LA INVERSION EN BIENES DE EQUIPO: DETERMINANTES Y ESTABILIDAD

Ignacio Mauleón

Banco de España. Servicio de Estudios
Documento de Trabajo n.º 8515

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-505-1865-2

Depósito legal: M. 26198 - 1985

Talleres Gráficos del Banco de España

RESUMEN

I. INTRODUCCION

II. UN MODELO SIMULTANEO PARA LA DETERMINACION DE LA INVERSION

III. ESPECIFICACION Y SELECCION DE VARIABLES

IV. ANALISIS ESTADISTICO

V. CONCLUSION

APENDICE: GRAFICOS Y TABLAS

REFERENCIAS

Resumen

Este trabajo presenta una estimación de la función de inversión en bienes de equipo obtenida con datos anuales. Los resultados empíricos, se obtienen por medio de la estimación simultánea por máxima verosimilitud de un modelo de tres ecuaciones para el PIB, los excedentes y la inversión. La conclusión fundamental es que hasta 1981 la inversión se explica razonablemente por los excedentes empresariales, sin que los tipos de interés influyan perceptiblemente. A partir de 1982 se observa una ruptura de esta relación, probablemente atribuible a la inestabilidad causada por el elevado déficit público.

Palabras clave

Inversión en bienes de equipo, excedentes, estabilidad, incertidumbre, déficit público.

Abstract

This paper reports the results of a research into the determinants of investment in capital goods. A three equation model for investment, GDP, and profits is estimated by full efficient methods with anual data. Profits are found to be the main factor explaining investment, and interest rates, measured in several ways, do not show up clearly. From 1982 onwards, the model breaks down, and the paper argues, that it is the uncertainty associated to the high public déficit, which might explain this structural break.

Keywords

Investment, profits, stability, uncertainty, public déficit.

I. Introducción (*)

El objetivo inicial de este trabajo fué estudiar el efecto de las disponibilidades de crédito y los tipos de interés sobre la inversión. En el curso de la investigación, se comprobó que era preciso analizar separadamente la inversión en bienes de equipo de la inversión en construcción. El estudio se ha concentrado finalmente, en la investigación de los determinantes de la inversión en bienes de equipo y una conclusión importante es que esta variable, parece depender fundamentalmente de los excedentes empresariales. Ni los tipos de interés ni las disponibilidades de crédito, al menos directamente, parecen tener una influencia clara en la determinación del volumen de inversión en bienes de equipo.

Dado que la correlación entre inversión y excedentes pudiera venir causada por la relación entre inversión y renta a través del multiplicador de la inversión, se han modelizado conjuntamente ambas relaciones. Así, la correlación encontrada entre excedentes e inversión es interpretable como una función de inversión. La estimación del modelo muestra por otra parte, que existe un efecto substancial negativo de los tipos de interés en el PIB, que probablemente capta el impacto negativo en la inversión en construcción, y en el consumo de bienes duraderos.

En los últimos años, la relación entre excedentes e inversión parece haber desaparecido y el modelo estimado, se utiliza para comprobar

---

(*) Agradezco los comentarios de J. Pérez, J. Camio, J. Marín, R. Sanz y A. Espasa.

estadísticamente si la discrepancia es sistemática o accidental. La respuesta es que a partir del año 82, el modelo deja de representar adecuadamente la realidad: es decir, no se trata simplemente de irregularidades coyunturales. Tratar de encontrar una causa a esta ruptura es arriesgado, pero el estudio considera que puede ser la incertidumbre causada por los elevados déficits públicos, y la variabilidad de los tipos de interés, reales y nominales.

La sección II presenta el modelo y sus implicaciones. Los resultados obtenidos al añadir otras variables a la ecuación de inversión se presentan en la sección III. Finalmente, la sección IV recoge el análisis estadístico, junto con una discusión detallada del análisis de estabilidad realizado para detectar el punto de ruptura.

II. Un modelo simultáneo para la determinación de la inversión

El objeto de este estudio es tratar de obtener una aproximación cuantitativa a la función de inversión, y analizar su estabilidad en los últimos años. Dado que únicamente se dispone de datos fiables anualmente, el estudio ha tenido que ser efectuado a este nivel de agregación. Ello obliga a tomar el punto de partida a principios de los años sesenta para poder obtener series de al menos veinte observaciones. En el año 1974, hay una ruptura muy considerable en la economía, de modo que la muestra seleccionada mezcla dos períodos muy diferentes. Este hecho es una fuente potencial de inestabilidad en las estimaciones, aunque su efecto se ha podido paliar considerablemente.

Respecto a la variable a explicar, hay en principio cuatro posibilidades atendiendo a la clasificación de la inversión en privada, o pública más privada, y total, o inversión en capital fijo. La inversión pública es una proporción pequeña del total, así que es posible estudiar el agregado de inversión, pública más privada, sin introducir distorsiones. Por otra parte, la inversión en construcción supone alrededor de un 50 o 60 % de la inversión total, y es probable que sus determinantes sean diferentes a los de la inversión en bienes de equipo. Como además los datos de inversión en construcción no parecen ser demasiado fiables, se ha elegido como variable a explicar la inversión total en maquinaria y material de transporte. El análisis de la inversión en construcción debe ser pospuesto hasta que se mejore la fiabilidad de dicha serie.

Las especificaciones econométricas de funciones de inversión se han basado tradicionalmente en un análisis de optimización de la conducta de la empresa. Dada la restricción de la función de producción se supone que la empresa basa sus decisiones de inversión y demanda de otros factores en la maximización de la suma actualizada de los beneficios futuros esperados. Sin embargo, recientemente se ha hecho hincapié en la importancia de medidas directas de rentabilidad de la inversión [3]. Este último enfoque está más directamente relacionado con los planteamientos basados en la 'q' de Tobin. El análisis desarrollado en [1], muestra que es posible integrar analíticamente estos factores en la teoría del comportamiento de la empresa. En general, podemos suponer que en condiciones de incertidumbre respecto a la demanda futura, y con costes de ajuste del capital, una empresa trata de maximizar la siguiente expresión:

$$E \int_0^{\infty} e^{-rt} ((py - WL - \phi I) - \phi\, C(I))\, dt \qquad (2.1)$$

sujeta a las restricciones

$$y \leq h\,(K,L)$$

$$K_{t+1}\,(1+\delta) = K_t + I_t \qquad (2.2)$$

siendo 'δ' la tasa de depreciación del capital. El precio de los bienes de capital en (2.1) se designa por 'ϕ' y el resto de los símbolos corresponden a las definiciones usuales.

Si en (2.1) suponemos que no hay incertidumbe ni costes de ajuste, obtenemos una función de inversión clásica, que depende de los costes relativos del trabajo y el capital, estando este último definido por

$$i = \phi\ (r - \dot{\phi} + \delta) \qquad (2.3)$$

siendo $\dot{\phi}$ la tasa de variación de ϕ. Si se introduce el supuesto de que algún mercado puede estar racionado, aparecen además como determinantes de la inversión otro tipo de variables como la renta, disponibilidades de crédito, etc.

La introducción de la incertidumbre respecto al curso futuro de la demanda, es también suficiente para que esta variable aparezca como determinante de la inversión. Además, si se añade el supuesto de complementariedad de factores 'ex-post' (putty-clay), la rentabilidad medida a través de la 'q' de Tobin, aparece como un determinante explícito de la inversión. Finalmente, la introducción de costes de ajuste al capital deseado, también produce este último efecto.

De acuerdo a este análisis, las variables relevantes a considerar como determinantes de la inversión se pueden agrupar en tres tipos:

a) Variables que miden restricciones en algún mercado. Dentro de este grupo se puede incluir el PIB, y una medida de utilización de la capacidad productiva. El PIB puede afectar a la inversión a través de un mecanismo de tipo acelerador, o puede reflejar expectativas de demanda inciertas. La posible existencia de racionamiento en el mercado de crédito es un motivo suficiente para tener en cuenta también medidas de disponibilidad de fondos como son los excedentes empresariales y el crédito total al sector privado de la economía. En todo caso, los excedentes también pueden considerarse como una medida de rentabilidad.

b) Medidas directas o indirectas de rentabilidad. Dentro de este apartado entra por ejemplo la 'q' de Tobin. Sin embargo, aunque esta variable puede aproximarse como, (ver [3]),

q = Rentabilidad/tipo de interés

Rentabilidad = beneficios/valor del stock de capital

es de difícil medición debido a la inseguridad sobre las estimaciones del stock de capital. Alternativamente, se han considerado los excedentes empresariales, y los tipos de interés nominales y reales.

c) Precios relativos: la variable relevante de precios relativos es el coste del capital relativo al coste del trabajo. También se ha probado el coste real del capital definido como sigue,

$$(i - \dot{p} - \delta)\ PMT/PY \qquad (2.4)$$

siendo 'i' un tipo de interés a largo plazo, PMT el deflactor de la inversión en maquinaria y transporte, $\dot{p}$ su tasa de inflación, y PY el deflactor del PIB.

La ecuación finalmente seleccionada para la inversión hace depender a esta de la rentabilidad medida a través de los excedentes, y de la utilización de la capacidad productiva. Una derivación teórica sencilla de una ecuación de este tipo ha sido dada por Malinvaud [3]. La derivación se basa en suponer que una empresa maximiza el valor esperado de los beneficios, suponiendo complementariedad entre el trabajo y el capital. Es decir, dada una función de probabilidad para la demanda, la empresa maximiza la expresión:

$$E\left(\left(1 - \frac{w}{\beta}\right) Y - q\bar{Y}\right) \qquad (2.5)$$

sujeta a la restricción de la función de producción

$$y = \min(d, \beta L) \qquad (2.6)$$

siendo 'd' la demanda, 'L' el empleo y 'β' su productividad media, 'w' el salario real, q el coste del capital y finalmente '$\bar{y}$', el límite superior de la producción dada la capacidad instalada. La ecuación de inversión que se obtiene en esta maximización tiene como variables explicativas la rentabilidad y la utilización de la capacidad productiva, que son precisamente las variables que aparecen en la ecuación estimada en este trabajo.

Es evidente que dado el carácter anual de las observaciones, la parte más importante de las relaciones debe manifestarse simultáneamente; quedando los aspectos dinámicos relegados a un segundo plano [4]. Por otra parte, y dado que en el modelo finalmente estimado se hace depender la inversión de los excedentes, el tratamiento del problema dentro de un modelo más amplio es esencial. Como debe existir una relación Inversión → PIB → ventas → excedentes, una simple correlación entre excedentes e inversión no significa, en absoluto, que se haya localizado una función de inversión. La opción que se ha tomado en este trabajo para soslayar este problema es modelizar simultáneamente ambas relaciones.

