

Documento de Trabajo 95-24
Serie de Economía 13
Diciembre 1995

Departamento de Economía
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-9875

UTILIZACIÓN DEL CAPITAL Y CICLO ECONÓMICO ESPAÑOL

Omar Licandro, Luis A. Puch y Ramón Ruiz-Tamarit*

Resumen

Desde el enfoque de los ciclos reales, analizamos el papel que juega la subutilización de los factores productivos en la propagación de las fluctuaciones agregadas de la economía española. Para ello, incorporamos en un modelo de equilibrio general con crecimiento estocástico una tecnología de depreciación que depende positivamente de la utilización del capital. Además, suponemos que la depreciación de las máquinas puede ser reducida mediante una actividad de mantenimiento. Consideramos que el mantenimiento de las máquinas es contracíclico puesto que es más barato para la empresa reparar las máquinas cuando están paradas que cuando se utilizan a plena capacidad. Los principales resultados son: *i*) la desviación estándar del shock tecnológico es sensiblemente menor a la desviación estándar del residuo de Solow, gracias a la mayor flexibilidad productiva que permite una utilización variable del capital; *ii*) el mecanismo amplificador asociado a la utilización del capital posibilita que la desviación estándar de la producción sea similar a aquella de los datos, aun cuando el shock tecnológico es significativamente menos volátil; *iii*) la flexibilidad productiva y el mecanismo amplificador dan lugar a persistencia en el crecimiento del producto.

Palabras Clave

Ciclos Reales, Utilización del Capital, Costes de Mantenimiento, Depreciación Endógena

* Omar Licandro y Luis A. Puch, Fedea y Universidad Carlos III de Madrid. Ramón Ruiz-Tamarit, Universidad de Valencia. Los autores agradecen a J.F. Jimeno, F. Portier y S. Sosvilla sus múltiples comentarios y sugerencias, así como a los participantes en el seminario de FEDEA y en el "ICIGEM workshop". Pilar García-Perea nos proporcionó las series de horas trabajadas y las series de empleo. Angel Estrada y Miguel Sebastián nos proporcionaron las series de consumo de bienes no duraderos y duraderos. Los autores agradecen el apoyo financiero de la Comisión de las Comunidades Europeas (ERBCHRXCT940658) y de la Cicyt (SEC-95-0131). Este artículo ha sido preparado para su presentación en el VIII Simposio de *Moneda y Crédito*.



1 Introducción

El desarrollo reciente de la teoría de los ciclos apunta fundamentalmente en dos direcciones diferentes. La primera de ellas responsabiliza de la recesión al comportamiento estocástico del entorno. Según este enfoque, la recesión de los noventa se debe a una secuencia de shocks negativos que afectaron el nivel de producción a través de un complejo entramado de *mecanismos de propagación* muy diversos. Dentro de este grupo no existe unanimidad, tanto desde un punto de vista teórico como empírico, sobre qué tipos de shocks son fundamentales para explicar los ciclos, y en particular, si las recesiones son causadas fundamentalmente por shocks de oferta, tecnológicos, o de demanda.¹ La segunda corriente considera que las recesiones forman parte de un proceso determinista y no lineal, que nuestro desconocimiento nos lleva a percibir como estocástico. En dicho marco, la recesión de los noventa no es más que un período de bajo crecimiento, al que estábamos condenados desde el comienzo de los tiempos, y que hemos tenido que sufrir debido a las no linealidades de *la ley de evolución* de la economía española.

El presente trabajo sigue la primera línea de investigación apuntada, y se enmarca en particular dentro de la corriente conocida como teoría de los *ciclos reales* (CR de aquí en adelante). En primer lugar, y dada la escasez de estudios en este área², pretendemos caracterizar ciertas propiedades del comportamiento cíclico de la economía española, del cuál la crisis de los años noventa no es mas que el episodio más reciente. A continuación, mediante la calibración de un modelo estocástico de crecimiento, veremos en que medida somos capaces de reproducir algunas de dichas propiedades. Nuestro objetivo no es identificar aquellos shocks que han generado la crisis de los años noventa, sino entender como funcionan ciertos mecanismos propagadores de los shocks. Más concretamente, vamos a investigar el papel que la subutilización de factores ha tenido en el ciclo económico español. Las encuestas de coyuntura industrial sugieren que las empresas generalmente subutilizan su capacidad productiva. Esta subutilización parece ser una característica permanente de nuestras economías, y su variabilidad nos induce a pensar que la subutilización también juega un papel importante en la amplificación de los shocks.

Como antecedentes, cabe resaltar que una parte de la literatura reciente viene pres-

¹Una discusión detallada sobre este tema se encuentra en Cochrane (1994).

²Cabe destacar el artículo de Dolado et al (1993).

tando una especial atención a la subutilización de factores. Existe marcada evidencia sobre la importancia que, para comprender los mecanismos de transmisión de los shocks, tienen aquellos fenómenos que afectan a la utilización de la mano de obra, tales como la “retención de empleo” (labor hoarding), la “eficiencia del trabajo” o la “busqueda de empleo”.³ Además, comienza a existir cierta evidencia sobre la importancia que, por motivos similares, la utilización del capital tiene en el ciclo económico. Tal como lo establecen Burnside y Eichenbaum (1994), dado que la utilización del capital es procíclica, un shock tecnológico positivo se amplifica gracias al incremento de la utilización del capital que éste genera.⁴

En este trabajo evaluamos diferentes mecanismos de propagación de los shocks, todos ellos ligados a la subutilización de los factores productivos, mediante la simulación de economías calibradas sobre datos españoles. Para ello utilizaremos la metodología propuesta por Kydland y Prescott (1982) y la desarrollada posteriormente por King, Plosser y Rebelo (1988) y Christiano (1988). En un modelo competitivo de equilibrio general dinámico, supondremos que la subutilización del capital es óptima y está asociada a una tecnología de depreciación. Este postulado, conocido como la hipótesis de *depreciación en uso*, aparece vinculado a una corriente de la literatura que asocia el fenómeno de la depreciación con el problema del deterioro provocado por el uso de las máquinas.⁵ Dicha literatura presupone que la depreciación es una función creciente y convexa de la utilización, lo cuál hace de la utilización una variable procíclica que amplifica el efecto de los shocks.⁶ Además, y siguiendo a Ruiz-Tamarit (1995), supondremos que la depreciación de las máquinas puede ser reducida mediante una *actividad de mantenimiento*. Si suponemos que es mas barato para la empresa realizar las activi-

³Ver Burnside, Eichenbaum y Rebelo (1993), Danthine y Donaldson (1990) y Langot (1994) respectivamente.

⁴A partir de enfoques “mas realistas”, Cooley et al (1994) y Fagnart et al (1995) proponen dos modelos alternativos de CR, donde la subutilización es el resultado de la agregación sobre empresas con diferentes grados de utilización de la capacidad productiva. Existe también una nueva literatura sobre el papel de la subutilización en modelos dinámicos deterministas. de la Croix y Licandro (1994) muestran que la ineficiencia derivada de la subutilización de factores, puede generar “trampas de la pobreza” o ciclos endógenos biperiódicos estables, con un período de alto desempleo y uno de bajo desempleo.

⁵Ver Greenwood et al (1988) y (1992).

⁶Para una economía calibrada sobre datos americanos, Burnside y Eichenbaum (1994) encuentran que la desviación estándar de la producción es aproximadamente un cincuenta por ciento mayor que la desviación estándar del shock tecnológico.

dades de mantenimiento cuando las máquinas están paradas que en periodos de plena utilización, la inclusión de costes de mantenimiento refuerza el efecto procíclico de la utilización.⁷ En este artículo estudiamos el efecto conjunto que los costes de mantenimiento y la utilización tienen en el ciclo económico español, mediante una evaluación cuantitativa del mecanismo propagador de los shocks que va asociado a dichas variables.

Es de hacer notar que, el término *mecanismo de propagación* se utiliza ambiguamente en esta literatura para referirse a dos fenómenos, que si bien están relacionados, son diferentes: la *amplificación* y la *persistencia*. Diremos que un mecanismo propagador es esencialmente amplificador, cuando la varianza de la producción es significativamente superior a la varianza del shock. Por otra parte, diremos que un mecanismo propagador es esencialmente persistente, cuando la persistencia de la producción es significativamente superior a la persistencia del shock.⁸ Nuestro interés principal es cuantificar el componente amplificación del mecanismo propagador asociado a la subutilización del capital. En terminos de persistencia, nuestro modelo se comporta de forma similar al modelo de retención de empleo.

Desde el artículo seminal de Kydland y Prescott (1982), mucho se ha discutido sobre la importancia que los shocks tecnológicos tienen en el comportamiento cíclico de las economías modernas y sobre la pertinencia del residuo de Solow como medida de dichos shocks. En ese sentido, los resultados principales de esta investigación son: (1) la desviación estándar del shock tecnológico es sensiblemente menor a la desviación estándar del residuo de Solow, gracias a la mayor flexibilidad productiva que permite una utilización variable del capital; (2) el mecanismo amplificador asociado a la utilización del capital posibilita que la desviación estándar de la producción sea similar a aquella de los datos, aun cuando el shock tecnológico es significativamente menos volátil; (3) la flexibilidad productiva y el mecanismo amplificador dan lugar a persistencia en la tasa de crecimiento del producto.

⁷Licandro y Puch (1995a), bajo hipótesis similares, cuantifican para la economía americana un mecanismo de amplificación sensiblemente superior al de Burnside y Eichenbaum (1994): la desviación estándar de la producción es algo mas de dos veces mayor que la desviación estándar del shock tecnológico.

⁸Por ejemplo, si el shock en diferencias es un ruido blanco, diremos que el mecanismo propagador genera persistencia, si los primeros coeficientes de autocorrelación de la producción en diferencias son significativamente diferentes de cero.

2 El comportamiento cíclico de la economía española

Las medidas de producción, consumo, etc. que recoge la contabilidad nacional adolecen de ciertas inconsistencias, en particular en lo que respecta al tratamiento de los bienes de consumo duradero.⁹ Además, la caracterización del comportamiento cíclico de una economía depende crucialmente del conjunto de medidas que se consideren, el cual debe ser consistente con la clase de modelos que se pretende utilizar.

Una primera descripción de las regularidades cíclicas de la economía española fue realizado por Dolado et al. (1993), a partir de los datos trimestrales de la Contabilidad Nacional. De las conclusiones extraídas por dichos autores nos interesa destacar las siguientes: (a) la producción española es poco volátil, cuando se la compara con otras economías desarrolladas, (b) en contradicción con la teoría del ciclo de vida, el consumo es más volátil que la producción y (c) las exportaciones netas son contracíclicas. Alternativamente, y siguiendo los criterios propuestos por Christiano (1987), Licandro y Puch (1995b) han construido para la economía española un conjunto de medidas consistente con el modelo de crecimiento neoclásico.¹⁰ Las principales características de nuestros datos son:

- La medida de consumo resulta de sumar el consumo de bienes no duraderos y servicios (según Cuentas Nacionales), a una medida de los servicios de los bienes de consumo duradero. La exclusión, en nuestra medida de consumo, del consumo de bienes duraderos se debe a una razón teórica: el flujo de servicios que un bien duradero genera se extiende más allá de un trimestre, razón por la cual su compra no debe imputarse como consumo sino como inversión. Como contrapartida, lo que hemos imputado como consumo es el servicio generado por el stock de dichos bienes.
- La medida de inversiones resulta de sumar a la inversión fija (según Cuentas Nacionales), el consumo de bienes duraderos. En consecuencia, el stock de capital contiene entre sus componentes un stock de bienes duraderos.

