de variación resultantes de la CNE-80.

ii) Producto interior bruto a coste de los factores (Y)

Se expresa igualmente en precios constantes de 1970. En la CNE-80 los componentes del PIB, tanto por el lado de la oferta como por el de la demanda, se valoran a precios de mercado. Por tanto no se dispone del PIB a coste de los factores en precios constantes de 1980. El PIB_{cf} se obtiene restando del PIB_{pm} los impuestos ligados a la producción e importación netos de subvenciones de explotación.

$$Y . P = \text{PIB}_{\text{pm}} - (\text{TPM} - \text{Sub}) \quad (\text{A3.6})$$

Para expresar la relación anterior en precios constantes de 1970 se adopta la hipótesis de que la tasa de variación del deflactor del PIB_{cf} (P) ha evolucionado como la del PIB_{pm} (para 1983-84 en un 98% de la de éste según CNE-70) excepto en el año 1986, en que se considera que el impacto de la implantación del IVA sobre el deflactor del consumo privado fué de 2 puntos.

De esta forma la tasa de variación del deflactor del PIB_{cf} en 1986 se sitúa en un 9,67% frente a la del PIB_{pm} que es del 10,94%, obteniéndose una tasa de variación del PIB_{cf} en precios constantes del 2,6% mientras que las del PIB_{pm} es del 3,3%.

iii) Grado de utilización de la capacidad productiva (CU)

Se refiere a la encuesta de infrautilización de la capacidad productiva del Ministerio de Industria y Energía. Esta encuesta tiene carácter trimestral por lo que se ha procedido a tomar para cada año el valor medio de los cuatro trimestres. A partir del primer trimestre de 1987 la antigua encuesta se integra en la de coyuntura, con lo que el cuestionario sugiere alguna modificación que ha aconsejado tomar para 1987 la predicción obtenida mediante un modelo ARIMA, tal como se puede ver en el correspondiente apéndice.

iv) Coste de uso del capital (CC)

Se define como

$$CC_t = \frac{P_{I,t}}{P_t} \left[r + \delta - E_t(\pi_{I,t+1}) \right] \quad (A3.7)$$

donde P_I es el deflactor de la inversión productiva privada, p es el deflactor del PIB_{CF} , r es el tipo de interés a largo plazo, δ es la tasa de depreciación (constante e igual a 0.1) y $E_t(\pi_{I,t+1})$ es el valor esperado en t de la tasa de variación de P_I en $t+1$.

Puesto que $E_t(\pi_{I,t+1})$ es una variable inobservable, se ha sustituido por la tasa efectivamente observada en el momento $t+1$:

$$E_t(\pi_{I,t+1}) = \pi_{I,t+1} \quad (A3.8)$$

Para 1988 se supone una tasa de inflación de los bienes de capital (π_I) del 4.0%.

V) Tasa de inflación (π).

Se refiere a la tasa de variación del deflactor del PIB a coste de los factores (P):

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (\text{A3.9})$$

En el cuadro A3.1 se presentan las series históricas de cada una de las variables anteriores. I, Y y CU están en logaritmos.

CUADRO A3.1

	<u>I</u>	<u>Y</u>	<u>CU</u>	<u>CC</u>	<u>π</u>
1964	12.24025	14.31943	-0.18633	0.15810	0.04766
1965	12.42904	14.37554	-0.18633	0.15932	0.09772
1966	12.56753	14.44737	-0.18633	0.11176	0.07256
1967	12.57224	14.49527	-0.22314	0.13784	0.07151
1968	12.64211	14.55615	-0.21072	0.12949	0.05981
1969	12.79712	14.64098	-0.17435	0.12212	0.03834
1970	12.86428	14.68870	-0.17435	0.15579	0.06117
1971	12.79180	14.74261	-0.19845	0.14422	0.07980
1972	12.98720	14.82498	-0.13926	0.11240	0.08090
1973	13.14954	14.90248	-0.11653	0.01599	0.11160
1974	13.23615	14.96009	-0.17435	0.09740	0.17697
1975	13.18632	14.97314	-0.22314	0.09352	0.16945
1976	13.17615	15.00533	-0.19845	0.01485	0.16692
1977	13.15064	15.03584	-0.18633	0.03833	0.23151
1978	13.16566	15.06050	-0.22314	0.08895	0.20627
1979	13.14857	15.06206	-0.22314	0.05996	0.16358
1980	13.16684	15.07675	-0.23572	0.03337	0.13920
1981	13.17979	15.07354	-0.23572	0.11056	0.13580
1982	13.08625	15.08590	-0.22314	0.09659	0.13695
1983	13.07877	15.09863	-0.23572	0.16186	0.11436
1984	12.98890	15.11519	-0.23572	0.16156	0.10761
1985	12.98336	15.13050	-0.24846	0.15311	0.08654
1986	13.11083	15.15648	-0.23572	0.14754	0.09669
1987	13.24525	15.20805	-0.22314	0.17517	0.05711