Más concretamente, el modelo al que se ha llegado después de seleccionar las variables significativas en cada ecuación, para el período 1966-1981 es el siguiente:

$$\Delta I = \underset{(3.9)}{.016\ \Delta u} + \underset{(5.6)}{.83\Delta(E+E_{-1})} + e_1$$

$$\Delta E = \underset{(6.8)}{.74\Delta y} + e_2$$

$$\Delta y = \underset{(4.1)}{.21\Delta I} \underset{(3.5)}{-.008\ R2} \underset{(9.5)}{+.045\ D1} \underset{(4.0)}{+.125\ D2} + e_3 \qquad (2.7)$$

donde 'I' es la inversión en maquinaria y material de transporte, 'E' los excedentes empresariales netos, 'Y' el PIB a precios de mercado, D1 una 'dummy' que tomar el valor 1 hasta el año 74 y cero de ahí en adelante, D2 una 'dummy' similar a D1 para el período 1975-81, 'R2' el tipo de interés de las obligaciones industriales a partir del año 75, y 'u' la utilización de la capacidad productiva. Todas las variables excepto u, R2 y las dummies están medidas en logaritmos, y los excedentes han sido puestos en términos reales con el deflactor del PIB. El modelo está formulado, por consiguiente, en tasas de crecimiento real. Más detalles sobre la estimación se presentan en el Apéndice.

La ecuación para la inversión presenta la característica importante de no depender del tipo de interés ni de las disponibilidades de crédito. Este resultado se ha contrastado con cuidado, y se discute en la sección IV. La ecuación para los excedentes es relativamente 'ingenua' pero para los propósitos de este trabajo parece suficiente. En todo caso, intentos de considerar especificaciones mas complejas no han dado resultados sustancialmente superiores. Finalmente, la ecuación para la renta es relativamente similar a una curva IS. Es interesante discutir en esta ecuación la influencia del tipo de interés. Dado que la inversión en

maquinaria oscila alrededor de un 50 % de la inversión total, el tipo de interés en esta ecuación probablemente capta un efecto negativo sobre la inversión en construcción. En este sentido, no hay duplicidad de variables o correlación espurea por el hecho de que aparezcan conjuntamente I y R2. El motivo de que el tipo de interés aparezca sólo en la segunda parte es que los precios relativos han empezado a ser importantes en la determinación de la inversión a partir de 1974. Por otra parte el tipo de interés puede estar afectando al consumo en bienes duraderos, y así a la renta, de un modo perceptible ya que aquél es alrededor de un 8 % del consumo total (Estimaciones independientes realizadas recientemente por L. Domingo y G. Gómez Jareño parecen confirmar ambos efectos). Finalmente, es interesante observar que el valor del coeficiente del tipo de interés es similar al encontrado en otro estudio sobre los efectos del déficit público en el nivel de actividad real [7].

Las variables explicadas por el modelo (2.7) son ΔI, ΔE, ΔY y las variables explicativas, R2, D1, D2 y U. Para obtener la solución estática es conveniente escribir el modelo de (2.7) en la forma siguiente:

$$\Delta I = a_1 \Delta U + a_2(\Delta E + \Delta E_{-1})$$

$$\Delta E = b_1 \Delta Y$$

$$\Delta Y = c_1 \Delta I + c_2 D1 + c_3 D2 + c_4 R2 \qquad (2.8)$$

La solución de este modelo imponiendo $\Delta E = \Delta E_{-1}$, es entonces,

$$\Delta I = \pi_{11}R_2+\pi_{12}D1+\pi_{13}D2+\pi_{14}\Delta U$$

$$\Delta E = \pi_{21}R2+\pi_{22}D1+\pi_{23}D2+\pi_{24}\Delta U$$

$$\Delta Y = \pi_{31}R2+\pi_{32}D1+\pi_{33}D2+\pi_{34}\Delta U \qquad (2.9)$$

donde

$$\pi_{11} = (2a_2b_1c_4)/\Upsilon$$

$$\pi_{12} = (2a_2b_1c_2)/\Upsilon$$

$$\pi_{13} = (2a_2b_1c_3)/\Upsilon$$

$$\pi_{14} = a_1/(1-a_2b_1c_1)$$

$$\pi_{21} = b_1c_4/\Upsilon$$

$$\pi_{22} = b_1c_2/\Upsilon$$

$$\pi_{23} = b_1c_3/\Upsilon$$

$$\pi_{24} = b_1c_1a_1/\Upsilon$$

$$\pi_{31} = c_4/\Upsilon$$

$$\pi_{32} = c_2/\Upsilon$$

$$\pi_{33} = c_3/\Upsilon$$

$$\pi_{34} = c_1a_1/\Upsilon$$

$$\Upsilon = (1 - 2a_2\ b_1\ c_1) \qquad (2.10)$$

Dados los valores de los parámetros estimados, el modelo (2.9) puede escribirse como sigue,

$$\Delta I = -.013R2 + .075D1 + .21D2 + .021\Delta U$$
$$\qquad (2.3) \qquad (3.5) \qquad (2.5) \qquad (4.1)$$

$$\Delta E = -.008R2 + .045D1 + .12D2 + .003\Delta U$$
$$\qquad (2.6) \qquad (4.7) \qquad (2.8) \qquad (2.8)$$

$$\Delta Y = -.01R2 + .06D1 + .17D2 + .004\Delta U \qquad (2.11)$$
$$\qquad (3.1) \qquad (12.3) \qquad (3.4) \qquad (3.3)$$

Esta última expresión, pone directamente las variables explicadas por el modelo, en función de los determinantes exógenos al mismo. En este sentido, sirve para analizar el impacto final de cualquier cambio exógeno en las variables determinadas dentro del modelo, una vez que se han llevado a cabo todos los ajustes. Es interesante observar, por ejemplo, que aunque no existe ninguna influencia directa, el tipo de interés termina por afectar negativamente a la inversión, y con un efecto bastante sustancial.

Aunque el objetivo primordial de este trabajo es analizar los determinantes de la función de inversión y su posible inestabilidad, el modelo de (2.7,11) es potencialmente rico en capacidad explicativa. Uno de los problemas que, sin embargo, plantea, es que el cambio de nivel de actividad en el 74, se capta por medio de dos 'dummies', o en otras palabras, no se pone en función de variables explicativas. Esta brusca caída del nivel de actividad se debió obviamente a una conjunción particular de factores internos y externos. Respecto al sector exterior, dos variables que por ejemplo hay que tener en cuenta son el nivel de comercio mundial, y el tipo de cambio efectivo real. Las dificultades experimentadas por la crisis del 73, se han visto traducidas en una caída de la tasa de crecimiento del comercio mundial. También, el diferencial de inflación con el exterior ha aumentado, y no ha sido totalmente compensado por movimientos del tipo de cambio. En definitiva, tanto la caída del comercio mundial como el empeoramiento de la competitividad son dos candidatos a considerar para explicar, al menos parcialmente, la caída de la tasa de crecimiento de la actividad después del año 74. El efecto del alza de los precios de importación en este modelo, se debería traducir en una caída del excedente, y quizás, de la inversión, ya que

una proporción alta de la inversión en bienes de equipo está constituída por importaciones. En lo que a factores internos respecta, el que en principio aparece como clave, es el 'shock' salarial. El alza de los salarios reales se traduciría en una disminución inmediata de los excedentes, y así, de la inversión. La consideración de estas variables ha conducido a una reformulación del modelo de (2.7), que después de seleccionar los coeficientes significativos en cada caso de acuerdo a criterios estadísticos ha dado el resultado siguiente,

$$\Delta I = \underset{(3.4)}{.015\Delta U} + \underset{(5.7)}{.8\Delta(E+E_{-1})} + e_1$$

$$\Delta E = \underset{(5.6)}{1.0\Delta y} - \underset{(1.9)}{.25\Delta W} + e_2$$

$$\Delta y = \underset{(3.6)}{.16\Delta I} + \underset{(10.)}{.04D1} + \underset{(4.)}{.11D2} - \underset{(3.6)}{.008R2} + \underset{(2.4)}{.06\Delta IM} + e_3 \quad (2.12)$$

donde 'w' son los salarios reales e 'IM' las importaciones no energéticas de los países industrializados (ambas variables en logaritmos; resultado de la estimación trietápica). La contribución de las dummies en este modelo es algo inferior al caso anterior de (2.7) aunque no desaparecen. Por otra parte, ni los precios de importación ni el tipo de cambio efectivo real aparecen explícitamente. A la vista de estos resultados, es razonable pensar que el efecto del 'shock' del año 74, no se puede captar bien con modelos lineales. Además, ocurre también que las relaciones económicas son, en general, asimétricas: es decir, el efecto final de un 'shock' positivo no es simplemente igual al efecto de un 'shock' negativo cambiado de signo (Un ejemplo evidente lo constituye la evolución actual de los precios del petróleo). Por último, la

variabilidad de los factores externos, generalmente condiciona la evolución de una economía. Así, el resultado final de dos 'shocks' sucesivos de signo contrario pero igual valor no será nulo en general.

En cualquier caso, alguno de los factores previstos como explicativos de la crisis aparecen efectivamente en esta segunda versión del modelo. Para obtener la solución estática del modelo es conveniente escribir (2.12) en la forma

$$\Delta I = a_1 \Delta u + a_2 \Delta(E+E_{-1})$$

$$\Delta E = b_1 \Delta y + b_2 \Delta W$$

$$\Delta Y = c_1 \Delta I + c_2 D1 + c_3 D2 + c_4 R2 + c_5 \Delta IM \qquad (2.13)$$

La solución estática del modelo es ahora

$$\Delta I = \pi_{11} R2 + \pi_{12} D1 + \pi_{13} D2 + \pi_{14} \Delta u + \pi_{15} \Delta W + \pi_{16} \Delta IM$$

$$\Delta E = \pi_{21} R2 + \pi_{22} D1 + \pi_{23} D2 + \pi_{24} \Delta u + \pi_{25} \Delta W + \pi_{26} \Delta IM$$

$$\Delta Y = \pi_{31} R2 + \pi_{32} D1 + \pi_{33} D2 + \pi_{34} \Delta u + \pi_{35} \Delta W + \pi_{36} \Delta IM \qquad (2.14)$$

donde

$$\pi_{15} = 2\, a_2 b_2 / \gamma$$

$$\pi_{16} = 2\, a_2 b_1 c_5 / \gamma$$

$$\pi_{25} = b_2 / \gamma$$

$$\pi_{26} = b_1 c_5 / \gamma$$

$$\pi_{35} = 2\, a_2 c_1 b_2 / \gamma$$

$$\pi_{36} = c_5 / \gamma \qquad (2.15)$$

y el resto de los coeficientes son idénticos a los dados en (2.10).