⁹Cooley y Prescott (1995) se refieren en detalle a las imperfecciones de las Cuentas Nacionales de la economía de los Estados Unidos. Sus argumentos aplican a la Contabilidad Nacional española.

¹⁰Las medidas de Christiano se han utilizado frecuentemente en la literatura de ciclos reales. En particular, la utilización de dichas medidas nos va a permitir comparar los resultados de este trabajo con los resultados obtenidos para la economía americana por Burnside y Eichenbaum (1994) y Licandro y Puch (1995a).

- La medida de producción resulta de sumar al PIB una estimación de los servicios del stock de bienes de consumo duradero y restarle las exportaciones netas de importaciones.¹¹
- La serie de horas trabajadas actualizada procede de la homogeneización de las series mensuales por trabajador de la Encuesta de Salarios llevada a cabo por Carbajo y García-Perea (1987). El dato original es mensual y se refiere exclusivamente a trabajadores, por lo que la hemos transformado en trimestral y referido a ocupados.¹²
- Siguiendo a Hansen (1985), las medidas de empleo y población activa están ajustadas por una medida de ganancia media por grupos de edad y sexo, medida que pretende ajustar en parte los efectos de los cambios en el capital humano sobre la productividad del trabajo.
- Todas las medidas fueron transformadas en terminos per-capita, dividiendo por la población activa.¹³ Esta transformación es necesaria para obtener una economía que crece debido exclusivamente al progreso técnico exógeno.

La Tabla 1 sintetiza, para el periodo muestral 1970:1-1994:4 algunos de los momentos de interés.¹⁴ La utilización de un conjunto u otro de medidas no es inocuo y tiene efectos importantes sobre los momentos de interés del componente cíclico de las principales variables de la economía española:

¹¹Dado que no disponemos de datos trimestrales sobre inversión pública, no hemos incluido en nuestra medida del producto, una estimación de los servicios del stock de capital público. Alternativamente, las exportaciones netas podrían cargarse a inversiones, tal como proponen Cooley y Prescott (1995).

¹²Una explicación detallada sobre las fuentes de los datos utilizados se encuentra en Licandro y Puch (1995b).

¹³Christiano, en cambio, utiliza como medida de población a la población en edad activa (entre 15 y 64 años). Nuestra elección se debe a una razón práctica, sólo disponemos de una serie homogeneizada de población activa, y a una razón teórica, en nuestro modelo todos los individuos participan en el mercado de trabajo aunque sólo una proporción de entre ellos trabaja.

¹⁴El componente tendencial de las series ha sido eliminado mediante el uso del filtro de Hodrick-Prescott (HP), con un factor de penalización igual a 1600. Para una comparación nótese que el periodo muestral utilizado en Dolado *et al.* es 1970:1-1991:4. Nuestra muestra incluye la última recesión, provocando un leve aumento de la volatilidad de las series, en particular del PIB.

Momentos	Contabilidad Nacional	Datos de Referencia
	70:1 94:4	70:1 94:4
σ_y	0.0117	0.0162
σ_c/σ_y	1.0763	0.6359
σ_i/σ_y	3.8847	2.3920
σ_g/σ_y	1.0328	0.7661
$\sigma_{nx/y}$	1.0603	...
$corr(nx_t/y_t, y_t)$	-0.5034	...

Tabla 1: Propiedades de los segundos momentos de los datos filtrados por HP. Datos trimestrales de Contabilidad Nacional y nuestro conjunto de medidas de referencia. Las variables son y , output; c consumo privado; i , inversión fija; g , consumo del sector público; nx exportaciones netas. Todas las variables son reales y están en logaritmos excepto las exportaciones netas.

- hay un importante aumento de la volatilidad de la producción (de 1.17% a 1.62%), debido fundamentalmente a la exclusión de las exportaciones netas, cuya correlación con el PIB es negativa.¹⁵
- Como consecuencia del punto anterior, la volatilidad relativa de los componentes de la demanda disminuye significativamente.
- Además, la substitución del consumo de bienes duraderos por una estimación del servicio del stock de duraderos, alisa la serie de consumo y reduce su volatilidad, contribuyendo a la disminución de la volatilidad relativa del consumo respecto a la producción. Se puede observar que, según los datos de Cuentas Nacionales el

¹⁵Es de hacer notar que la desviación estándar del GNP americano que reportan Cooley y Prescott (1995) es de 1.7%, en tanto que la desviación estándar de la medida de Christiano y Eichenbaum (1992) es de 1.9%. Los periodos muestrales son 54:1 - 91:2 y 55:3 - 84:1 respectivamente.

consumo es mas volátil que la producción (la volatilidad relativa es 1.08%), en tanto que según nuestras medidas la volatilidad relativa del consumo es .64%.¹⁶

Una cuestión adicional es si los datos agregados de la economía española presentan crecimiento equilibrado en el periodo 1970:1-1994:4. A este respecto cabe destacar:

- Como puede observarse en el gráfico 1, nuestros datos de horas trabajadas per capita presentan hasta mediados de los ochenta una marcada tendencia decreciente. Esto se explica fundamentalmente por una importante caída en el número de horas por trabajador en los setenta, y en menor medida, por una caída de la tasa de empleo en los ochenta.
- Como puede observarse en el gráfico 2, el ratio capital producto presenta cierta tendencia. Sin embargo, cabe considerar que la raíz unitaria que resulta al contrastar la estacionariedad de la serie sea espúrea. Más concretamente, encontramos que el ratio capital producto admite un cambio de media que situamos en el segundo trimestre de 1975. Sin embargo, utilizando los contrastes habituales sólo se acepta la hipótesis de que el ratio capital producto es estacionario con un cambio de media a un 10% de significación.
- Al contrastar esta hipótesis sobre las series de producción (tanto en el PIB como en nuestra medida del producto) y capital encontramos evidencia clara en favor de una media segmentada en 1975:2.¹⁷

En la medida en que vamos a seguir la estrategia de Prescott (1986), tanto para calcular el residuo de Solow como para calcular nuestra medida de los shocks a la tecnología, las dos circunstancias anteriores tienen importantes implicaciones.¹⁸ En

¹⁶La desviación estándar del consumo respecto a la desviación estándar del GNP americano que reportan Cooley y Prescott (1995) es de .74%, en tanto que utilizando las medidas de Christiano y Eichenbaum (1992) su valor es de .44%.

¹⁷Este resultado es consistente con lo que discuten Andrés *et al.* (1990 p. 103) y Bajo-Rubio y Sosvilla (1994 p. 114) a partir de datos anuales.

¹⁸Alternativamente, Correia *et al.* siguiendo a Kydland y Prescott (1982), optan por escoger la correlación serial y la volatilidad del shock a la tecnología de manera que el modelo reproduce exactamente la correlación y la volatilidad de la producción en Portugal. Esto lo hacen porque no disponen de una serie de horas trabajadas para Portugal. Nosotros preferimos confiar, al menos parcialmente, en la serie de horas de que disponemos ya que parte de nuestro interés se refiere a la capacidad del modelo para recoger la volatilidad del producto dada una medida razonable de los shocks a la tecnología.

particular, encontramos que el residuo de Solow también presenta un cambio de media en el periodo 75:2. Es por esto que conjeturamos que los datos de 1976 en adelante van a ser capaces de recoger mejor que el conjunto de la muestra las propiedades de largo plazo de la economía española, en particular en lo que respecta al ratio capital producto, la tasa de crecimiento y la participación de los salarios. Además, como se puede comprobar en las tablas 1 y 3 las propiedades de los segundos momentos de los datos no cambian sustancialmente al restringir la muestra. En la sección 6 discutimos las ventajas de nuestra selección del periodo muestral.

3 La economía

El modelo presentado en este artículo sigue la tradición de los modelos de **CR** y es una versión modificada del modelo de *trabajo indivisible* propuesto por Hansen (1985), al cual incorporamos consumo público como en Christiano y Eichenbaum (1992), retención de empleo como en Burnside *et al.* (1993), depreciación en uso como en Burnside y Eichenbaum (1994) y costes de mantenimiento como en Licandro y Puch (1995a).

Una manera simple de introducir un nivel óptimo de utilización en un modelo estocástico de crecimiento, es suponer que la tasa de depreciación depende de la tasa de utilización del capital. Este supuesto es conocido en la literatura como *depreciación en uso*: el desgaste de las máquinas aumenta con su utilización. Bajo hipótesis generales sobre la función de depreciación, las tasas de utilización y depreciación tienen un comportamiento procíclico. En la línea del trabajo de Ruiz-Tamarit (1995), vamos a suponer además que las empresas pueden reducir la depreciación de las máquinas mediante la realización de actividades de mantenimiento. En ese sentido, supondremos que la depreciación δ_t es una función del ratio de los costes de mantenimiento sobre el capital, que denotaremos m_t , y de la tasa de utilización del capital, que denotaremos u_t : $\delta_t = \delta(m_t, u_t)$, decreciente en m_t , creciente en u_t y convexa.

La economía está poblada por un gran número de individuos, que normalizamos a uno por simplicidad, los cuáles viven infinitos periodos. El equilibrio competitivo lo vamos a caracterizar mediante la resolución del problema de un planificador central que maximiza la esperanza de la utilidad del individuo representativo:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln(C_t) + \theta n_t \ln(T - \psi - w_t l) + \theta(1 - n_t) \ln(T)] \quad (1)$$

donde β representa el factor de descuento, C_t el consumo, n_t la tasa de empleo, T la dotación individual de tiempo productivo, ψ un coste fijo que cada individuo incurre por ir a trabajar y $w_t l$ el trabajo efectivo que cada individuo realiza, siendo w_t el nivel de esfuerzo y l la cantidad de horas que un individuo trabaja. θ es un parámetro positivo.¹⁹

Por otra parte, supondremos que la producción en t , que denotamos Y_t , resulta de combinar el capital efectivamente utilizado, $K_t u_t$, y las horas efectivamente trabajadas, $n_t l w_t$, mediante una tecnología Cobb-Douglas. La existencia de costes de mantenimiento nos lleva a especificar la tecnología en los términos siguientes:

$$Y_t = (K_t u_t)^{(1-\alpha)} (n_t l w_t X_t)^\alpha - m_t K_t. \quad (2)$$

Supondremos que el progreso técnico es ahorrador de trabajo y que la variable X_t , que representa el estado agregado de la tecnología, sigue el proceso estocástico

$$X_t = X_{t-1} \exp\{\gamma + v_t\}, \quad (3)$$

donde v_t es un proceso *i.i.d.* con media cero y desviación estándar σ_v y γ es una constante positiva.

La restricción agregada de recursos viene dada por:

$$C_t + K_{t+1} - (1 - \delta(m_t, u_t)) K_t + G_t \leq Y_t \quad (4)$$

donde G_t representa el consumo público del periodo t . Supondremos además que G_t sigue un proceso estocástico exógeno

$$G_t = X_t g_t \quad (5)$$

donde g_t sigue la ley de movimiento

$$\ln(g_t) = (1 - \rho) \ln(\bar{g}) + \rho \ln(g_{t-1}) + \epsilon_t; \quad (6)$$

¹⁹Dado que la función de utilidad en t es separable entre consumo y ocio, como en Rogerson (1988), el planificador asigna el mismo consumo a trabajadores y parados.

$\ln(\bar{g})$ es la media del componente estacionario del gasto público, $\ln(g_t)$, el parámetro $0 < \rho < 1$ y ϵ_t es un proceso estocástico *i.i.d.* con media cero y desviación estándar σ_g .