B I B L I O G R A F I A

- ANDRES, J.; MOLINAS, C. y TAGUAS, D. (1988,1): "Los determinantes del consumo privado en España". D.G. Planificación. Ministerio Economía y Hacienda.
- ANDRES, J.; DOLADO, J.J.; MOLINAS, C.; SEBASTIAN, M. y ZABALZA, A. (1988,2): "The Influence of Demand and Capital Constraints on Spanish Unemployment". D.G. Planificación. Ministerio Economía y Hacienda.
- ANDRES, J.; ESCRIBANO, A.; MOLINAS, C. y TAGUAS, D. (1988,3): "Una modelización macroeconómica de la inversión productiva privada en España". D.G. de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J.J.; HENDRY, D.F. y SMITH, G. (1986): "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence". Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, pp. 253-277.
- BEAN, CH. (1981): "An Econometric Model of Manufacturing Investment in the U.K.". Economic Journal, vol. 91, 106-121.
- BOX, G.E.P. y JENKINS, G.M. (1970): Time Series Analysis, Forecasting and Control. Holden Day, San Francisco.
- 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.
- ENGLE, R.F. y GRANGER, C.N.J. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". Econometrica, 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. (1987,2): "Error-correction systems: Nonlinear Adjustments to Linear Long-run Relationships". CORE. Discussion paper 8730. University of Louvain.
- ESCRIBANO, A. (1987,1): "Co-integration, Time co-trends and Error-correction systems: An alternative approach". CORE. Discussion paper 8715. University of Louvain.
- EUROSTAT (1979): "Système Européen de Comptes Economiques Intégrés" (SEC).
- FELDSTEIN, M. (1982): "Inflation, Tax, Rules and Investment: Some Econometric Evidence". Econometrica, 50, No. 4, pp. 825-862.
- FULLER, S.A. (1976): Introduction to Statistical Time Series. John Wiley and Sons. New York.
- GAGEY, F.; LAMBERT, J. Y OTTENWALTER, B. (1987): "A Disequilibrium Estimation of the French Labour Market. A Preliminary Report". Mimeo.
- GRANGER C.W.J. (1981): "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification". Journal of Econometrics, 121-130.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA: "Contabilidad Nacional de España" (Varios años).
- LAMBERT, J. Y MULKAY, (1987): "Investment in a Disequilibrium Context or Does Profitability Really Matter?". Mimeo.

- MAULEON, I. (1985): " La inversión en bienes de equipo: Determinantes y estabilidad". Banco de España. Servicios de Estudios. Documento de Trabajo No. 8515.
- MC CALLUM, B.T. (1976): "Rational Expectations and the Estimation of Econometric Models: An Alternative Procedure". International Economic Review, 17, 484-490.
- MOLINAS, C. (1986): "A Note on Spurious Regressions with Integrated Moving Average Errors". Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, No. 3, 279-282.
- PAGAN, A.R. y HALL, A.D. (1983): "Diagnostic tests as Residual Analysis". Econometric Review, 2(2), 159-218.
- STOCK, J.H. (1987): "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors". Econometría, 55, No. 5, 1035-1056.
- TAGUAS, D. (1988,1): "Comentarios sobre las series de stock de capital". D.G. Planificación. Ministerio Economía y Hacienda.
- TAGUAS, D. (1988,2): "Discusión de las series macroeconómicas del MOISEES". D.G. Planificación. Ministerio Economía y Hacienda.