A partir de los valores estimados para los parámetros del modelo (2.12) y su matriz de covarianzas, la solución del modelo (2.14) puede escribirse así,

$$\Delta I = -.018R2 + .1D1 + .28D2 + .02\Delta u - .57\Delta W + .13\Delta IM$$
$$(2.1) \quad (3.1) \quad (2.2) \quad (3.5) \quad (1.6) \quad (2.)$$

$$\Delta E = -.011R2 + .061D1 + .17D2 + .003\Delta u - .34\Delta W + .078\Delta IM$$
$$(2.4) \quad (3.9) \quad (2.5) \quad (2.4) \quad (1.7) \quad (2.1)$$

$$\Delta Y = -.01R2 + .06D1 + .16D2 + .003\Delta u - .09\Delta W + .07\Delta IM \quad (2.16)$$
$$(3.) \quad (8.9) \quad (3.2) \quad (2.5) \quad (1.3) \quad (2.4)$$

Esta solución del modelo muestra como efectivamente tanto las subidas salariales intensas como la caída en el ritmo del comercio mundial han tenido un peso importante en la explicación de la crisis. De todas formas, el cambio de media recogido por los dummies D1, D2, no se explica totalmente, por motivos ya discutidos. Otro aspecto importante de este modelo es que ha sido estimado con pocas observaciones en relación al número de parámetros: ello implica que las estimaciones son más inestables y menos significativas (Las estimaciones máximo verosímiles pierden significación, lo que es un signo de que la matriz de covarianzas de los parámetros se acerca a la singulridad, o en otras palabras, que el modelo se acerca a la no identificabilidad, dado el reducido número de observaciones disponibles). Además, los dos efectos adicionales considerados en el modelo de (2.12) aunque efectivamente aparecen, sólo lo hacen en el límite desde un punto de vista estadístico. Debido a estos dos motivos, el resto del análisis presentado en este estudio se ha realizado en base al primer modelo de

(2.7). En todo caso, las conclusiones esenciales no cambian si se efectua el análisis con el modelo complicado de (2.12), aunque las propiedades estadísticas de todos los resultados empeoran por los motivos ya señalados.

El modelo (2.7,11) ha sido estimado con observaciones anuales para el período (1966-81), conjuntamente por médotos eficientes. Con los parámetros estimados para este período, se han simulado las predicciones del modelo para toda la muestra, desde 1966 a 1983. Los gráficos (2, 3, 4) del apéndice presentan las variables originales junto con las predicciones. Es más o menos evidente visualmente, que el modelo funciona adecuadamente hasta 1981, pero que a partir de ahí, las predicciones divergen muy considerablemente de los valores observados. Más concretamente, el PIB crece por encima de lo previsto al igual que los excedentes, mientras que la inversión no responde en absoluto a este incremento de excedentes. Como reflejan los gráficos, estas discrepancias son sorprendentemente altas, y los avances disponibles para el año 1984, parecen ir en la misma dirección. En la sección IV, se lleva a cabo una contrastación rigurosa de que efectivamente las discrepancias corresponden a un cambio significativo en el comportamiento de la inversión. El método para detectar la posible inestabilidad, y en su caso el punto de ruptura, ha consistido básicamente en estimar dicho modelo en una serie de muestras a las que se les iba añadiendo una observación, empezando por el período 1966-1979. La comparación de las diferentes estimaciones se ha llevado a cabo por medio de un contraste de estabilidad para sistemas simultáneos desarrollado por el autor [6].

El resultado de este análisis econométrico coincide con los resultados de una encuesta llevada a cabo entre los empresarios (gráfico (1)). En la figura derecha de dicho gráfico, se observa que es precisamente a mediados del año 82, cuando el concepto 'otras causas' empieza a subir dramáticamente. La 'falta de fondos propios', pierde importancia, como es lógico, dado el incremento extraordinario de los excedentes en los años 82, 83. La pregunta inmediata es que hay detras del concepto 'otras causas'. Una posibilidad es que sea la incertidumbre derivada de la evolución de los tipos de interés (reales y nominales), y el déficit público. Los empresarios puede que descuenten los impuestos futuros esperados necesarios para cubrir el déficit, lo que disminuye la rentabilidad de la inversión. También, la inestabilidad fuerte de los tipos de interés, es otra causa inmediata de incertidumbre. Alguna evidencia empírica en apoyo de esta hipótesis puede ser aducida. Por ejemplo, la variable 'coste de capital', tal como ha sido definido aquí, capta parcialmente la caída de la inversión en el año 82, aunque no en el 83. Otro tipo de explicaciones sobre el comportamiento atípico de la inversión en los tres últimos años parecen menos probables. Así, la tasa de rentabilidad (Excedente/'stock' de capital), no puede captar en absoluto el comportamiento de los tres últimos años, ya que ha tenido que crecer considerablemente al crecer los excedentes sin que la inversión responda. Además, es una hipótesis difícil de contrastar directamente, dada la dificultad de obtención de series fiables del 'stock' de capital. Respecto a la utilización de la capacidad productiva, el índicador disponible en España ha sido introducido en el estudio, y es manifiestamente incapaz de dar cuenta de la falta de inversión en los últimos años. Por otro lado, gran parte de la capacidad productiva desocupada, es simplemente obsoleta, por

efecto de la crisis y el subsecuente cambio de estructura productiva. Lo que genéricamente se suele denominar coste del capital, o los tipos de interés, tampoco es algo que pueda explicar fácilmente la caída de la inversión, como se ha discutido anteriormente.

En resumen, la inversión en bienes de equipo hasta el año 1981, parece haber sido explicada por la evolución de los excedentes empresariales. A partir del año 82, el incremento de excedentes no ha ido acompañado de un incremento de la inversión. Esta discrepancia, es estadísticamente demasiado alta, y el análisis econométrico detecta una ruptura con toda nitidez. Las encuestas empresariales confirman este resultado, y parecen indicar que el problema puede ser la incertidumbre creada por los altos déficits públicos, y la variabilidad de los tipos de interés. Existe alguna evidencia empírica que apoya esta última interpretación.

III. Especificación y selección de variables

La inversión en maquinaria y material de transporte en tasas de crecimiento real (DIMT), se presenta en el gráfico (2) junto con el ajuste finalmente obtenido. Uno de los aspectos más importantes a explicar es la brusca caída que esta variable experimenta a partir del año 75. Este cambio de media puede ser captado en principio por dos constantes diferentes para cada período.

Una regresión directa por mínimos cuadrados ordinarios da el siguiente resultado,

$$\Delta I = \underset{(3.7)}{.081\ D1} - \underset{(.3)}{.007\ D2} + e \qquad (3.1)$$

$$R^2 = .33,\ T = 16\ (66\text{-}81),\ DW = 1.95,\ \tilde{\sigma} = .07$$

donde D1, D2 son las 'dummies' definidas en la sección anterior. Las 'dummies' explican ya una parte importante de la evolución de la variable dependiente, y el DW, válido en este caso, no detecta la presencia significativa de correlación serial de primer orden. Una tarea fundamental de un análisis econométrico es explicar por qué, la media de la tasa de crecimiento de la inversión pasa de un 8 % en el primer período, a ser prácticamente nula en el segundo. Estadísticamente, esto se consigue cuando se introduce una variable conjuntamente con las 'dummies' que capta el salto de modo que estas dejen de ser significativas.

Hay varias variables que en principio pueden explicar el salto mencionado anteriormente, y un análisis puramente visual basado en la comparación de

gráficos por parejas puede ser extraordinariamente engañoso. Detectar este problema es la finalidad del ya antiguo concepto estadístico de correlación parcial. Consideremos, en primer lugar, el PIB real en tasas de crecimiento, ΔY, y la siguiente regresión

$$\Delta I = \underset{(2.1)}{.01\Delta U} + \underset{(4.1)}{1.15\ \Delta Y}$$

$$R^2 = .56,\ T = 16(66\text{–}81),\ DW = 1.5,\ \tilde{\sigma} = .05 \qquad (3.2)$$

El ajuste sube considerablemente, y aunque no se han incluído, las dummies dejan de ser significativas. Aparentemente, el PIB parece explicar la evolución de la inversión. Añadiendo a esta ecuación los excedentes obtenemos lo siguiente,

$$\Delta I = \underset{(2.5)}{.019\ \Delta U} + \underset{(1.5)}{1.3\ \Delta(E+E_{-1})} - \underset{(.5)}{.8\Delta Y}$$

$$R^2 = .67,\ T = 16(66\text{–}81),\ DW = 1.3,\ \tilde{\sigma} = .04 \qquad (3.3)$$

resultado que rechaza claramente la hipótesis de la regresión anterior. Un cuadro similar se obtiene al considerar el crédito a familias y empresas en términos reales (CR),

$$\Delta I = \underset{(2.3)}{.012\ \Delta U} + \underset{(4.1)}{.77\ \Delta CR}$$

$$R^2 = .52,\ T = 16\ (66\text{–}81),\ DW = 1.6,\ \tilde{\sigma} = .055$$

$$\Delta I = \underset{(2.5)}{.014\ \Delta U} + \underset{(1.5)}{.74\ \Delta(E + E_{-1})} + \underset{(.2)}{.12\ \Delta CR}$$

$$R^2 = .67,\ T = 16(66\text{–}81),\ DW = 1.4,\ \tilde{\sigma} = .045 \qquad (3.4)$$

Es razonable suponer que a largo plazo, existe una cadena de causación positiva de la inversión al empleo. Entonces, basándonos en la primera ecuación de (3.4) podríamos llegar a la mas o menos popular conclusión de que la principal causa del desempleo recae en las restricciones monetarias. Esta digresión pretende llamar la atención sobre el gravísimo peligro de extraer conclusiones estadísticas sobre la base de análisis empiricistas que relacionan variables fuera de todo contexto.

En [2], se detectó una elasticidad precio de las importaciones de bienes de equipo bastante considerable. Dado que gran parte de la inversión en maquinaria, está constituída por bienes de importación, este efecto pudiera manifestarse aquí. La regresión efectuada añadiendo los precios de importación (PM), como regresor a la ecuación básica ha dado como resultado,

$$\Delta I = \underset{(2.2)}{.013\ \Delta U} + \underset{(5.)}{.97\ \Delta(E + E_{-1})} - \underset{(.9)}{.14\ \Delta PM}$$

$$R^2 = .71,\ T = 16\ (66\text{–}81),\ DW = 1.4,\ \tilde{\sigma} = .043 \qquad (3.5)$$

El coeficiente de los precios de importación, no es significativo aunque tiene el signo correcto. Por este motivo, finalmente se ha excluído de la ecuación.

Es importante señalar que todas las estimaciones presentadas en esta sección son máximo verosímiles. Es decir, en cada caso se ha estimado el modelo simultáneo de la sección II, con la ecuación de inversión especificada aquí, por maxima verosimilitud conjunta. El modelo básico al que se ha llegado y que se recoge en la sección II, es en líneas generales, válido

también para la inversión en bienes de equipo excluído el material de transporte. Por este motivo no se presentan resultados independientes para esta otra variable.

La validez de la ecuación presentada para la inversión en la sección II, se justifica estadísticamente atendiendo a cuatro criterios, que son: a) estabilidad, b) ausencia de correlación serial en los residuos, c) residuos sin valores excesivamente atípicos, d) no significatividad de variables excluídas. La sección IV discute en detalle los contrastes de correlación serial y estabilidad, y los gráficos 2 a 6 muestran que no hay ningún dato atípico claro. Los contrastes para determinar si alguna variable significativa importante se ha excluído, se presentan a continuación por estar relacionados con la discusión previa de esta sección. Las variables contrastadas han sido el tipo de interés a largo plazo en niveles y diferencias, el coste del capital, el PIB, el crédito a familias y empresas, el coste del capital relativo al del trabajo y el precio de los bienes de equipo. Un resumen de los resultados obtenidos se presenta en la tabla (1). Todas las estimaciones se han realizado por máxima verosimilitud y la columna de la derecha, da el valor del contraste de significación conjunta de los dos parámetros correspondientes a cada variable. La fórmula utilizada ha sido una modificación por grados de libertad del contraste usual máximo verosímil, definido del siguiente modo,

$$-2\ (LK_R - LK_{UR})\ \left(\frac{T - K + r/2}{T\ .\ r}\right) - F_{(r,T-K+r/2)} \qquad (3.6)$$

donde K es un promedio del número de variables que entran en cada ecuación del modelo. En pequeñas muestras, esta corrección es importante, y su uso probablemente puede justificarse de modo análogo al caso estudiado en [5].