Mediante la elección de planes contingentes para $\{C_t, K_{t+1}, u_t, n_t, w_t, m_t : t \geq 0\}$, el planificador maximiza (1) sujeto a (2) - (6) y dados K_0, X_{-1} y g_{-1} .

Falta por especificar el conjunto de información que el planificador dispone cuando toma sus decisiones en t . Siguiendo a Burnside y Eichenbaum (1994) suponemos que n_t y K_t se eligen antes que X_t y g_t sean observadas por el planificador. Dichos autores denominan a esta hipótesis “factor hoarding”: dado que las decisiones de capital y empleo se toman antes que se conozcan los shocks, las empresas deberán ajustarse mediante cambios en la utilización (esfuerzo) de ambos factores.

Finalmente, es conveniente escribir el problema del planificador en función de variables estacionarias, en el sentido de convergencia en un entorno no estocástico. Para lo cual definimos el siguiente conjunto de variables sin tendencia

$$c_t = \ln(C_t/X_t), k_{t+1} = \ln(K_{t+1}/X_t), \text{ and } y_t = \ln(Y_t/X_t)$$

Nótese que g_t, m_t, u_t, w_t y n_t son estacionarias en un mundo no estocástico.²⁰

4 El mecanismo de propagación

Tal como se propone en la sección precedente, la función de depreciación debe ser creciente en la tasa de utilización, decreciente en los costes de mantenimiento y convexa. Para llevar adelante los ejercicios de simulación, postulamos la siguiente forma funcional:

$$\delta(m, u) \equiv \bar{\delta} \left(1 + \left(\frac{u}{\bar{u}} \right)^{1+\phi} - \left(\frac{m}{\bar{m}} \right)^\mu \right) + \nu \left(\frac{m}{\bar{m}} - 1 \right) \left(\frac{u}{\bar{u}} - 1 \right)$$

donde los parámetros deben verificar las condiciones siguientes: $\phi > 0$, $0 < \mu \leq 1$ y $\nu \geq 0$. Sobre la senda de crecimiento equilibrado, la tasa de depreciación es constante e igual al parámetro $\bar{\delta}$. Además, cuando $\mu = \nu = 0$, la función de depreciación depende exclusivamente de la tasa de utilización y su forma funcional es la misma que

²⁰Las letras minúsculas denotan variables estacionarias, en tanto que las letras mayúsculas denotan variables no estacionarias medidas en términos per-capita.

en Burnside y Eichenbaum (1994). Finalmente, para valores relativamente pequeños de ν y para valores razonables de m y u , la función es creciente en u , decreciente en m y convexa.

El mecanismo de propagación mas importante de esta economía, el cual está asociado a la utilización y a los costes de mantenimiento, viene caracterizado por el siguiente subconjunto de las condiciones óptimas del planificador:

$$-1 = -\mu \frac{\bar{\delta}}{\bar{m}} \left(\frac{m_t}{\bar{m}} \right)^{\mu-1} + \frac{\nu}{\bar{m}} \left(\frac{u_t}{\bar{u}} - 1 \right) \quad (7)$$

$$(1 - \alpha) \left(\frac{Y_t}{K_t} + m_t \right) = (1 + \phi) \bar{\delta} \left(\frac{u_t}{\bar{u}} \right)^{1+\phi} + \frac{\nu}{\bar{u}} \left(\frac{m_t}{\bar{m}} - 1 \right) u_t \quad (8)$$

Las ecuaciones (7) y (8) representan respectivamente las reglas óptimas para los costes de mantenimiento y la utilización.

La forma paramétrica elegida para la función de depreciación, hace relativamente fácil la calibración de algunos de sus parámetros en estado estacionario: las ecuaciones (7) y (8) nos permiten calibrar μ y ϕ , y en particular se puede demostrar que $\mu = \bar{m}/\bar{\delta}$. Por el contrario, el parámetro ν no puede ser calibrado a partir de las propiedades de largo plazo de la economía.

Es fácil comprobar, diferenciando la ecuación (7), que los costes de mantenimiento y la utilización se mueven en sentido contrario. El comportamiento contracíclico de los costes de mantenimiento, está garantizado por la hipótesis $\nu > 0$. El comportamiento procíclico de la utilización se deriva de la ecuación (8). Dada la definición de la tecnología, ecuación (2), es fácil apreciar como una tasa de utilización procíclica, unida a costes de mantenimiento contracíclicos, amplifica el efecto de un shock tecnológico.

5 Calibración

Para calibrar el modelo, sobre nuestro conjunto de medidas trimestrales de la economía española, hemos aplicado la metodología descrita en Cooley y Prescott (1995) para el periodo 1976:1-1994:4. La Tabla 2 recoge los valores seleccionados de los parámetros del modelo. Como en Burnside *et al.* (1993) hemos fijado la dotación individual de tiempo productivo, T , en 1369 horas por trimestre, y hemos supuesto que los hogares

tienen un coste fijo por ir a trabajar, ψ , de 60 horas por trimestre. El tipo de interés real lo hemos supuesto igual a un 3.75% anual en estado estacionario.

Para calibrar la participación de los salarios en la renta, que denotamos $\tilde{\alpha}$, hemos corregido los datos de Cuentas Nacionales por los siguientes motivos: (a) para tener en cuenta que parte de la renta correspondiente a trabajadores por cuenta propia, imputada como renta del capital, debe imputarse como renta del trabajo;²¹ y (b) hemos incluido como renta del capital, el flujo de servicios imputado al fondo de bienes de consumo duradero. Importa destacar que, dada la especificación adoptada para la tecnología en (2), el parámetro α debe verificar $\alpha = \tilde{\alpha}(1 - \tilde{m})$, siendo \tilde{m} el ratio de los costes de mantenimiento sobre la producción bruta de costes de mantenimiento, es decir $\tilde{m} = \frac{mK}{Y+mK}$. Hemos de tener presente que la introducción de costes de mantenimiento hace que la elasticidad del empleo α difiera de la participación del trabajo en la renta $\tilde{\alpha}$.

El resto de los parámetros, con la excepción de ν , se escogen de manera que la senda de crecimiento equilibrado del modelo se corresponda con las propiedades de largo plazo de los datos. Para ello, calibramos las participaciones de los componentes de la demanda (consumo, inversión y gasto público), el ratio capital producto k/y , la tasa media de crecimiento trimestral γ y la tasa de depreciación δ , a los valores promedio de los datos. Del mismo modo hemos calibrado la duración de la jornada laboral media l y la tasa media de empleo \bar{n} . La tasa de utilización del capital de estado estacionario u se escoge igual al valor medio de las estadísticas oficiales de utilización de la capacidad productiva en la industria. Con esta selección de valores estacionarios es posible resolver el estado estacionario no estocástico del modelo en: la tasa de costes de mantenimiento \tilde{m} , el esfuerzo \bar{w} , el parámetro θ y los parámetros de la función de depreciación, ϕ y μ .

Dado que en el modelo estándar de **CR**, la productividad marginal del capital debe igualar a $r + \delta$ en estado estacionario, no es posible fijar independientemente α , β y k/y . Cooley y Prescott (1995) calibran α y k/y a los datos y utilizan la condición de Euler para calcular r , y por lo tanto β . Christiano y Eichenbaum (1992), dan valores a β y estiman α de forma que k/y coincida con la respectiva media muestral. La existencia de costes de mantenimiento introduce una brecha adicional entre el tipo de interés y la

²¹ Siguiendo a Bentolila y Blanchard (1991), utilizamos el ajuste que a este respecto realiza European Economy (1994).

productividad marginal del capital: en estado estacionario, la productividad marginal del capital debe ser igual a $r + \bar{\delta} + \bar{m}$. Dado que no disponemos de información sobre costes de mantenimiento, nuestra estrategia de calibración ha sido utilizar los datos para calibrar α y k/y , como Cooley y Prescott, fijar β como Christiano y Eichenbaum y utilizar la condición de primer orden del capital para calcular \bar{m} . De manera equivalente hubieramos podido fijar \bar{m} y resolver para β . En la sección 7.1 evaluamos la sensibilidad de nuestros resultados a cambios en \bar{m} .

El criterio para la calibración de ν es exigir que ciertas propiedades de los segundos momentos de las variables de la economía artificial aproximen lo más posible los correspondientes estadísticos calculados a partir de los datos de la economía española.²² Más concretamente, ν se escoge para ajustar la volatilidad relativa de la inversión al producto. Este procedimiento es empíricamente justificable, en la medida que el momento de segundo orden que sirve para calibrar ν no es de utilidad para dar respuesta a la pregunta que nos formulamos.

6 Procesos estocásticos

Para completar la calibración es necesario elegir valores para los parámetros de los procesos estocásticos que representan el estado de la tecnología y el gasto público. La medida estándar del residuo de Solow no se corresponde con la medida de los shocks a la tecnología v_t , que hemos especificado en la sección 3. En primer lugar, debemos tener en cuenta que la serie de *capital oficial* fue construida bajo la hipótesis de inventario permanente, que presupone una tasa de depreciación constante.²³ En segundo lugar, cuando la intensidad de utilización de los factores productivos varía, el stock de capital y las horas trabajadas no son una buena medida de los servicios productivos de dichos factores. Para construir una medida de los shocks tecnológicos, que sea consistente con nuestro modelo, necesitamos datos sobre utilización del capital, costes de mantenimiento, depreciación y esfuerzo. Lamentablemente, no disponemos de datos fiables sobre dichas variables. Siguiendo a Burnside *et al.* (1993) y a Burnside y Eichenbaum (1994), hemos utilizado el modelo para generar las series no observadas

²²Este procedimiento es consistente con la metodología propuesta por Cooley y Prescott (1995) y ha sido utilizado, por ejemplo, por Castañeda *et al.* (1995) y Correia *et al.* (1995).

²³Nuestra serie de capital oficial resulta de aplicar la metodología de Corrales y Taguas (1990), dado el stock de capital de 1969, a los datos trimestrales del periodo 1970:1-1994:4.

y así poder construir una medida de los shocks tecnológicos que sea consistente con nuestras hipótesis. Para ello hemos procedido de la forma siguiente:

- Dados los parámetros γ , α , $\bar{\delta}$, ϕ , ν y μ , el valor inicial de K_t y los valores observados de Y_t e I_t , hemos obtenido recursivamente una medida para las variables m_t , u_t , δ_t y K_t . Para lo cual hemos operado, a partir del periodo inicial y en cada periodo t , de la manera siguiente: (a) dado Y_t/K_t , calculamos m_t y u_t a partir de las ecuaciones (7) y (8), linealizadas en torno a los valores de estado estacionario de las variables Y_t/K_t , m_t y u_t ; (b) utilizamos la función de depreciación para calcular δ_t ; y (c) dados K_t e I_t , utilizamos la ley de evolución del capital para calcular K_{t+1} . El valor inicial del capital es aquel que hace que la serie generada K_t tenga la misma media que la serie oficial.
- Un procedimiento similar se ha utilizado para obtener una medida del esfuerzo. Así, para cada periodo t , hemos generado la serie de $w_t l_t$ a partir de la condición de primer orden para el esfuerzo linealizada, tomando como dadas las series de C_t/Y_t y n_t , y las medidas de K_t/Y_t y m_t construidas según se indica en el punto anterior. Para ajustar el efecto de la reducción de la jornada laboral utilizamos como observable la tasa de empleo n_t y calculamos una variable $w_t l_t$ que suponemos estacionaria. En consecuencia, la serie generada de w_t es creciente y compensa la reducción de la jornada laboral.
- Una vez construidas nuestras medidas de los servicios de los factores de producción, hemos computado nuestra medida del proceso tecnológico invirtiendo la función de producción (2). La medida obtenida para X_t es estacionaria en diferencias, y de acuerdo con la ecuación (3), imputamos como medida de los shocks tecnológicos a la innovación asociada a ese proceso.