En el caso del coste relativo de los factores el contraste se ha realizado con el modelo ampliado de (2.12). Como en este caso las estimaciones maximo verosímiles eran algo inestables, el contraste se ha basado en el criterio trietápico, es decir,

$$tr\ (\tilde{\Sigma}^{-1}\ \tilde{E}'\ \mathbb{X}\ \tilde{E})_R - tr\ (\tilde{\Sigma}^{-1}\ \tilde{E}'\ \mathbb{X}\ \tilde{E})_{UR}\ \underset{A}{\sim}\ \chi^2_r \qquad (3.7)$$

siendo $\mathbb{X}$ la matriz de proyección de los instrumentos, que debe ser idéntica en ambas estimaciones. La tasa de depreciación del capital 'δ', se ha fijado arbitrariamente en 0.09. Puede argumentarse que hubiese sido natural permitir una tasa de depreciación diferente para los dos períodos, antes y después del 74, e incluso podrían estimarse conjuntamente al resto de los parámetros. pero este procedimiento es inviable dado el limitado número de observaciones disponibles, y es muy improbable que los resultados finales se vieran afectados.

Finalmente y como la cota significativa de una F (2,14) al 95 % es 3.74, todos los contrastes conjuntos aceptan la no significatividad de las variables excluídas, al igual que los contrastes individuales.

Tabla 1

Contraste de variables excluídas

Variable	Coeficiente Corriente	Coeficiente Retrasado	C
ROB	-.01 (.4)	.01 (.4)	.57
ΔROB	-.012 (.5)	-.007 (.5)	.48
ΔY	.5 (.7)	-1.0 (1.1)	1.
ΔCR	.46 (1.2)	-.66 (1.2)	2.97
ΔCC	-2.9 (1.7)	2.7 (1.7)	1.97
ΔCCW	.26 (.6)	-.54 (1.2)	1.0
ΔDMT	-.09 (.12)	-.03 (.04)	.47

ROB : rendimiento de las obligaciones industriales

Y : PIB real a precios de mercado

CR : crédito a familias y empresas

CC : coste del capital

DMT : deflactor de la inversión

W : Salarios nominales (Ganancia persona-mes)

CCW : Coste relativo de los factores capital trabajo (CC/W)

(Variables en logaritmos excepto ROB, W, y CC).

IV. Análisis estadístico

La primera parte de esta sección se dedica a presentar una serie de contrastes, que se consideran razonablemente suficientes para validar el modelo presentado en (2.7). En segundo lugar, se discuten los contrastes de estabilidad del modelo estimado, que han conducido a las afirmaciones de la sección III.

Supongamos ahora, que escribimos el modelo estructural con la siguiente notación,

$$\beta y_t + c z_t = \varepsilon_t$$

$$E\varepsilon_t \varepsilon_s = \begin{cases} 0 & t \neq s \\ \Sigma & t = s \end{cases} \qquad (4.1)$$

donde β es una matriz no singular de orden (n x n), c es una matriz de orden (n x k), y_t un vector de 'n' variables endógenas, y z_t un vector de 'k' variables predeterminadas. La forma reducida de (4.1) es entonces,

$$y_t = -\beta^{-1} c z_t + \beta^{-1} \varepsilon_t$$

$$= \Pi(\Theta) z_t + v_t \qquad (4.2)$$

donde $\Pi(\Theta)$ son funciones no lineales de un vector más restringido de parámetros 'Θ', si el modelo esta sobreidentificado. Un contraste importante en modelos simultáneos consiste en comparar la estimación de (4.2) restringida con la irrestringida. Este es el contraste de sobreidentificación, que también puede ser entendido como un contraste de exogeneidad de las variables instrumentales del modelo.

En el caso del modelo (2.7), la forma estructural equivalente a la (4.1) tiene 7 parámetros dada la restricción en el coeficiente de ΔE y ΔE_{-1} en la ecuación de inversión. El número de variables predeterminadas es 5 (R1, u, D1, D2, ΔE_{-1}), y como hay tres ecuaciones, los grados de libertad del contraste son 5 x 3 - 7 = 8. El contraste de máxima verosimilitud puede llevarse a cabo, equivalentemente a través del criterio utilizado para obtener el estimador trietápico, que en el presente caso toma el valor

$$\mathrm{tr}\ \tilde{\Sigma}^{-1} (\tilde{E}'\ z\ (z'z)^{-1}\ z'\ \tilde{E}) = 7.0 \underset{A}{\sim} \chi^2_8 \qquad (4.3)$$

donde

$$\tilde{\varepsilon}_t = \tilde{\beta}\ y_t + \tilde{c}\ z_t$$

$$E' = (\varepsilon_1, \ldots, \varepsilon_T) \qquad (4.4)$$

siendo $(\tilde{\beta}, \tilde{c}, \tilde{\Sigma})$ los estimadores trietápicos. El valor de una χ^2_8 al 95 % es aproximadamente 16,0, con lo que el contraste de sobreidentificación es ampliamente aceptado. La ventaja de utilizar la fórmula de (4.3) en lugar del cociente de máxima verosimilitud usual, es que los estimadores trietápicos son convenientes para ser introducidos como punto inicial del algoritmo no lineal que resuelve el estimador de máxima verosimilitud. Entonces, (4.3) no requiere ningún cálculo ni programación adicional.

Los contrastes de correlación serial en un sistema simultáneo se pueden llevar a cabo, con facilidad, del modo siguiente. Supongamos que escribimos el modelo (4.1) en la forma,

$$\beta y_t + c\, z_t = u_t, \quad u_t = R\, u_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$A x_t = u_t$$

$$A = (B : z), \; x_t' = (y_t' \; z_t') \tag{4.5}$$

es decir, que ahora los errores siguen un proceso AR(1). Alternativamente podemos escribir,

$$A x_t - R\, A x_{t-1} = \varepsilon_t$$

$$A^+ (\theta) x_t^+ = \varepsilon_t \tag{4.6}$$

donde ahora 'θ' incluye todos los parámetros del modelo. El modelo de (4.6) es no lineal en parámetros, pero aparte de esto no presenta ninguna dificultad especial, así que podemos aplicar un contraste de máxima verosimilitud estimando el modelo (4.6) frente al (4.1). En el modelo de este trabajo n = 3, y se ha contrastado ecuación por ecuación un proceso del tipo,

$$u_{1t} = \rho_1\, u_{1t-1} + \rho_2\, u_{2t-2} + \varepsilon_{1t}$$

$$u_{2t} = \varepsilon_{2t}$$

$$u_{3t} = \varepsilon_{3t} \tag{4.7}$$

El motivo de este procedimiento es aumentar la potencia de los contrastes. El contraste se define entonces como

$$C_1\ (d.f) = -2(LK_R - LK_{UR}) \underset{A}{\sim} \chi^2_{d.f} \tag{4.8}$$

donde LK_R y LK_{UR} son respectivamente las funciones de verosimilitud restringida y no restringida, y d.f son los grados de libertad. Los resultados se presentan en

la Tabla (2) junto con el modelo básico estimado. Un punto adicional importante hace referencia al procedimiento numérico de estimación máximo verosímil. Los algoritmos no lineales necesitan unos estimadores iniciales para empezar la iteración, y en general, suele ser importante elegirlos adecuadamente. Lo usual en estimaciones máximo verosimiles, suele ser empezar con los estimadores trietápicos, ya que asintóticamente son equivalentes. En este caso, el estimador trietápico no lineal de (4.5) presenta el problema de que el número de instrumentos aumenta rápidamente en relación al número de observaciones. Por ejemplo, en el caso de la tercera ecuación, al introducir un AR(2) en los errores, el número de instrumentos en el sistema pasa de 5 a 12. Dado que además perdemos dos observaciones iniciales la matriz de instrumentos (z'z) se acerca a la singularidad ya que z es ahora de orden (14 x 12). Esto unido a los errores numéricos del ordenador, hace que los estimadores sean muy inestables y por este motivo, son un mal punto de partida para la iteración máximo verosímil. Como bajo la hipótesis nula $\rho_1 = \rho_2 = 0$, lo lógico es suministrar valores iniciales, basándose en este supuesto, es decir, tomando los valores estimados por un procedimiento trietápico, presentados en (2.7). Este último procedimiento es el que se ha seguido ya que el anterior no convergía bien, por el motivo explicado.

Los contrastes contra correlación serial omitida en la ecuación del PIB fueron la clave en una primera etapa para llegar a una especificación correcta. Inicialmente, se determinó la ecuación $\Delta y = \alpha \Delta y_{-1} + \beta \Delta I$, que parecía en principio razonable. Sin embargo, los contrastes de correlación serial, detectaron residuos muy autocorrelacionados, hasta con tres desfases. Desde un punto de vista económico esto no tenía ninguna justificación por lo que

se pensó que la ecuación estaba mal especificada. Si consideramos el modelo (2.7) escrito de forma abstracta como en (4.10), es evidente que el 'salto' de todas las variables dependientes antes y después del 73 no quedaba explicado, ya que la única variable explicativa, Δu, no tiene ningún cambio de nivel importante. Era claro por consiguiente que faltaba una o más variables que captasen ese cambio de nivel, y que provisionalmente se decidió aproximar por 'dummies'. El hecho de que se detectase correlación serial puede ser interpretado del mismo modo: como no se captaba el cambio de nivel, los ajustes quedaban sistemáticamente por encima (antes del 74) o por debajo (después del 74) de la variable observada. Así, los residuos estaban siempre sistemáticamente en un lado de su media, y por lo tanto estaban fuertemente correlacionados positivamente.

Los contrastes de estabilidad se discuten detalladamente más adelante. En todo caso, es siempre conveniente contrastar la homogeneidad de las primeras observaciones de la muestra, lo que puede hacerse utilizando la fórmula desarrollada en [6] y presentada en esta sección (4.12). Los valores de la función de verosimilitud del sistema (LKH) para diversas muestras, obtenidas al eliminar observaciones iniciales son los siguientes:

	I	II	III
	1966-1981	1967-1981	1968-1981
nº observac.	(16)	(15)	(14)
LKH	123.3	116.02	107.99

Con estos valores se pueden obtener tres contrastes de estabilidad, que se presentan a continuación:

	II	III	d.f.		cota al 95 %	
I	3.0	6.0	3	6	7.9	13.
II		5.0		3		7.9

La primera tabla de la izquierda da el valor del contraste según la fórmula de (4.12), comparando las dos muestras de la correspondiente fila y columna. La tabla del centro da los grados de libertad correspondientes al contraste de la tabla izquierda y la de la derecha, da los valores de una χ^2 correspondientes al 95 % de probabilidad, para cada casilla. La estabilidad de las primeras observaciones, se acepta por lo tanto ampliamente.

Antes de pasar al análisis de los contrastes de estabilidad en la última parte del modelo, es de interés analizar ciertas cuestiones relacionadas con la manipulación de sistemas simultáneos. En primer lugar, el modelo de (4.1) se puede escribir más generalmente como

$$\beta(L)y_t + C(L)\ z_t = \varepsilon_t \qquad (4.9)$$

cuya solución estática se obtiene haciendo L=1, es decir,

$$y = \beta\ (1)^{-1}\ C(1)z \qquad (4.10)$$

Los coeficientes de $\beta(1)^{-1}$ C(1) son ahora funciones no lineales bastante complejas de los coeficientes originales. Sin embargo, una vez que estas funciones se obtienen analíticamente, es sencillo con

los programas standard (vgr. TSP) obtener coeficientes 't'. Como es bien sabido estos valores se obtienen por medio de una aproximación lineal de Taylor de primer orden a dichas funciones. Asintóticamente, estas aproximaciones son válidas, aunque evidentemente, con una muestra de 15 datos, no dejan de ser una posible aproximación. La dificultad de este procedimiento es que, en general, los programas usuales no lo incorporan de modo que es preciso calcular las funciones analíticas previamente. Está claro, que con un modelo de cuatro ecuaciones la tarea es ya muy ardua.

La importancia de estimar un modelo estructural consistentemente puede deberse a varios motivos. En primer lugar, en algunos casos es esencial estimar consistentemente las ecuaciones para detectar ciertos efectos cruciales (ver por ejemplo [7]). Por otra parte, los coeficientes de la forma reducida son muy sensibles a pequeños cambios en la estimación de la matriz β, si está cerca de la singularidad.

En el presente caso, definiendo por π_F los estimadores de la forma reducida en equilibrio estático obtenidos por la estimación máximo verosímil de β y c, y π_L los correspondientes mínimo cuadráticos, tenemos que

$$+ \left(\frac{||Vec(\pi_F - \pi_L)||}{||Vec\ \pi_F||} \right)^{1/2} * 100 \simeq 8\ \% \qquad (4.11)$$

donde Vec (.) es la operación que convierte en un vector a la matriz indicada entre paréntesis. En este caso, el cambio es considerable aunque no espectacular, pero ello es debido a que $|\beta|$ en el modelo de (2.7) es casi

igual a uno, que es el valor que tendría, caso de ser diagonal. Es decir, que el modelo se acerca a la 'semirecursividad' y por este motivo los cambios en los coeficientes estimados por un procedimiento consistente, no son drásticos. De todas formas, los cambios en el comportamiento dinámico, son mas considerables. Por ejemplo, el valor de la única raíz de $\beta(L)$ cambia en un 70 %, y esta es la raíz dinámica del modelo escrito en forma autoregresiva. También es cierto no obstante, que esta raíz tiene un valor bastante reducido (.17), y por consiguiente no es muy relevante.

Otro punto que merece atención es la posible endogeneidad del tipo de interés. Este problema puede venir de la relación presumiblemente positiva entre el tipo de interés y el PIB a través de la demanda de dinero. Entonces, el coeficiente obtenido para R2 en el modelo (2.7) estaría sesgado a la baja. Una posibilidad consiste en estimar el modelo de (2.7) utilizando $R2_{-1}$ como instrumento para R2, por medio de un estimador trietápico para un sistema incompleto. El resultado de esta esimación da un coeficiente de -.014 para el tipo de interés, es decir, el doble que el anterior lo que confirma la existencia de un sesgo de simultaneidad. El único medio de resolver satisfactoriamente este problema es añadir al modelo una ecuación para la determinación del tipo de interés, pero esto es por el momento impracticable ya que la variable R2 solo tiene ocho observaciones. De todas formas la contribución explicativa de esta variable al modelo, no es de tal tamaño que pueda poner en entredicho los resultados del análisis de estabilidad que se presentan a continuación.

El contraste de estabilidad de un modelo simultáneo presentado en [6], para determinar si T_2 observaciones adicionales pertenecen al mismo modelo que el que genera las T_1 observaciones iniciales es,

$$-2\left(\left(1-\frac{T_2}{T}\right)L-L_1\right)+n\,T_2 \;\underset{A}{\sim}\; \chi^2_{n\,T_2} \qquad (4.12)$$

donde L, L_1 son las funciones de verosimilitud basadas en T y T_1 observaciones respectivamente, y 'n' es el número de ecuaciones del modelo. Los valores de la función de verosimilitud (LKH), en los que se basa el análisis de estabilidad del modelo y sus correspondientes muestras son los siguientes,

	I	II	III	IV	V
	1966-79	1966-80	1966-81	1966-82	1966-83
nº obs:	14	15	16	17	18
LKH :	107.99	116.	123.34	126.5	131.6

De modo similar a los contrastes para la primera parte de la muestra, podemos llevar a cabo diez contrastes de este tipo con los nuevos valores. La siguiente tabla, da los valores del contraste conrrespondiente, en cada casilla,

	I	II	III	IV
II	3.			
III	6.	3.8		
IV	16.6	14.8	11.6	
V	23.3	21.6	21.0	7.9

Los grados de libertad correspondientes a esta tabla y el valor asociado de una χ^2 al 95 % de significación, están dados en las siguientes tablas:

3				7.9			
6	3			13	7.9		
9	6	3		17	13	7.9	
12	9	6	3	22	17	13	7.9

Aunque los contrastes no son independientes entre sí, es obvio que podemos sacar alguna conclusión de su consideración conjunta. En particular, en la tabla que presenta el valor de los contrastes, podemos trazar una línea horizontal por debajo de la línea correspondiente a la muestra III (66–82). Todos los contrastes (siete) excepto uno que está en el límite, detectan inestabilidad. Además, los contrastes por encima de esa línea son ampliamente superados. Es decir, que se detecta una inestabilidad 'sistemática', y clara del modelo y el punto de cambio queda delimitado con nitidez casi total en el año 1982, (incluído el mismo).

Aunque el modelo en conjunto es inestable, puede que se deba a la inestabilidad de solo una parte de las ecuaciones. Entonces, es interesante comprobar la estabilidad de las ecuaciones independientemente. Esto puede hacerse con facilidad por medio de los contrastes desarrollados en [6] y que para este caso es el siguiente,

$$\sum_{t=1982}^{1983} (e_t^2 / \sigma^2) \sim \chi_2^2 \qquad (4.13)$$

donde 'e_t' es el error de predicción de la ecuación estructural correspondiente. El valor del contraste para cada una de las ecuaciones se da en la siguiente tabla

Y	E	I	χ_2^2 al 95 %
27.7	6.8	18.8	4.8

lo que muestra que el modelo es inestable porque todas las ecuaciones lo son.

V. Conclusión

La evolución de la inversión en bienes de equipo hasta el año 1981, se explica razonablemente por medio de los excedentes empresariales. A partir del año 82, el incremento de excedentes no ha ido acompañado de un incremento de la inversión. Esta discrepancia es estadísticamente demasiado alta, y el análisis econométrico detecta con nitidez un ruptura en todas las ecuaciones del modelo. Las encuestas de opinión empresariales confirman este resultado, y parecen indicar que la causa de este cambio puede estar en la incertidumbre. Existe alguna evidencia empírica para apoyar la hipótesis de que esta incertidumbre puede estar causada por los elevados déficits públicos, y las variaciones de los tipos de interés.

Apéndice: Gráficos y Tablas

Definición de las variables utilizadas

I : inversión en maquinaria y material de transporte,

E : excedentes empresariales netos deflactados con el deflactor del PIB. A partir de 1979 es la serie del Banco de España,

Y : PIB a precios de mercado,

u : índice de utilización de la capacidad productiva,

R2 : rendimiento de las obligaciones industriales (74-81) (hasta el año 73, toma el valor cero).

D1 : dummy escalón que toma los valores: 1 : 1966-1974
0 : 1975-1981

D2 : dummy escalón que toma los valores: 0 : 1966-1974
1 : 1975-1981

CR : crédito real al sector privado (deflactado con el deflactor del PIB),

CC : coste del capital (definido en la sección II),

PMT: deflactor de la inversión en maquinaria y material de transporte,

ROB: rendimiento de las obligaciones industriales,

PM : deflactor de las importaciones.

W : salarios nominales (ganancia persona-mes).

37

Todas las variables están en logaritmos a excepción de u, R2, ROB, CC, W y las dummies.

Fuente: Contabilidad Nacional y Banco de Datos del SEBE.

Tabla 2

Estimación del modelo (2.7)

a_1	.016	(3.9)	.015	(2.4)
a_2	.83	(5.6)	.85	(5.9)
b_1	.74	(6.8)	.77	(4.2)
c_1	.21	(4.1)	.22	(3.4)
c_2	.045	(9.4)	.044	(9.9)
c_3	.0125	(4.0)	.012	(3.4)
c_4	-0.08	(3.5)	-.0073	(3.0)
Método	Trietápico		Máxima verosimilitud	

$$LKH = 123.3 \qquad \Sigma = \begin{pmatrix} .2 & & \\ -.005 & .046 & \\ -.035 & .002 & .01 \end{pmatrix}$$

Modelo estimado

$$\Delta I = a_1 \Delta u + a_2 (\Delta E + \Delta E_{-1})$$

$$\Delta E = b_1 \Delta y$$

$$\Delta y = c_1 \Delta I + c_2 D1 + c_3 D2 + c_4 R2$$

	R^2	T	$\tilde{\sigma}$	$c_1(2)$	cota al 95 %
ΔI	.67	16(66-81)	.045	3.7	$\chi^2(2)$ 6.0
ΔE	.62	"	.021	8.0	
Δy	.87	"	.01	1.13	

Referencias

[1] ARTUS, P. et MUET, P.A. 'Un panorama des dévéloppments récents de l'économétrie de l'investissement'. Revue économique, 1984.

[2] BONILLA, J.M. 'Funciones de importación y exportación en la economía española Estudios Económicos, nº 14, Banco de España 1978.

[3] MALINVAUD, E. 'Essais sur la theorie du chomage Calmann-Lévy. Paris, 1983

[4] MAULEON, I. 'Consideraciones sobre la determinación simultánea de precios y salarios' Documento de Trabajo 8413, Banco de España 1984.