En los Gráficos 4 y 5 están representadas respectivamente las series observadas y construidas de utilización y de capital. Como puede observarse en el gráfico 4, la serie de utilización del capital que genera el modelo tiene un perfil similar a la serie de utilización de la capacidad productiva de la Encuesta de Coyuntura Industrial, en particular a partir del cambio metodológico introducido en 1987. La caída en las tasas de utilización de la capacidad productiva de la industria durante los 90 anticipa la caída que se produce en las series generadas por el modelo. Dado el comportamiento

procíclico de la depreciación, nuestra medida del capital es mas lisa que la medida oficial, pues presenta tasas de crecimiento algo menores en los periodos de expansión y algo mayores en los periodos de contracción (ver gráfico 5).

Una vez que hemos construido las series horas trabajadas y de capital basadas en el modelo, podemos evaluar las ventajas de restringir la muestra al periodo 1976:1 1994:4. Los gráficos 6 y 7 recogen nuestra medida de horas ponderada por el esfuerzo y nuestra medida del ratio capital producto, respectivamente. Con nuestra selección de la muestra conseguimos que desaparezca la tendencia en la serie de horas y en el ratio capital producto, aunque estadísticamente no obtenemos estacionariedad. Es claro que no disponemos de un número suficiente de observaciones en lo que queda de la muestra como para asegurar la estacionariedad. Sin embargo, creemos que estas series nos permiten obtener una buena medida de los shocks a la tecnología.

El Gráfico 8 muestra que nuestra medida del shock tecnológico es menos volátil que el residuo de Solow. Por su parte, y como era de esperar, la serie de depreciación (respec. costes de mantenimiento) generada está correlacionada positivamente (respec. negativamente) con el componente cíclico de nuestra medida de la producción (ver gráficos 9 y 10).

A partir de este conjunto de series observadas y construidas obtenemos la medida del estado de la tecnología que vamos a utilizar para implementar empíricamente el modelo. En la Tabla 2 se recogen la desviación estándar del shock tecnológico, así como los parámetros del proceso del gasto público "sin tendencia" especificado en la ecuación (6).²⁴

7 Resultados principales

El objetivo principal de este trabajo es evaluar cuantitativamente el mecanismo propagador de los shocks asociado a la subutilización del capital. En primer lugar, la tabla 3 presenta los segundos momentos de los datos filtrados por HP correspondientes a los datos de la economía española y a los datos generados por nuestro modelo. Cabe

²⁴La serie de g_t , que resulta de deducir al logaritmo de la serie de gasto público de Cuentas Nacionales el logaritmo de nuestra medida de X_t , tiene una tendencia determinista. Ello se explica por el peso creciente del gasto público, particularmente en los años ochenta. Para la estimación del residuo hemos tenido en cuenta dicha tendencia, aunque nuestro modelo supone que el gasto es estacionario.

destacar que, la inexistencia de estudios previos que intenten replicar los principales hechos estilizados de la economía española, hace particularmente difícil esta tarea.²⁵ Un primer contraste positivo es que el modelo genera una desviación estándar del producto que es relativamente cercana a la desviación estándar de los datos. Por el contrario, el modelo tiene serias dificultades para reproducir la elevada volatilidad relativa del consumo. Aparentemente, el consumo de los españoles reacciona, a cambios en la producción y la renta, más que en otros países desarrollados. Es posible que, dado el menor nivel de renta per-capita de los españoles, restricciones financieras o de liquidez operen con mayor frecuencia que en Estados Unidos, por ejemplo.

La tabla 4 presenta nuestra medida de la amplificación de los shocks tecnológicos para el modelo de depreciación en uso y para el modelo con costes de mantenimiento. Esto nos permite cuantificar por separado el papel que juega la utilización frente al papel que juegan la utilización y los costes de mantenimiento conjuntamente. En cada caso, hemos calibrado la economía siguiendo los principios descritos en la sección 5. En particular, hemos dejado que β se ajuste de forma tal que $r + \bar{\delta} + \bar{m}$ iguale a la productividad marginal del capital de estado estacionario.

El valor mínimo del efecto de amplificación se obtiene en el caso de *depreciación en uso*, es decir, cuando $m_t = \bar{m} = 0$ para todo t y $r = 4.3\%$. Si los costes de mantenimiento son estrictamente positivos, su comportamiento contracíclico aumenta el efecto de amplificación. Como puede observarse en la tabla 4, el efecto amplificador del modelo con costes de mantenimiento (resp. depreciación en uso) es importante, haciendo que la desviación estándar de la producción sea un 72% (resp. 38%) mayor que la desviación estándar del shock tecnológico. Los mecanismos internos de amplificación de los shocks, en el modelo con costes de mantenimiento, son así cuantitativamente más importantes que en el modelo de depreciación en uso.

Sin embargo, la desviación típica del proceso tecnológico, filtrado por HP, es apenas un 2.5 por ciento menor con costes de mantenimiento que bajo el supuesto de depreciación en uso. Así, la consideración de los costes de mantenimiento no afecta substancialmente a nuestra medida de los shocks tecnológicos, cuya volatilidad es aproximadamente un 50 por ciento menor que cuando se miden los shocks a partir del residuo de Solow, sino a nuestra medida de la volatilidad de la producción.

²⁵García-Milá *et al.* (1994) constituye una excepción a esta falta de modelos de crecimiento calibrados con datos de la economía española.

Por tanto, concluimos que tanto la existencia de una tasa utilización del capital procíclica, como la existencia de costes de mantenimiento contracíclicos, contribuyen notablemente a la propagación de los shocks tecnológicos agregados.

7.1 Sensibilidad a cambios en \bar{m}

Las Tablas 5 y 6 nos permiten estudiar la sensibilidad del mecanismo de amplificación de los shocks a cambios en el tipo de interés de equilibrio estacionario r , y por consiguiente en los costes de mantenimiento \bar{m} .

Es importante tener en cuenta que, de la calibración de ν depende la convexidad de la función de depreciación. Para que esta función sea convexa en un entorno de (\bar{m}, \bar{u}) , debe verificarse que $\delta_{mm}(m, u)\delta_{uu}(m, u) - \delta_{mu}(m, u)^2 > 0$ en ese entorno, o equivalentemente que

$$\nu^2 < (\nu^*)^2 \left(\frac{m}{\bar{m}}\right)^{\mu-2} \left(\frac{u}{\bar{u}}\right)^{\phi-1},$$

donde $(\nu^*)^2 = \bar{\delta}^2(1 - \mu)\mu\phi(1 + \phi)$, siendo $\mu - 2 < 0$ y $\phi - 1 < 0$ para nuestra calibración.

Cuando $\nu \geq \nu^*$, la función de depreciación no es estrictamente convexa ni aún en (\bar{m}, \bar{u}) . Para nuestra calibración de referencia $\bar{m} = 0.0013$ y $\nu^*/\nu = 1.2$, la condición de estricta convexidad se verifica para valores de m y u que no excedan \bar{m} y \bar{u} respectivamente en más de un 17.5%. Nótese en los gráficos 1 y 4, que los valores generados para dichas variables nunca exceden dicha cota superior.

Hechas dichas precisiones, podemos extraer las siguientes conclusiones de las Tablas 5 y 6

- Si el ratio ν^*/ν permanece constante, un aumento de \bar{m} disminuye levemente la varianza relativa de la inversión y del shock tecnológico, en tanto que aumenta levemente el mecanismo amplificador de los shocks.
- Dado un valor de \bar{m} , un aumento del ratio ν^*/ν provoca una leve disminución de la varianza relativa de la inversión y del mecanismo amplificador, en tanto que genera un muy leve aumento de la varianza del shock tecnológico.
- El mecanismo de amplificación de los shocks, para valores razonables de \bar{m} , está

acotado inferiormente por 1.39 (correspondiente al caso $\bar{m} = 0$) y superiormente por 2.04.

7.2 Persistencia

A continuación evaluamos la persistencia asociada al mecanismo propagador de los shocks. Para ello nos concentramos en la autocorrelación de la tasa de crecimiento del producto. En general, la persistencia se manifestará en una correlación serial en la tasa de crecimiento del producto mayor que la de las innovaciones tecnológicas. En nuestro caso, y dado que hemos supuesto que las innovaciones a la tecnología son ruido blanco, encontraremos persistencia sólo si el mecanismo de amplificación de los shocks es suficientemente grande como para dominar estocásticamente a las innovaciones en $\Delta \ln(Y_t) = \gamma + \Delta y_t + v_t$, donde y_t es la desviación del logaritmo del producto respecto a su senda de largo plazo. Por los resultados de Burnside y Eichenbaum (1994) sabemos que un modelo con retención de empleo es capaz de generar persistencia. La cuestión es si el mecanismo de amplificación del modelo es capaz de aproximar la autocorrelación que se observa en los datos.

En el gráfico 11 está representada la función de autocorrelación de la tasa de crecimiento del producto junto con las correspondientes de los modelos de depreciación en uso y costes de mantenimiento, respectivamente. En primer lugar, se observa que la correlación serial de $\Delta \ln(Y_t)$ es importante. Como esperábamos, ambos modelos producen un primer coeficiente de correlación positivo y significativo (de .38 (.09) y .3 (.1), respectivamente). Sin embargo, como se recoge en el panel inferior del gráfico 11, la diferencia entre la correlación en el modelo y en los datos es significativamente distinta de cero. En segundo lugar, el modelo con costes de mantenimiento es capaz de generar una correlación mayor de la tasa de crecimiento del producto que el modelo en el que los costes de mantenimiento son cero. Esto se explica porque la amplificación de los shocks es mayor en presencia de costes de mantenimiento. Los gráficos 12 - 17 recogen la respuesta instantánea de las variables del modelo tanto a un shock tecnológico como a un shock en el gasto del sector público. Como puede observarse en el gráfico 12, en el modelo con costes de mantenimiento la respuesta del producto es sólo ligeramente mayor en el periodo del impacto del shock (de un 1.19% frente a un 1.07%), pero más claramente mayor en el periodo posterior (de un 1.82% frente a un 1.46%, es decir, un 0.63% adicional frente a un 0.39%). Este resultado se explica por la mayor respuesta

de la utilización en ambos periodos, y del empleo en el periodo posterior al impacto del shock.

Preferencias		
Tipo de interés anual (1)	r	3.75%; $\beta = .9908$
Dotación individual de tiempo (1)	T	1369
Coste fijo por trabajar (1)	ψ	60
Preferencia por el ocio (3)	θ	3.8440
Esfuerzo en estado estacionario (3)	\bar{w}	0.6796
Jornada laboral media (2)	l	477.8978
Empleo de estado estacionario (2)	\bar{n}	0.8417
Tecnología		
Participación de los salarios (1)	$\bar{\alpha}$	0.6529
Elasticidad del empleo (3)	α	0.6449
Utilización del capital (1)	u	0.78
Ratio capital producto (2)	k/y	9.3816
Coste de mantenimiento (3)	\bar{m}	0.0013
Participaciones en el producto (2)		
Consumo privado	c/y	0.6115
Inversión	i/y	0.2602
Consumo público	g/y	0.1283
Función de depreciación		
Tasa de depreciación media (2)	δ	0.0223
(3)	ϕ	0.6667
(3)	μ	0.0597
Derivada cruzada: (4)	ν	0.0046
Procesos estocásticos		
Tasa de crecimiento (2)	γ	0.0042
Desviación estándar del shock tecnológico (5)	σ_v	0.0065
Coefficiente de correlación del gasto público (5)	ρ	0.9805
Desviación estándar del gasto público (5)	σ_g	0.0070

Tabla 2: Parámetros de la economía con costes de mantenimiento. Criterios de calibración: (1) información externa, (2) media muestral, (3) resolución del modelo en estado estacionario, (4) calibración a momentos de 2o. orden y (5) propiedades del proceso estocástico.