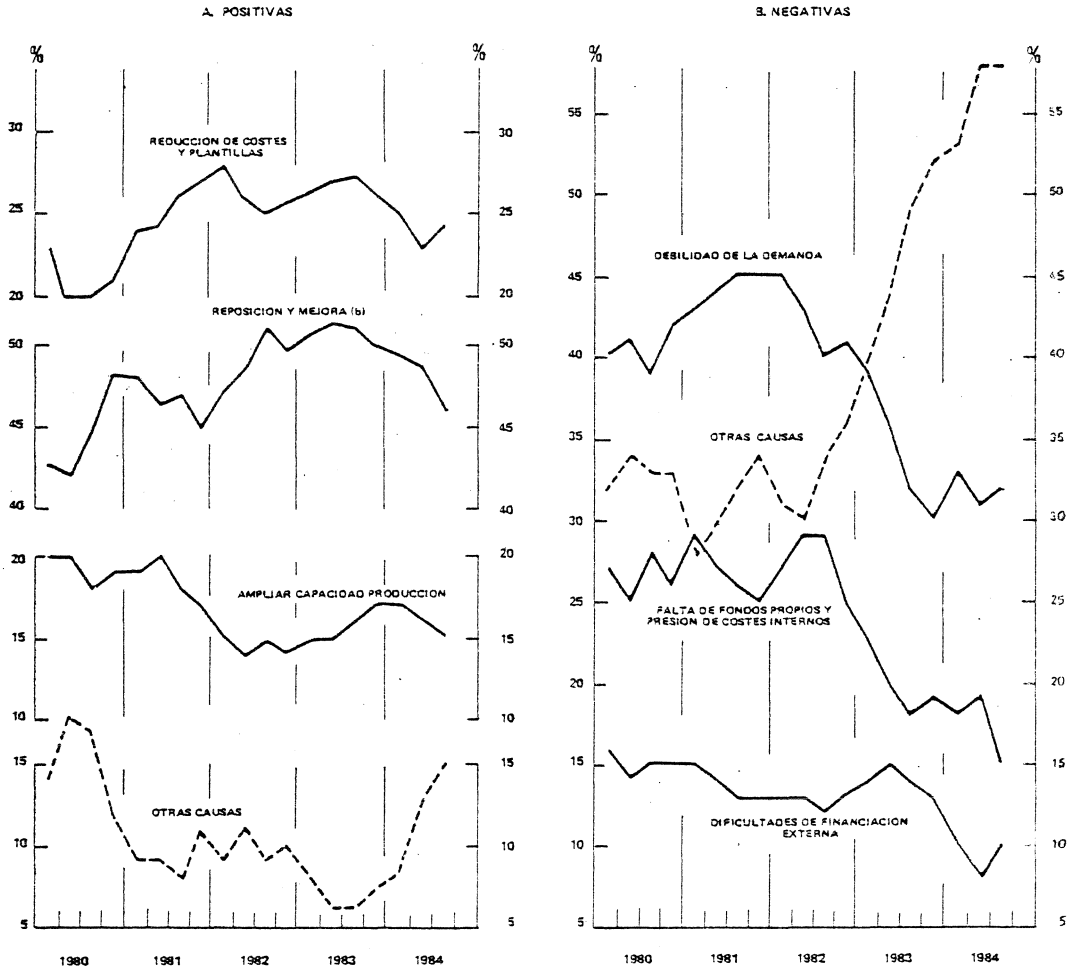
[5] ———————— 'Factores de corrección para contrastes en modelos dinámicos'. Documento de Trabajo 8422, Banco de España 1984.

[6] ———————— 'Stability testing in regression models'. Documento de Trabajo 8509, Banco de España 1985.

[7] ———————— y PEREZ, J. 'Interest rate determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain'. Documento de Trabajo 8413, Banco de España 1984.

Gráfico 1

CAUSAS DE LOS PROYECTOS DE INVERSION (a)



(a). Medias móviles de tres meses.
(b). Incluye los proyectos de inversión para mejorar la calidad de los productos, reemplazar instalaciones y fabricar nuevos productos.

Gráfico 2

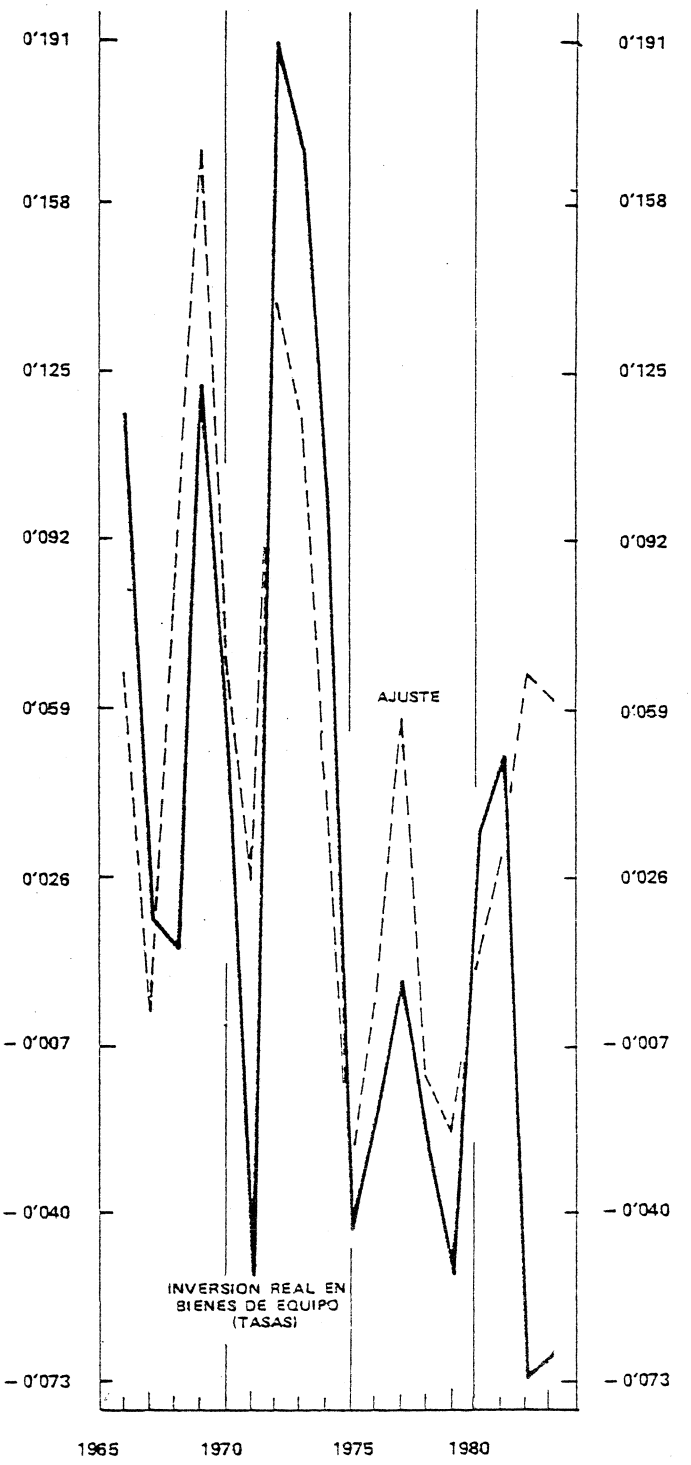

0'191
0'158
0'125
0'092
0'059
0'026
– 0'007
– 0'040
– 0'073
AJUSTE
INVERSION REAL EN
BIENES DE EQUIPO
(TASAS)
1965
1970
1975
1980

Gráfico 3

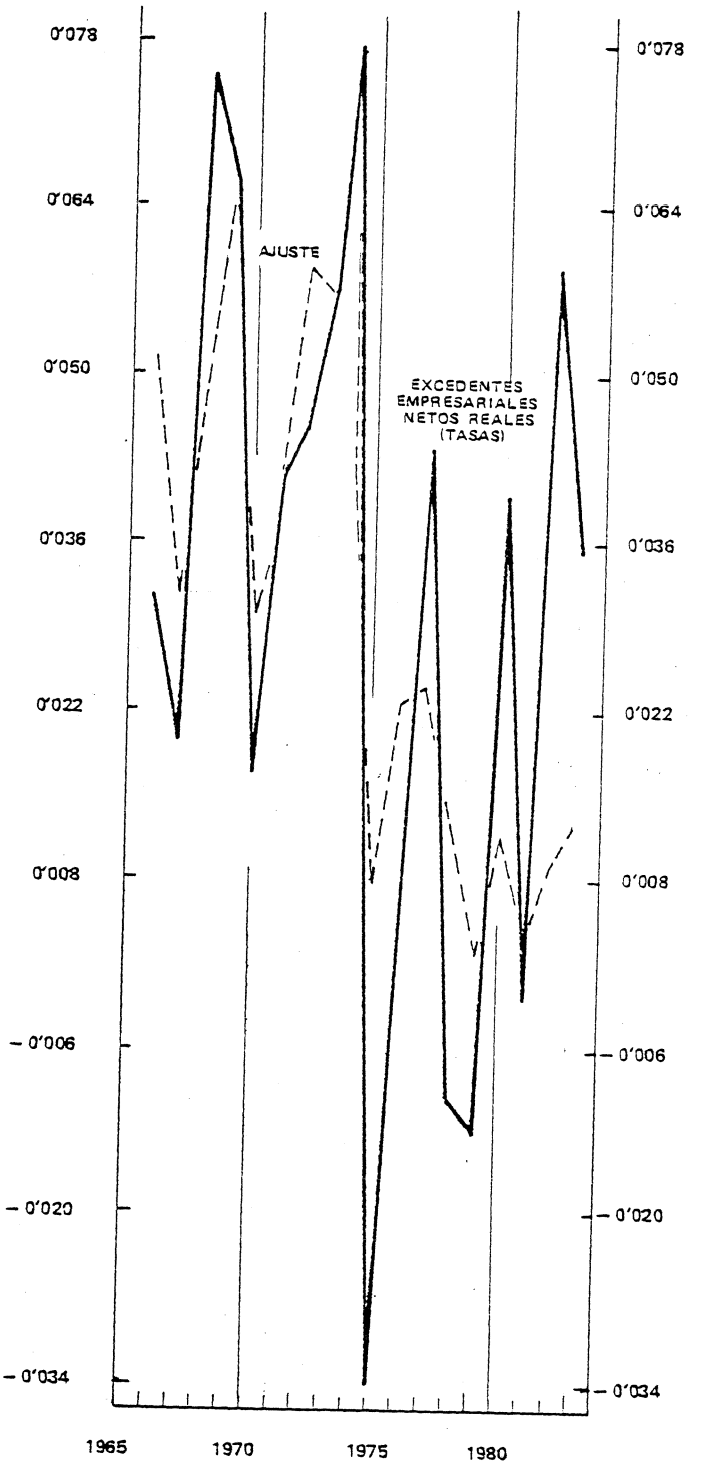

0'078
0'064
0'050
0'036
0'022
0'008
– 0'006
– 0'020
– 0'034
AJUSTE
EXCEDENTES
EMPRESARIALES
NETOS REALES
(TASAS)
1965
1970
1975
1980