Momentos	Datos	Depreciación en uso	Costes de Mantenimiento
σ_c/σ_y	0.6644	0.4970 (.027)	0.4812 (.024)
σ_i/σ_y	2.3326	2.3668 (.031)	2.3283 (.024)
σ_g/σ_y	0.6896	1.0624 (.158)	0.8644 (.130)
σ_y	0.0165	0.0115 (.002)	0.0139 (.002)

Tabla 3: Propiedades de los segundos momentos de los datos filtrados por HP. Los estadísticos para los modelos son medias sobre 1000 simulaciones, cada una de 76 observaciones. Los numeros entre paréntesis son desviaciones típicas muestrales.

Momentos	Depreciación en uso $\bar{m} = 0$	Costes de Mantenimiento $\bar{m} = 0.0032$
σ_z	0.0083	0.0081
σ_y/σ_z	1.3840	1.7162

Tabla 4: Medida de la amplificación de los shocks para datos filtrados por HP.

r^*	\bar{m}	$\frac{\sigma_i}{\sigma_y}$	$\frac{\sigma_y}{\sigma_z}$	σ_z
4.0	.0007	2.38	1.72	.0082
3.75	.0013	2.33	1.73	.0082
3	.0032	2.21	1.74	.0079

Tabla 5: Sensibilidad a cambios en \bar{m} . $\nu^*/\nu = 1.2$. Medida de la amplificación de los shocks para 100 simulaciones (datos filtrados por HP). * % anual.

ν^*/ν	$\frac{\sigma_i}{\sigma_y}$	$\frac{\sigma_y}{\sigma_z}$	σ_z
1	2.37	2.04	.0081
1.2	2.33	1.73	.0082
1.4	2.30	1.58	.0082

Tabla 6: Sensibilidad a cambios en ν^*/ν . $r = 3.75\%$ anual. Medida de la amplificación de los shocks para 100 simulaciones (datos filtrados por HP).

Referencias

- Andrés, J., Escribano, A. Molinas, C. y Taguas D. *La inversión en España: Econometría con restricciones de equilibrio*. Antoni Bosch.
- Bajo-Rubio, O. y Sosvilla-Rivero, S. (1994), "An Econometric Analysis of Foreign Direct Investment in Spain, 1964-89". *Southern Economic Journal*, 61, 104-119.
- Bils, M. y Cho, J. (1994), "Cyclical Factor Utilization". *Journal of Monetary Economics*, 33, 319-354.
- Bentolila, S. y Blanchard, O. (1991), "El paro en España". En *Estudios de Economía del Trabajo en España, III*, ed. S. Bentolila y L Toharia.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (1993), "Labor Hoarding and the Business Cycle". *Journal of Political Economy*, 101, 245-273.
- Burnside, C. y Eichenbaum, M. (1994), "Factor Hoarding and the Propagation of Business Cycle Shocks". NBER Working Paper # 4675.
- Carbajo, R. y García-Perea, P. (1987), "Series históricas homogéneas de horas trabajadas". Fedea, Documento de Trabajo # 87-09.
- Castañeda, A., Díaz-Giménez, J. y Rios-Rull, V. (1995), "Unemployment Spells and Income Distribution Dynamics". Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper # 95-10.
- Christiano, L. J. (1987), Technical appendix to "Why Does Inventory Investment Fluctuates So Much?". Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Paper # 380.
- Christiano, L. J. (1988), "Why Does Inventory Investment Fluctuates So Much?". *Journal of Monetary Economics*, 21, 247-280.
- Christiano, L. y Eichenbaum, M. (1992), "Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations". *American Economic Review*, 82, 430-450.
- Cochrane, J. (1994), "Shocks". NBER Macroeconomics Annual, 141-219.
- Cooley, T. F., Hansen, G. D. y Prescott, E. C. (1994), "Equilibrium Business Cycles with Idle Resources and Variable Capital Utilization". Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Paper # 535.

- Cooley, T. F. y Prescott, E. C. (1995), "Economic Growth and Business Cycles". Capítulo 1 de *Frontiers of Business Cycle Research*, ed. T. Cooley. Princeton University Press.
- Corrales, A. y Taguas, D. (1990), "Series macroeconómicas para el periodo 1954-1984, un intento de homogeneización". En *MOISEES: Un modelo de investigación y simulación de la economía española*, ed. C. Molinas et al. Antoni Bosch.
- Correia, I., Neves, J. C. y Rebelo, S. (1995), "Business Cycles in a Small Open Economy". *European Economic Review*, 39, 1089-1113.
- Danthine, J.-P. y Donaldson, J. B. (1990), "Efficiency Wages and the Business Cycle Puzzle". *European Economic Review*, 34, 1275-1301.
- de la Croix, D. y Licandro, O. (1994), "Irreversibility, Uncertainty and Underemployment Equilibria". Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper # 94-28.
- Dolado, J. J., Sebastián, M. y Vallés, J. (1993), "Cyclical Patterns of the Spanish Economy". *Investigaciones Económicas*, 27(3), 445-472.
- European Economy (1994), num. 58.
- Fagnart, J-F, Licandro, O. y Sneessens, H.R. (1995), "Capacity Utilization Dynamics and Market Power". Universidad Carlos III de Madrid, Working Paper # 95-15.
- García-Milá, T, Marcet, A. y Ventura, E. (1994), "Redistributive and Business Cycles Effects of Capital Taxation". Mimeo.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., y Huffman, W. (1988), "Investment, Capacity Utilization and the Real Business Cycle". *American Economic Review*, 78, 402- 417.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z. y Krusell, P. (1992), "Macroeconomic Implications of Investment-Specific Technological Change". Institute for International Economic Studies, Seminar Paper # 527.
- Hansen, G. (1985), "Indivisible Labor and the Business Cycle". *Journal of Monetary Economics*, 16, 309-328.
- King, R., Plosser, C. y Rebelo, S. (1988), " Production, Growth and Business Cycles". *Journal of Monetary Economics*, 21, 195-232 y 309-341.
- Kydland, F. y Prescott, E. C. (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica* 50, 1345-1370.

- Langot, F. (1994), "Unemployment and Business Cycle: a General Equilibrium Matching Model". Tesis doctoral, Universidad de Paris I.
- Licandro, O. y Puch, L. A. (1995a), "Capital Utilization, Maintenance Costs and the Business Cycle". Fedea, Documento de Trabajo # 95-16.
- Licandro, O. y Puch, L. A. (1995b), "Un Análisis de Ciclos Reales para la Economía Española". Mimeo.
- Prescott, E. (1986), "Theory Ahead of Business Cycle Measurement". *Quarterly Review* 10, 9-33.
- Rogerson, R. (1988), "Indivisible labor, lotteries and equilibrium". *Journal of Monetary Economics*, 21, 3-16.
- Ruiz-Tamarit, R. (1995), "Depreciation Endogene et Sous-Utilisation du Capital". Mimeo.

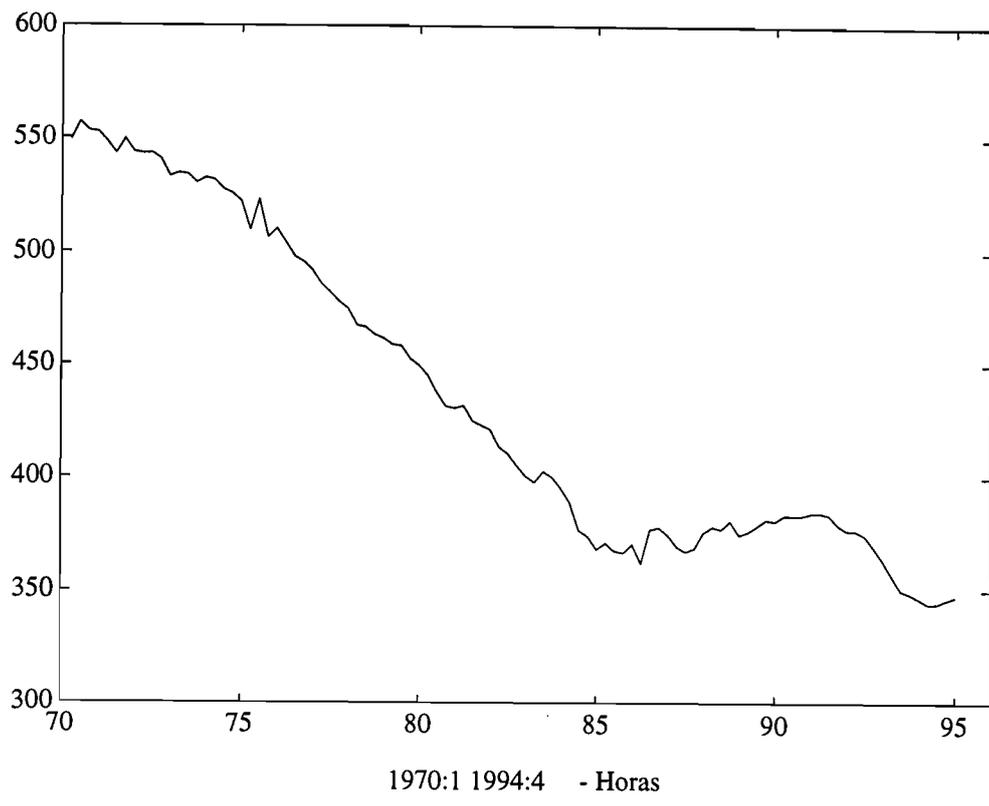


Gráfico 1: Serie de horas trabajadas per capita.

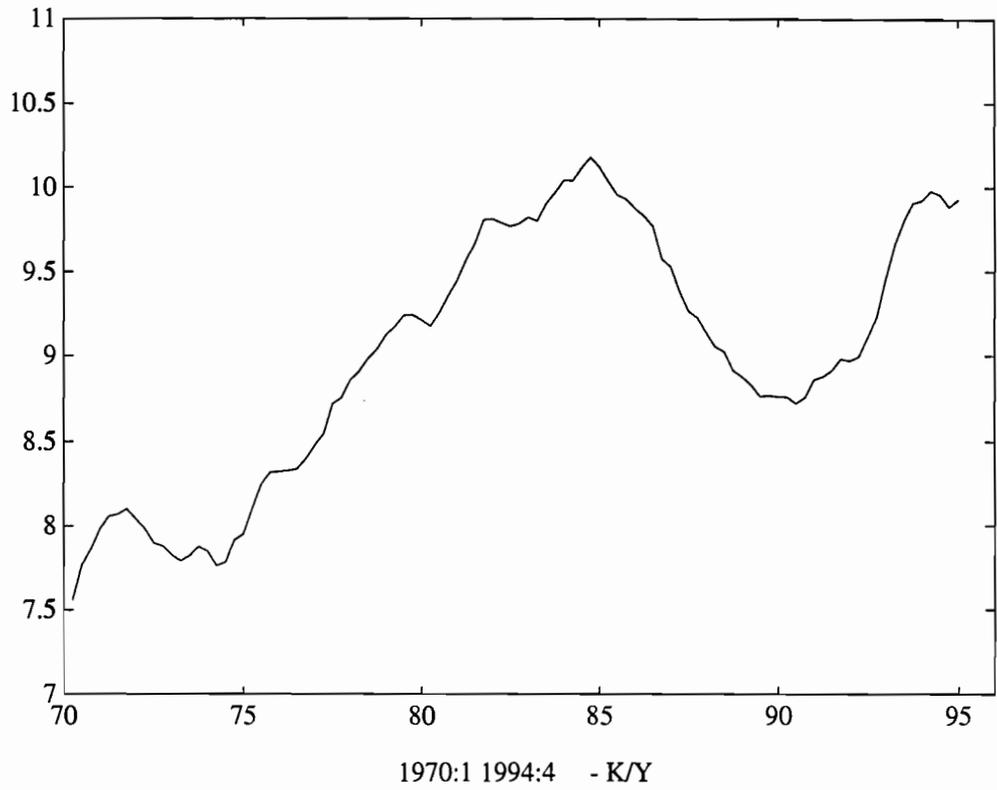


Gráfico 2: Ratio Capital - Producto. La serie de capital es la serie oficial y la serie de producto es el pib sin exportaciones netas.

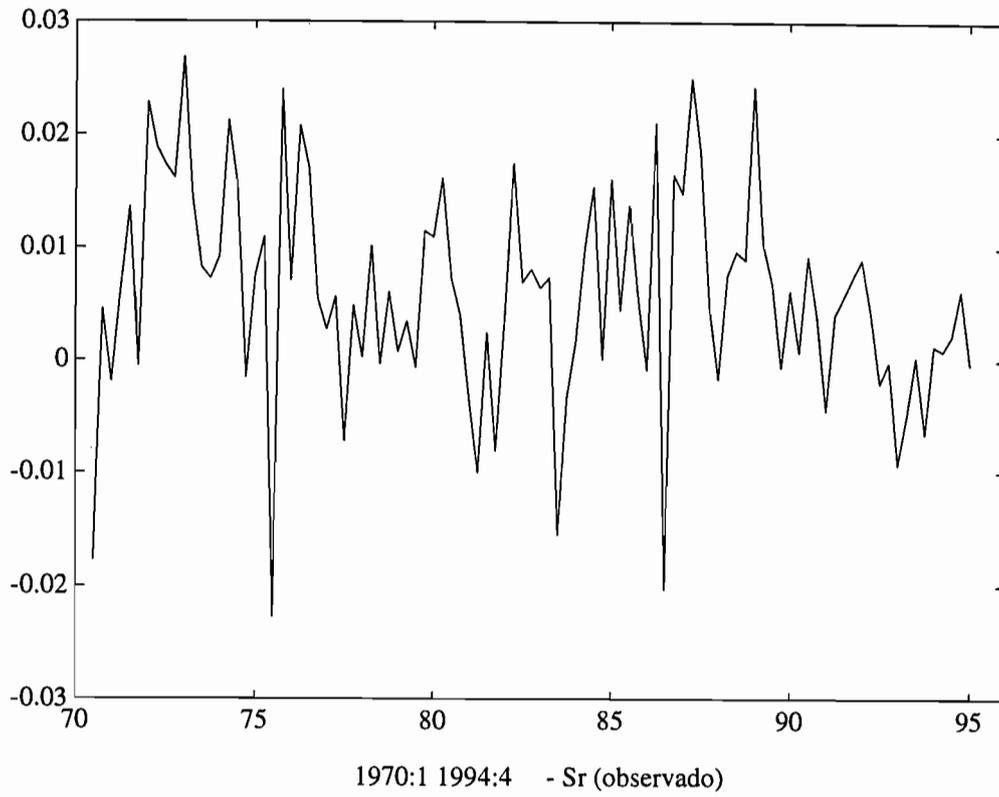


Gráfico 3: Residuo de Solow.

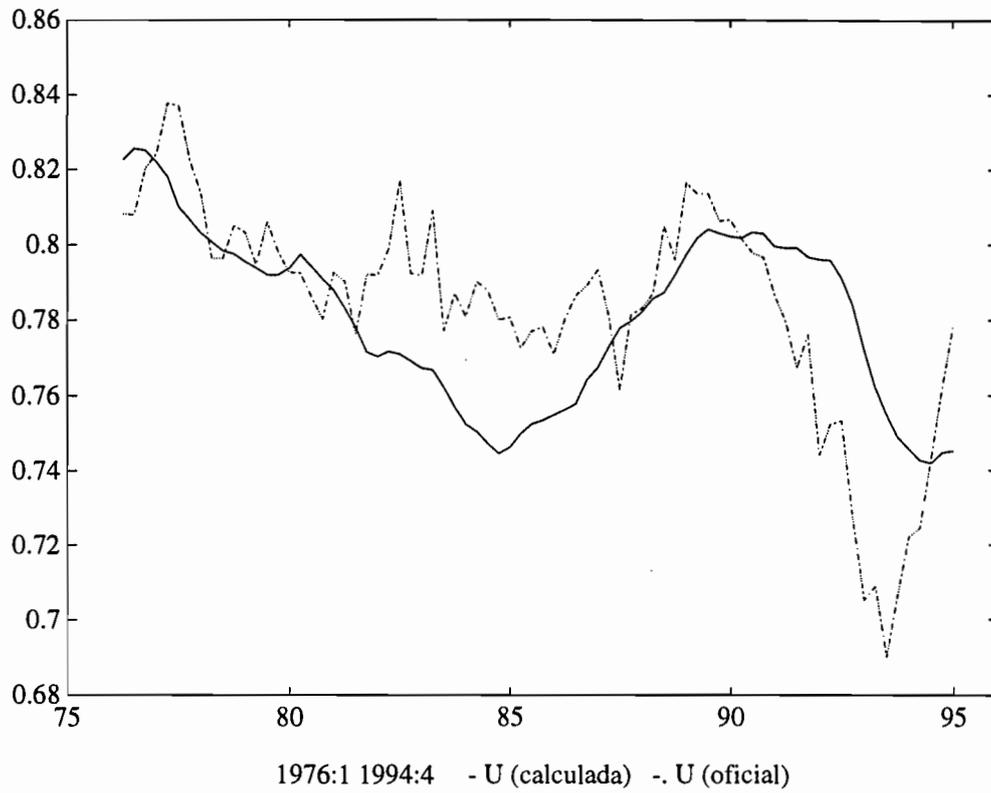


Gráfico 4: Medidas de la utilización del capital. Serie observada y medida basada en el modelo (trazo continuo)

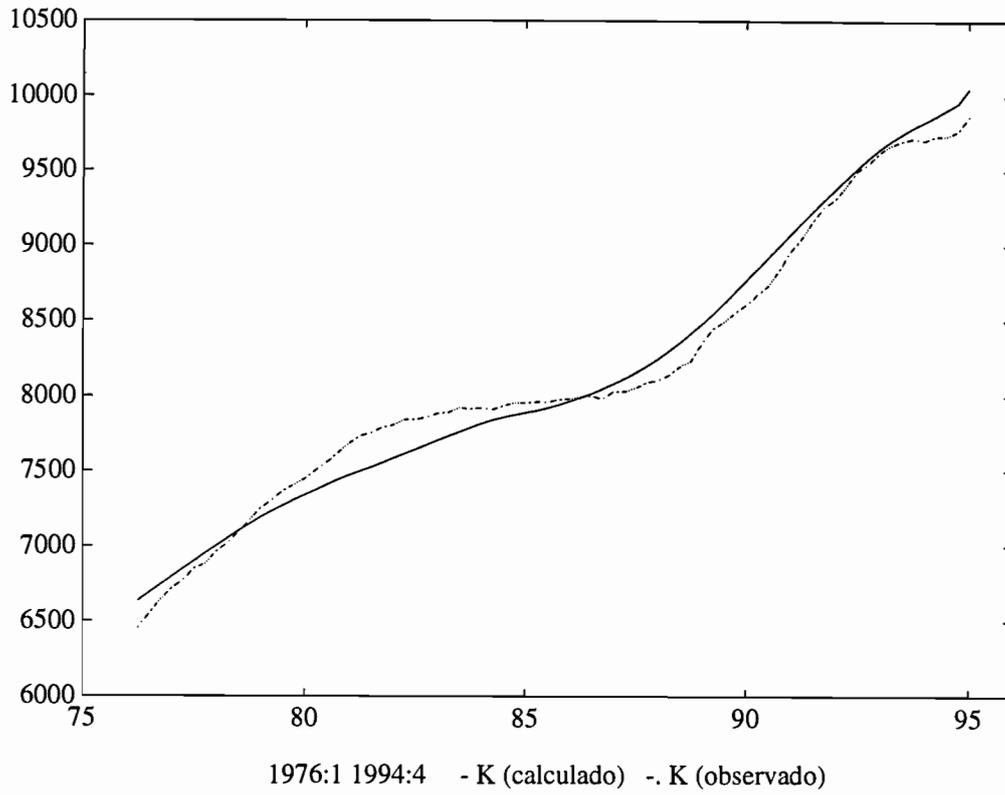


Gráfico 5: Medidas del stock de capital. Serie observada y medida basada en el modelo (trazo continuo)

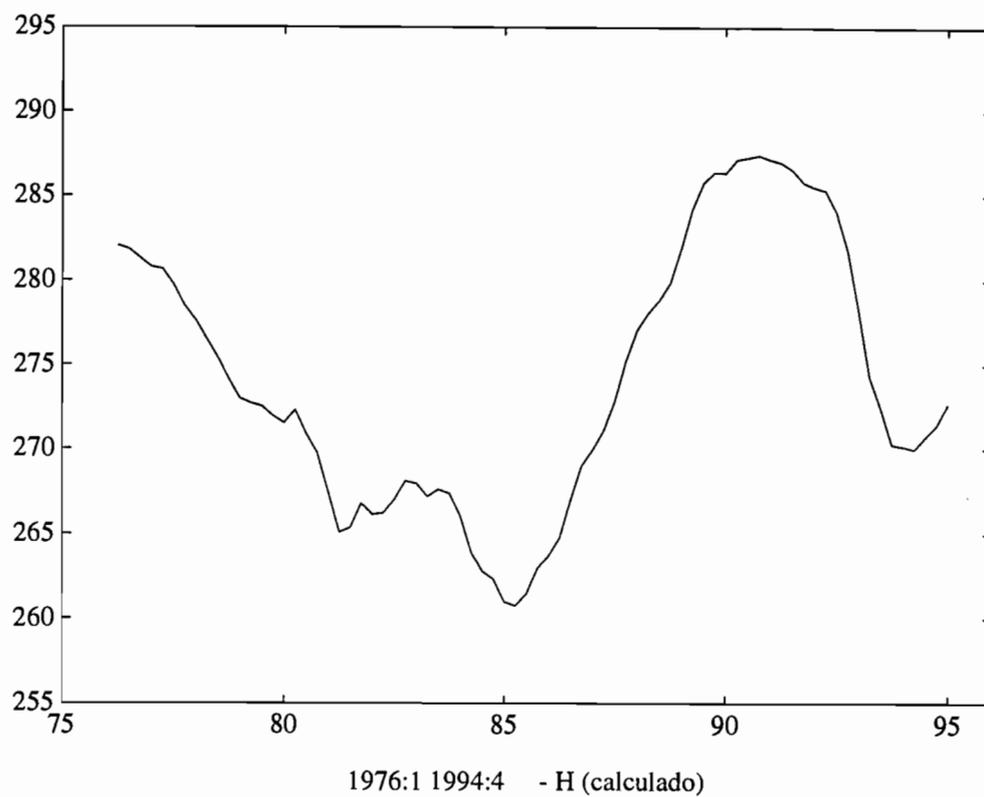


Gráfico 6: Medida de horas basada en el modelo.