Gráfico 4

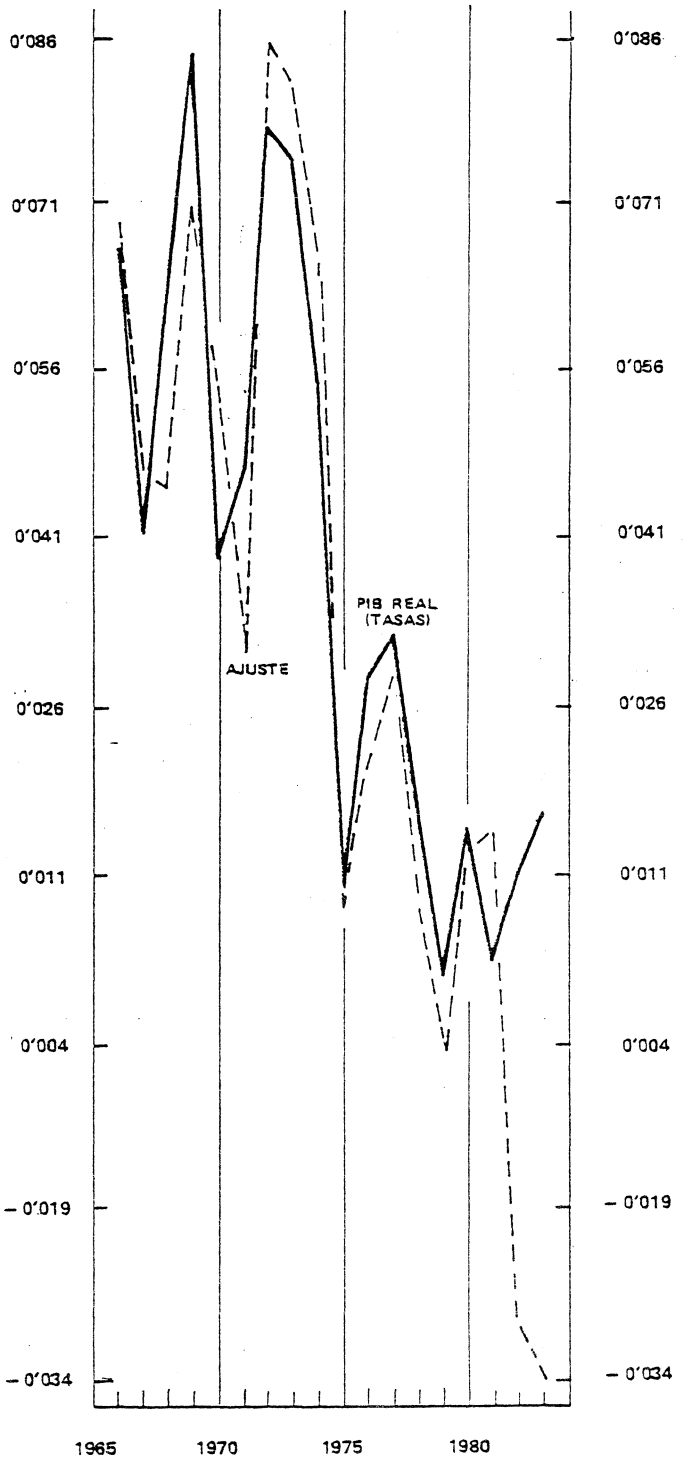
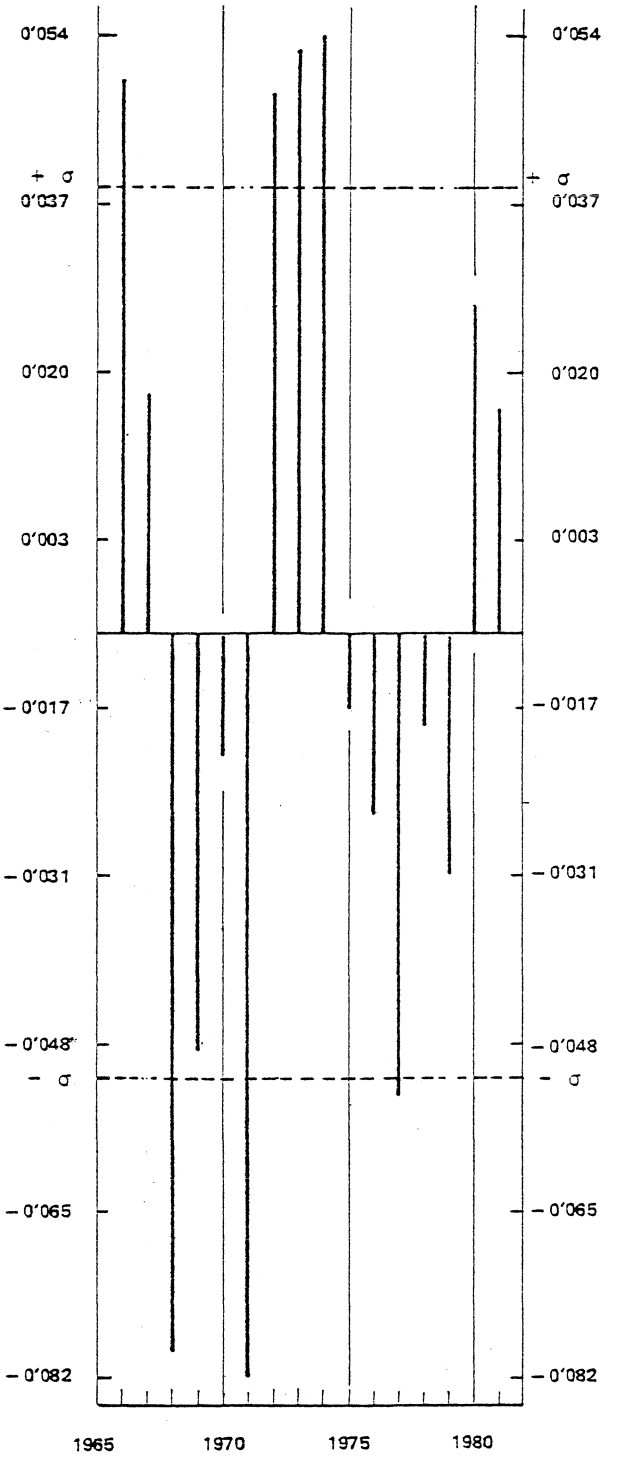

0'086
0'071
0'056
0'041
0'026
0'011
0'004
– 0'019
– 0'034
PIB REAL
(TASAS)
AJUSTE
1965
1970
1975
1980

Gráfico 5

ERRORES DEL GRAFICO 1



ERRORES DEL GRAFICO 2

Gráfico 6

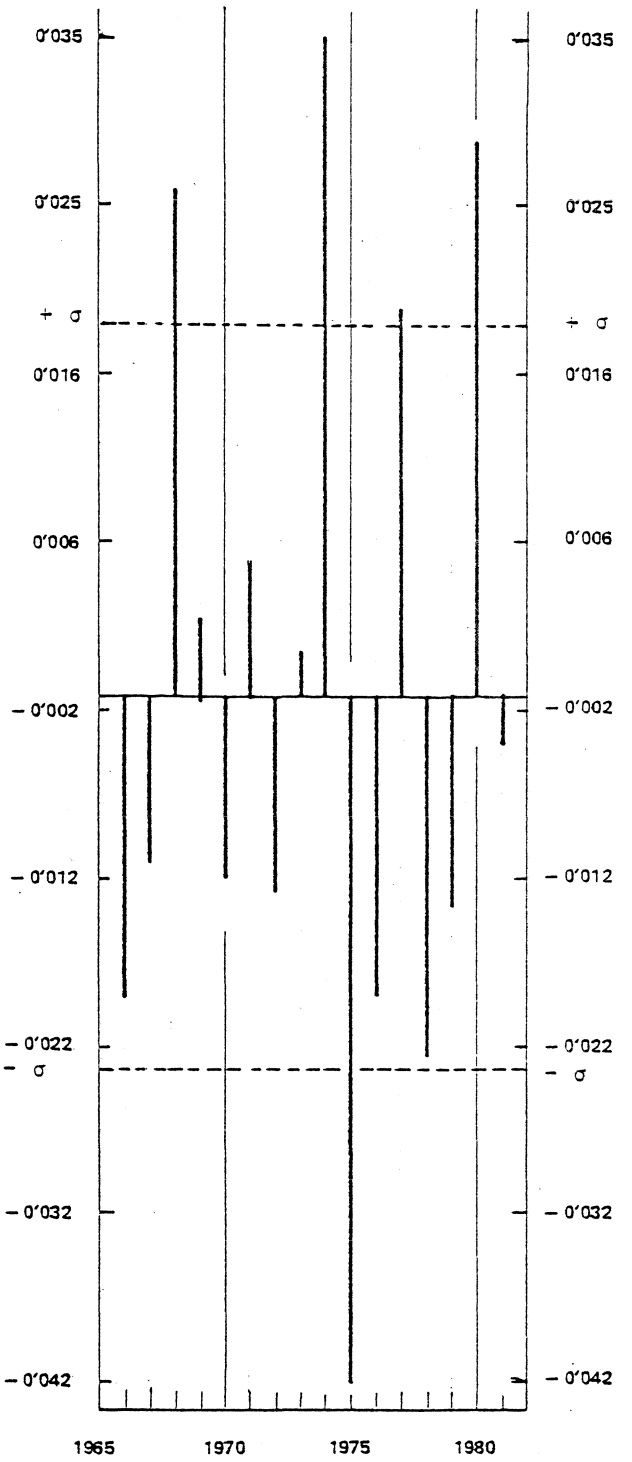
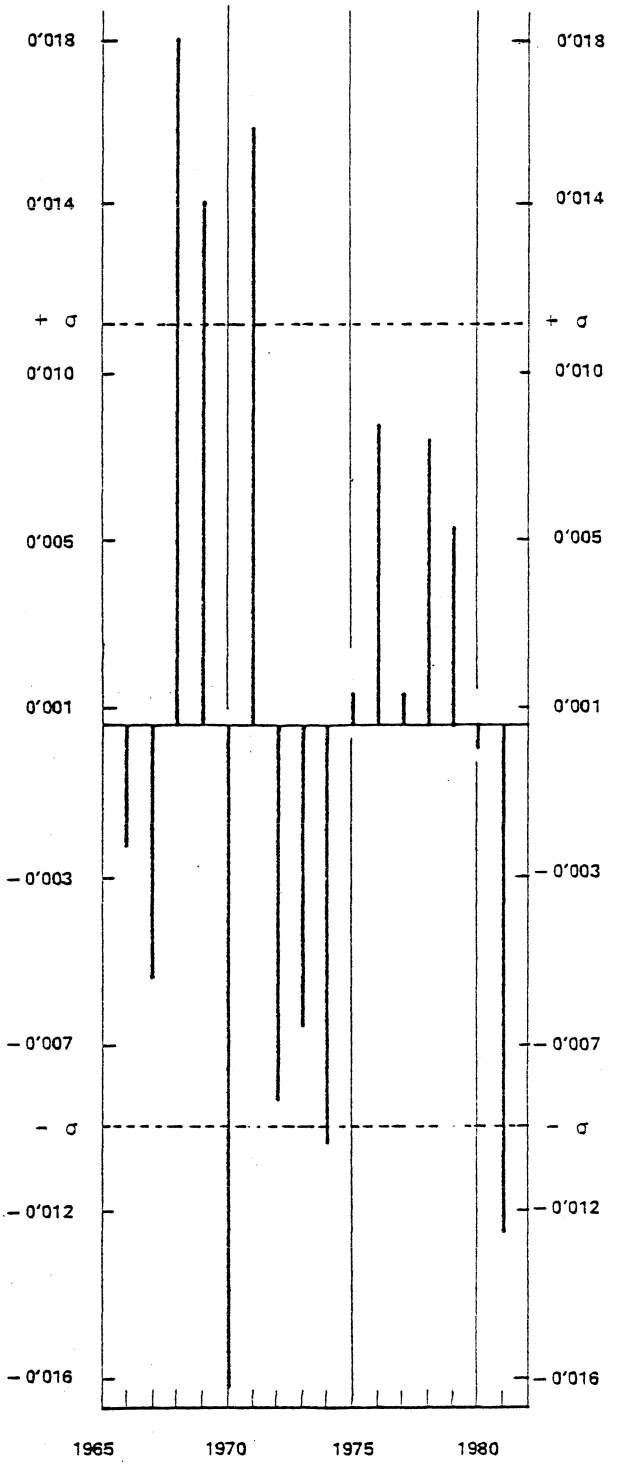


Gráfico 7

ERRORES DEL GRAFICO 3



DOCUMENTOS DE TRABAJO:

7801 **Vicente Poveda y Ricardo Sanz:** Análisis de regresión: algunas consideraciones útiles para el trabajo empírico (*).