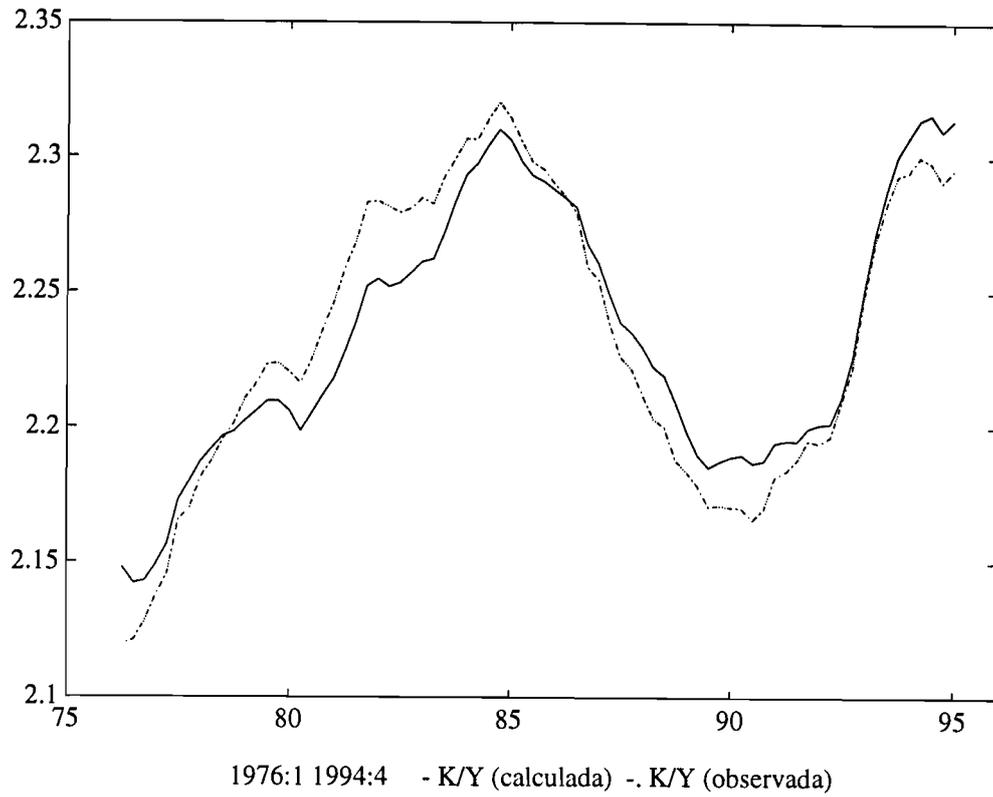


Gráfico 7: Ratio Capital - Producto. Serie observada y medida basada en el modelo (trazo continuo)

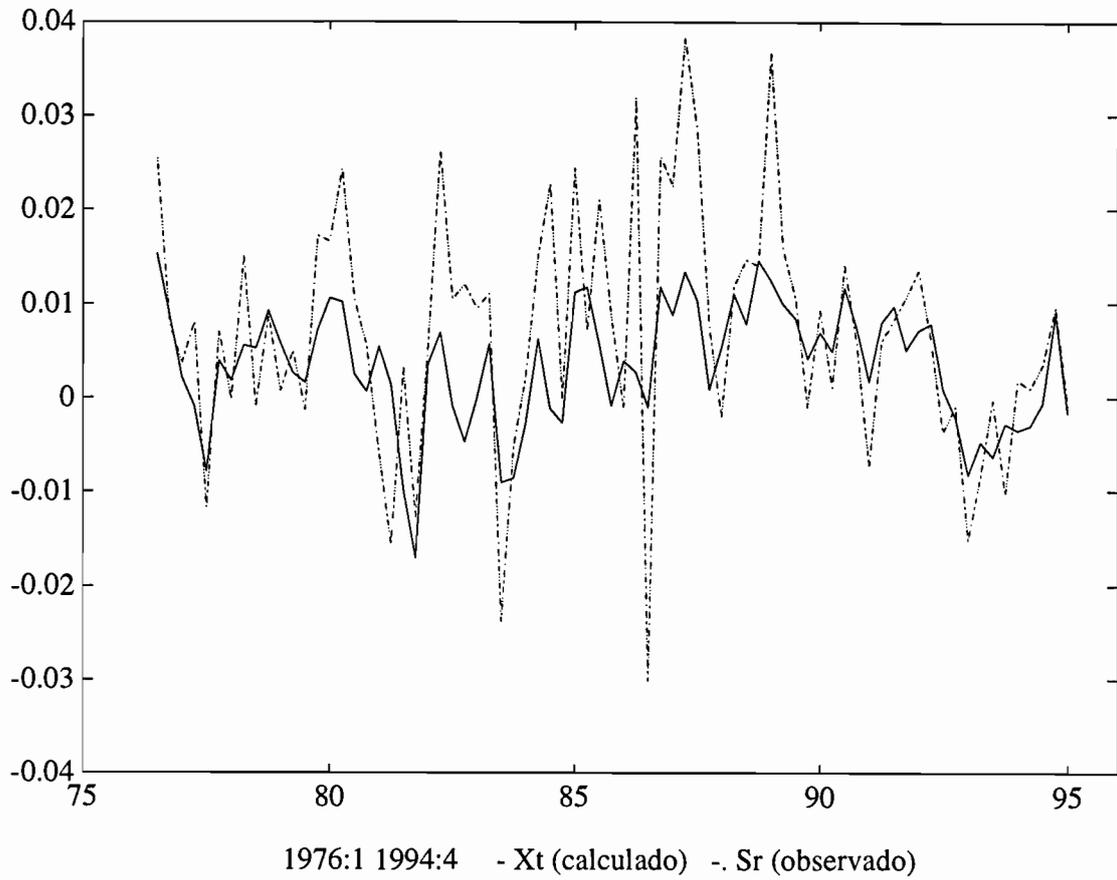


Gráfico 8: Medidas de los shocks a la tecnología. Residuo de Solow y medida basada en el modelo (trazo continuo).

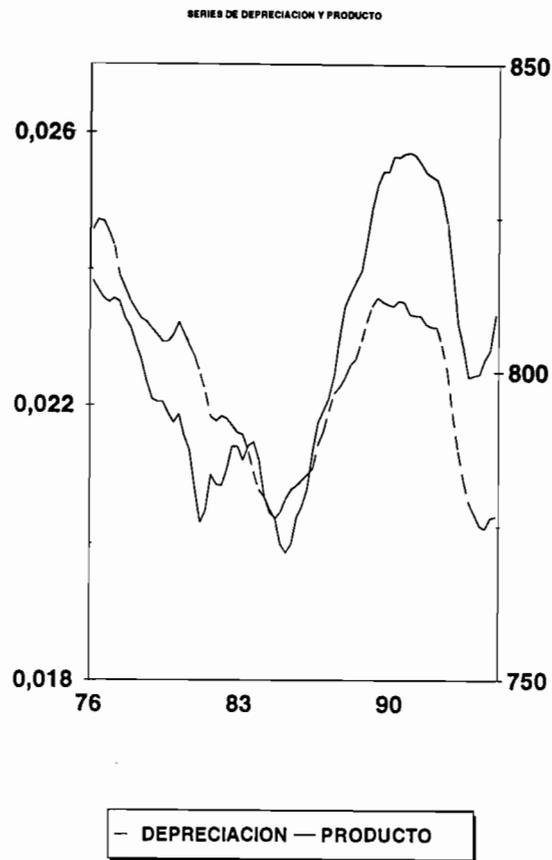


Gráfico 9: Comportamiento cíclico de la depreciación. Depreciación basada en el modelo y producto sin tendencia.

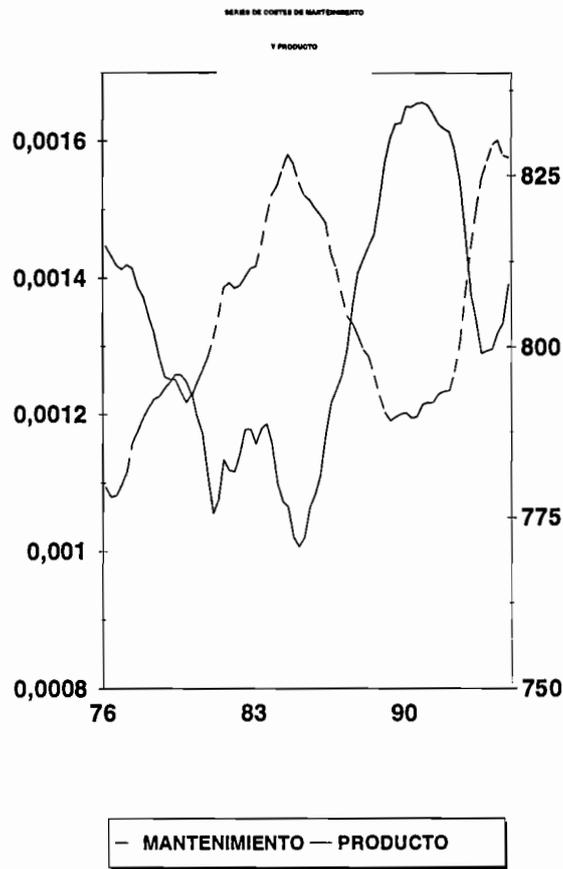


Gráfico 10: Comportamiento cíclico de los costes de mantenimiento. Mantenimiento basado en el modelo y producto sin tendencia.

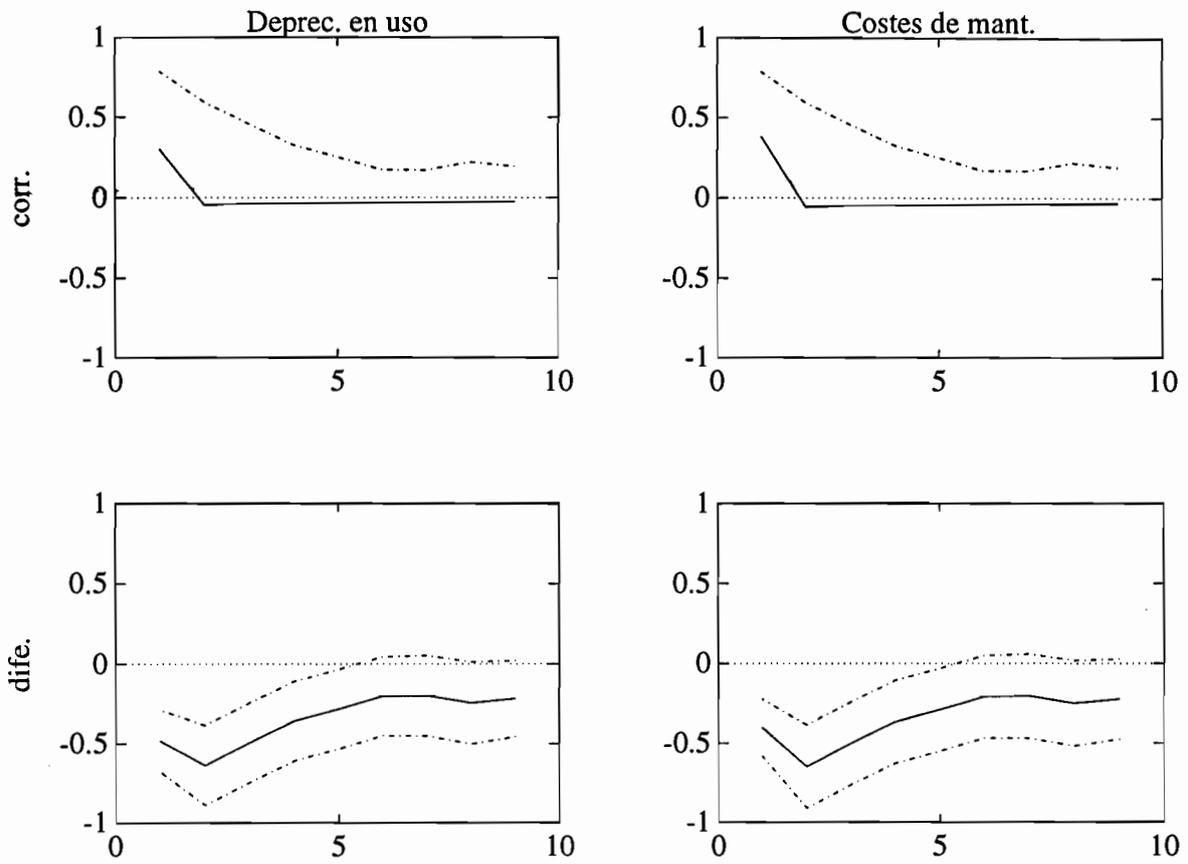


Gráfico 11: Autocorrelaciones de la tasa de crecimiento del producto. Arriba: correlaciones para $\bar{m} = 0$ (izqda.) y $\bar{m} = .0013$ (dcha.); El trazo discontinuo corresponde a los datos de la economía española. Abajo: Diferencia correspondiente; Las líneas discontinuas representan una banda de 2 desviaciones típicas. Los resultados corresponden a 1000 simulaciones.

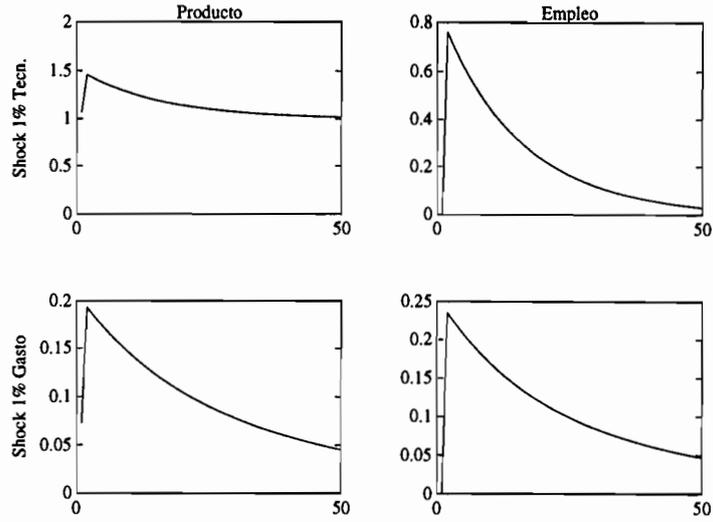


Gráfico 12: Modelo de depreciación en uso. Funciones de respuesta a impulsos: Producto y Empleo.

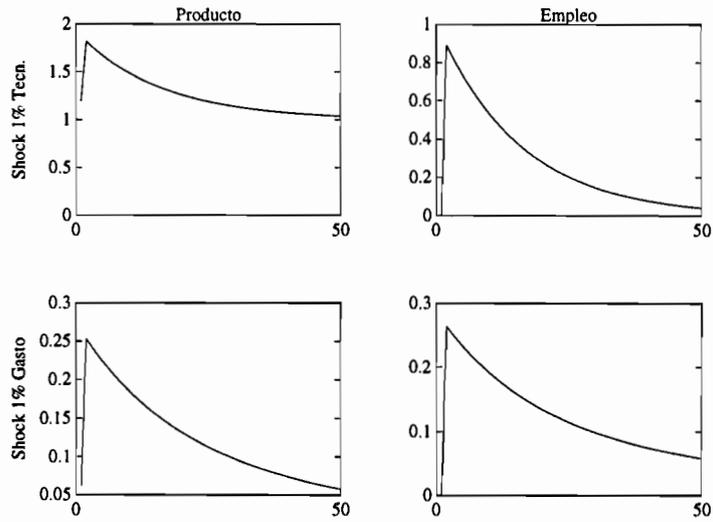


Gráfico 13: Modelo con costes de mantenimiento. Funciones de respuesta a impulsos: Producto y Empleo.

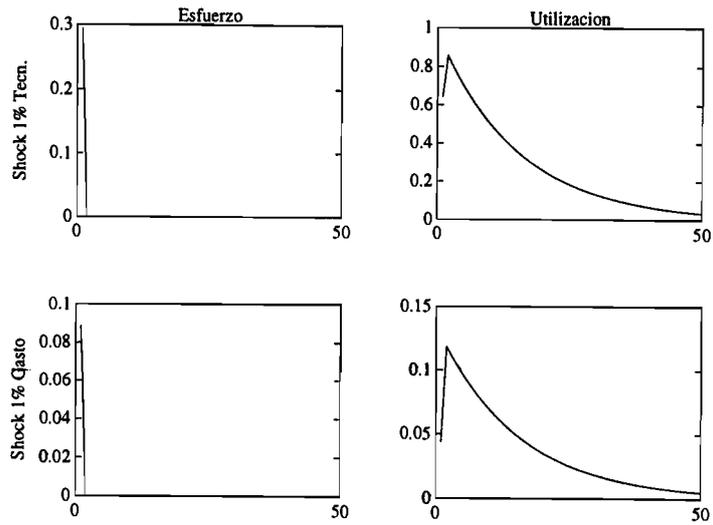


Gráfico 14: Modelo de depreciación en uso. Funciones de respuesta a impulsos: Esfuerzo y Utilización.

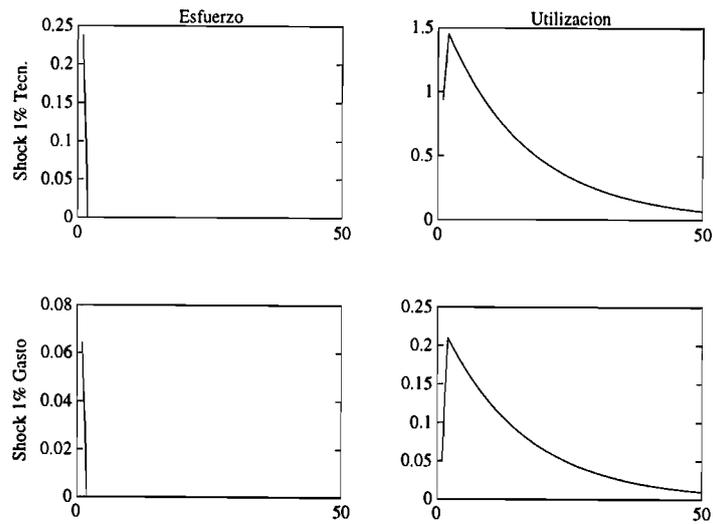


Gráfico 15: Modelo con costes de mantenimiento. Funciones de respuesta a impulsos: Esfuerzo y Utilización.

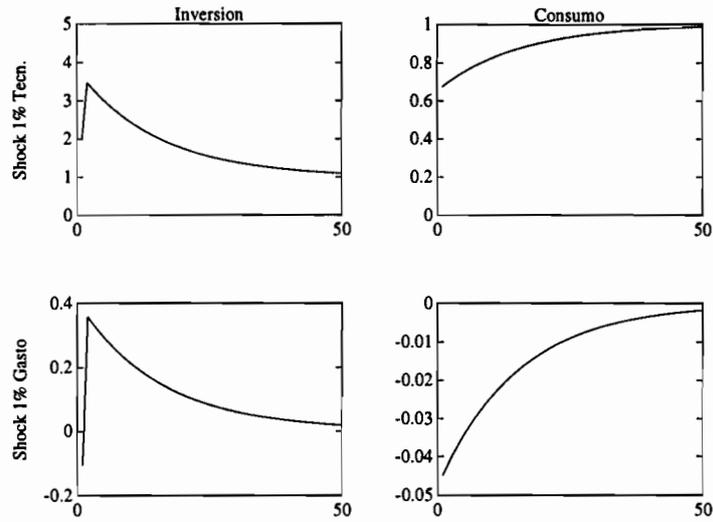


Gráfico 16: Modelo de depreciación en uso. Funciones de respuesta a impulsos: Inversión y Consumo.

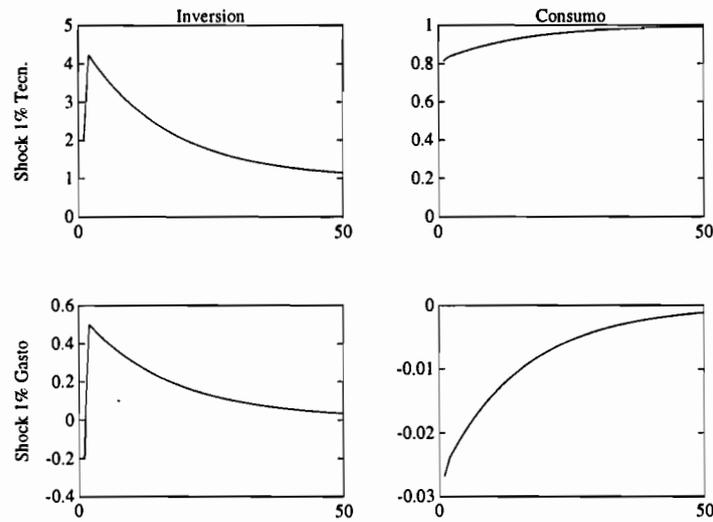


Gráfico 17: Modelo con costes de mantenimiento. Funciones de respuesta a impulsos: Inversión y Consumo.

WORKING PAPERS 1995

Business Economics Series

- 95-02 (01) David Camino and Clara Cardone
"The financial cost of official export credit insurance programs of industrialized countries: an analysis"
- 95-03 (02) David Camino
"The role of insurance and limited liability on corporate insolvencies"
- 95-23 (03) S. Bhattacharya, A.W.A. Bost and A.V. Thakor
"The economics of bank regulation"
- 95-28 (04) Alejandro Balbás and Alfredo Ibáñez
"Maxmin portfolios in financial immunization"
- 95-45 (05) Manuel Moreno and J. Ignacio Peña
"On the term structure of interbank interest rates: jump-diffusion processes and option pricing"
- 95-46 (06) Javier Estrada and J. Ignacio Peña
"Empirical evidence on the impact of European insider trading regulations"
- 95-49 (07) Salvador Carmona, Mahmoud Ezzamel and Fernando Gutiérrez
"Towards an understanding of changing accounting practice using institutional theory: the case of the royal tobacco factory of Seville"
- 95-50 (08) Salvador Carmona and Anders Gronlund
"Learning from forgetting: an experiential study of two european car manufacturers"
- 95-60 (09) Jaime Rivera
"The market orientation: competitive organizational strategy"

Economics Series

- 95-05 (01) Leandro Prados de la Escosura
"Spain's gross domestic product, 1850-1993: quantitative conjectures"
- 95-06 (02) Leandro Prados de la Escosura
"Spain's gross domestic product, 1850-1993: quantitative conjectures. Appendix"
- 95-07 (03) Javier Ruiz-Castillo