7802 **Julio Rodríguez López:** El PIB trimestral de España, 1958-1975. Avance de cifras y comentarios (*). (Publicadas nuevas versiones en Documentos de Trabajo núms. 8211 y 8301).

7803 **Antoni Espasa:** El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas (*). (Publicado en Estudios Económicos n.° 15).

7804 **Pedro Martínez Méndez y Raimundo Poveda Anadón:** Propuestas para una reforma del sistema financiero.

7805 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (*). Reeditado con el número 8001.

7806 **Ricardo Sanz:** Modelización del índice de producción industrial y su relación con el consumo de energía eléctrica.

7807 **Luis Angel Rojo y Gonzalo Gil:** España y la CEE. Aspectos monetarios y financieros (*).

7901 **Antoni Espasa:** Modelos ARIMA univariantes, con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales) M_3 y M_2.

7902 **Ricardo Sanz:** Comportamiento del público ante el efectivo (*).

7903 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen I: Crítica de la fuente.

7904 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen II: Series provinciales.

7905 **Antoni Espasa:** Un modelo diario para la serie de depósitos en la Banca: primeros resultados y estimación de los efectos de las huelgas de febrero de 1979.

7906 **Agustín Maravall:** Sobre la identificación de series temporales multivariantes.

7907 **Pedro Martínez Méndez:** Los tipos de interés del Mercado Interbancario.

7908 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Board of Governors of the Federal Reserve System-Regulations AA—D—K—L—N—O—Q (*).

7909 **Agustín Maravall:** Effects of alternative seasonal adjustment procedures on monetary policy.

8001 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (*).

8002 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Empresas propietarias del Banco. Bank Holding Company Act-Regulation «Y» (*).

8003 **David A. Pierce, Darrel W. Parke, and William P. Cleveland, Federal Reserve Board and Agustín Maravall, Bank of Spain:** Uncertainty in the monetary aggregates: Sources, measurement and policy effects.

8004 **Gonzalo Gil:** Sistema financiero español (*). (Publicada una versión actualizada en Estudios Económicos n.° 29).

8005 **Pedro Martínez Méndez:** Monetary control by control of the monetary base: The Spanish experience (la versión al español se ha publicado como Estudio Económico n.° 20).

8101 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** Errors in preliminary money stock data and monetary aggregate targeting.

8102 **Antoni Espasa:** La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos.

8103 **Agustín Maravall:** Factores estacionales de los componentes de M_3. Proyecciones para 1981 y revisiones, 1977-1980.

8104 **Servicio de Estudios:** Normas relativas a las operaciones bancarias internacionales en España.

8105 **Antoni Espasa:** Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de series de la economía española.

8201 **Antoni Espasa:** El comportamiento de series económicas: Movimientos atípicos y relaciones a corto y largo plazo.

8202 **Pedro Martínez Méndez e Ignacio Garrido:** Rendimientos y costes financieros en el Mercado Bursátil de Letras.

8203 **José Manuel Olarra y Pedro Martínez Méndez:** La Deuda Pública y la Ley General Presupuestaria.
8204 **Agustín Maravall:** On the political economy of seasonal adjustment and the use of univariate time-series methods.
8205 **Agustín Maravall:** An application of nonlinear time series forecasting.
8206 **Ricardo Sanz:** Evaluación del impacto inflacionista de las alzas salariales sobre la economía española en base a las tablas input-output.
8207 **Ricardo Sanz y Julio Segura:** Requerimientos energéticos y efectos del alza del precio del petróleo en la economía española.
8208 **Ricardo Sanz:** Elasticidades de los precios españoles ante alzas de diferentes inputs.
8209 **Juan José Dolado:** Equivalencia de los tests del multiplicador de Lagrange y F de exclusión de parámetros en el caso de contrastación de perturbaciones heterocedásticas.
8210 **Ricardo Sanz:** Desagregación temporal de series económicas (*).
8211 **Julio Rodríguez y Ricardo Sanz:** Trimestralización del producto interior bruto por ramas de actividad. (Véase Documento de Trabajo n.º 8301).
8212 **Servicio de Estudios. Estadística:** Mercado de valores: Administraciones Públicas. Series históricas (1962-1981).
8213 **Antoni Espasa:** Una estimación de los cambios en la tendencia del PIB no agrícola, 1964-1981.
8214 **Antoni Espasa:** Problemas y enfoques en la predicción de los tipos de interés.
8215 **Juan José Dolado:** Modelización de la demanda de efectivo en España (1967-1980).
8216 **Juan José Dolado:** Contrastación de hipótesis no anidadas en el caso de la demanda de dinero en España.
8301 **Ricardo Sanz:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad series revisadas
8302 **Cuestionario OCDE. Servicio de Estudios. Estadística.** Cuadro de flujos financieros de la economía española (1971-1981) (*).
8303 **José María Bonilla Herrera** y **Juan José Camio de Allo:** El comercio mundial y el comercio exterior de España en el período 1970-1981: Algunos rasgos básicos.
8304 **Eloísa Ortega:** Indice de precios al consumo e índice de precios percibidos.
8305 **Servicio de Estudios. Estadística:** Mercado de Valores: Instituciones financieras. Renta fija. Series históricas (1962-1982).
8306 **Antoni Espasa:** Deterministic and stochastic seasonality: an univariate study of the Spanish Industrial Production Index.
8307 **Agustín Maravall:** Identificación de modelos dinámicos con errores en las variables.
8308 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** The transmission of data noise into policy noise in monetary control.
8309 **Agustín Maravall:** Depresión, euforia y el tratamiento de series maníaco-depresivas: el caso de las exportaciones españolas.
8310 **Antoni Espasa:** An econometric study of a monthly indicator of economic activity.
8311 **Juan José Dolado:** Neutralidad monetaria y expectativas racionales: Alguna evidencia en el caso de España.
8312 **Ricardo Sanz:** Análisis cíclicos. Aplicación al ciclo industrial español.
8313 **Ricardo Sanz:** Temporal disaggregation methods of economic time series.
8314 **Ramón Galián Jiménez:** La función de autocorrelación extendida: Su utilización en la construcción de modelos para series temporales económicas.
8401 **Antoni Espasa y María Luisa Rojo:** La descomposición del indicador mensual de cartera de pedidos en función de sus variantes explicativas.
8402 **Antoni Espasa:** A quantitative study of the rate of change in Spanish employment.
8403 **Servicio de Producción y Demanda Interna:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1975-1982.
8404 **Agustín Maravall:** Notas sobre la extracción de una señal en un modelo ARIMA.
8405 **Agustín Maravall:** Análisis de las series de comercio exterior —I—.
8406 **Ignacio Mauleón:** Aproximaciones a la distribución finita de criterios Ji- cuadrado: una nota introductoria.
8407 **Agustín Maravall:** Model-based treatment of a manic-depressive series.
8408 **Agustín Maravall:** On issues involved with the seasonal adjustment of time series.

8409 **Agustín Maravall**: Análisis de las series de comercio exterior —II—.
8410 **Antoni Espasa**: El ajuste estacional en series económicas.
8411 **Javier Ariztegui y José Pérez**: Recent developments in the implementation of monetary policy.
8412 **Salvador García-Atance**: La política monetaria en Inglaterra en la última década.
8413 **Ignacio Mauleón**: Consideraciones sobre la determinación simultánea de precios y salarios.
8414 **María Teresa Sastre y Antoni Espasa**: Interpolación y predicción en series económicas con anomalías y cambios estructurales: los depósitos en las cooperativas de crédito.
8415 **Antoni Espasa**: The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the Spanish GDP.
8416 **Antoni Espasa, Ascensión Molina y Eloísa Ortega**: Forecasting the rate of inflation by means of the consumer price index.
8417 **Agustín Maravall**: An application of model-based signal extraction.
8418 **John T. Cuddington y José M. Viñals**: Budget deficits and the current account in the presence of classical unemployment.
8419 **John T. Cuddington y José M. Viñals**: Budget deficits and the current account: An intertemporal disequilibrium approach.
8420 **Ignacio Mauleón y José Pérez**: Interest rates determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain.
8421 **Agustín Maravall**: A note on revisions in arima-based signal extaction.
8422 **Ignacio Mauleón**: Factores de corrección para contrastes en modelos dinámicos.
8423 **Agustín Maravall y Samuel Bentolila**: Una medida de volatilidad en series temporales con una aplicación al control monetario en España.
8501 **Agustín Maravall**: Predicción con modelos de series temporales.
8502 **Agustín Maravall**: On structural time series models and the characterization of components.
8503 **Ignacio Mauleón**: Predicción multivariante de los tipos interbancarios.
8504 **José Viñals**: El déficit público y sus efectos macroeconómicos: algunas reconsideraciones.
8505 **José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega**: Estructuras de ponderación y de precios relativos entre los deflactores de la Contabilidad Nacional.
8506 **José Viñals**: Gasto público, estructura impositiva y actividad macroeconómica en una economía abierta.
8507 **Ignacio Mauleón**: Una función de exportaciones para la economía española.
8508 **J.J. Dolado, J.L. Malo de Molina y A. Zabalza**: Spanish industrial unemployment: some explanatory factors.
8509 **Ignacio Mauleón**: Stability testing in regression models.
8510 **Ascensión Molina y Ricardo Sanz**: Un indicador mensual del consumo de energía eléctrica para usos industriales, 1976-1984.
8511 **J. J. Dolado y J. L. Malo de Molina**: An expectational model of labour demand in Spanish industry.
8512 **J. Albarracín y A. Yago**: Agregación de la Encuesta Industrial en los 15 sectores de la Contabilidad Nacional de 1970.
8513 **Juan J. Dolado, José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega**: Respuestas en el deflactor del valor añadido en la industria ante variaciones en los costes laborales unitarios.
8514 **Ricardo Sanz**: Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1964-1984.
8515 **Ignacio Mauleón**: La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad.

* *Las publicaciones señaladas con un asterisco se encuentran agotadas.*

Información: Banco de España, Servicio de Publicaciones. Alcalá, 50. 28014 Madrid.