

**UNA ESTIMACIÓN ECONOMÉTRICA DEL STOCK DE CAPITAL
DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA***

Alfonsa Denia Cuesta, Ana M^a Gallego, Ignacio Mauleón**

WP-EC 96-02

*Este trabajo se ha realizado en el contexto del Proyecto PB93-0937 financiado por la DGICYT. Los autores agradecen los comentarios realizados por un evaluador anónimo a un borrador anterior a esta versión. Los errores son de nuestra responsabilidad.

** Alfonsa Denia: Universidad de Alicante; Ana María Gallego, Ignacio Mauleón: Universidad de Alicante e IVIE.

Editor: **Instituto Valenciano de
Investigaciones Económicas, S.A.**
Primera Edición Febrero 1996.
ISBN: 84-482-1202-9
Depósito Legal: V-542-1996
Impreso por Copisteria Sanchis, S.L.,
Quart, 121-bajo, 46008-Valencia.
Printed in Spain.

UNA ESTIMACIÓN ECONOMÉTRICA DEL STOCK DE CAPITAL DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

Alfonsa Denia Cuesta, Ana M^a Gallego, Ignacio Mauleón

RESUMEN

En este trabajo se obtiene una serie de stock de capital agregado para la economía española, en el que para su cálculo se ha estimado previamente la tasa de depreciación como un parámetro adicional en una función de producción. Aunque el resultado al incluir este parámetro en una función de producción es claramente no lineal, se presenta una vía de simplificación a través de un procedimiento iterativo. Por lo que respecta a la estimación del stock inicial de capital, y dada su no identificabilidad, se desarrolla un método alternativo para su cálculo. Los resultados del trabajo ofrecen un valor para la tasa de depreciación bastante diferente a los habitualmente utilizados.

PALABRAS CLAVE: Funciones de producción, estimación de la tasa de depreciación, stock inicial de capital.

ABSTRACT

This paper obtains a series of aggregate capital stock for the Spanish economy, in which for this calculation, the depreciation average was previously estimated as an additional parameter in a production function. Although the result when including the parameter in a production function is clearly not linear, a method of simplification is presented by means of an iterative procedure. In respect to the estimation of the initial capital stock, and due to its unrecognizableness, an alternative method is developed for its calculation. The results of this paper offer a value for the rate of depreciation greatly different from the ones commonly used.

KEY WORDS: Production functions, estimation of depreciation rate, initial capital stock.



I. INTRODUCCION

El objetivo esencial del presente trabajo es la obtención de una serie de stock de capital agregado para la economía española, mediante la estimación de la tasa de depreciación en el período 1964-1992.

Tradicionalmente, la tasa de depreciación para calcular diferentes series de stock de capital en España, ha sido prefijada en torno al 10 por ciento. Como algunos estudios relativamente recientes han puesto de relieve (ver a este respecto los trabajos de Baiges et al (1987) y de Corrales y Taguas (1989)) esta tasa de depreciación ha resultado demasiado elevada, aunque lógicamente hay un amplio grado de variación según el tipo de inversión que se esté considerando.

De otro lado, el cálculo del stock de capital, una vez fijada la tasa de depreciación, suele obtenerse, teniendo en cuenta el método del inventario permanente. El valor del stock inicial de capital se obtiene a partir de períodos de cierta estabilidad en el ratio capital/producto (K/Y), o en general a partir de una relación inicial capital-producto (Raymond et al, 1986) sustituyendo directamente k_0 por (rY_0) .

Aquí presentamos un método alternativo que permite estimar econométricamente la tasa de depreciación del capital. El método se basa en estimar la tasa de depreciación como un parámetro adicional en una función de producción, a través del stock de capital. El procedimiento es, en principio, altamente no lineal. Sin embargo, en la práctica es posible simplificarlo mediante un proceso iterativo. Otro aspecto del procedimiento se refiere a la estimación del stock inicial de capital. Este parámetro no está identificado econométricamente, y el procedimiento propuesto para su estimación posee un carácter más ad-hoc. Globalmente, los resultados del trabajo ofrecen un valor para la tasa de depreciación bastante diferente de los habitualmente utilizados.

El trabajo está organizado del siguiente modo: la sección II plantea los aspectos teóricos; los resultados empíricos se presentan en la sección III. La sección IV recoge los principales resultados, mientras que otros resultados se recogen en un apéndice final.

II. ASPECTOS TEORICOS

Tal y como se ha hecho referencia en la introducción, el principal objetivo de este trabajo es obtener una serie de stock de capital agregado para la economía española. Previamente, y puesto que no existe una posibilidad única, analizaremos en este epígrafe diferentes vías para su obtención. La presentación de las posibilidades para su cálculo se realiza brevemente, en la medida en que se trata, en la mayoría de los casos, de opciones suficientemente conocidas, pero que servirán para centrar la discusión. A continuación se presenta la opción que se propone en este trabajo, y se discute tanto la estimación del stock inicial de capital, como la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores.

Es evidente, que a partir de una determinada función de producción, la serie de stock de capital puede obtenerse mediante las condiciones de primer orden, bien igualando el valor del producto marginal del capital a su precio, o bien derivando las funciones de demanda condicionada de los factores (un buen resumen de la función de producción, así como de las propiedades vinculadas a la misma puede verse en Nadiri (1982)). En general, la forma funcional de la función de producción, debe ser consistente con las propiedades teóricas habituales vinculadas a la teoría de la producción; en concreto, productos marginales positivos, convexidad, diferenciabilidad,... pero que a su vez, resulte un modelo parsimonioso, fácil de interpretar, y estable a lo largo del tiempo. En definitiva, este método requiere asumir un

amplio conjunto de hipótesis sobre el comportamiento de los agentes económicos discutibles a veces. De hecho, y siguiendo el enfoque clásico de la 'q' de Tobin, es el incumplimiento de la igualdad entre productividad marginal y coste del capital lo que hace surgir la inversión. Parece pues, que la obtención del stock de capital a través de las condiciones del óptimo resulta un procedimiento excesivamente teórico, y condicionado al cumplimiento de una serie de supuestos restrictivos.

Una segunda posibilidad, y que ha sido ampliamente utilizada en el trabajo empírico, se centra en el comportamiento del ratio K/Y a lo largo del tiempo. Dentro de esta vía se encuentra el método desarrollado por Harberger (1978). La idea básica del mismo descansa en la estabilidad de K/Y, representando K en general el capital productivo, que es generado, por ejemplo, a partir del método del inventario permanente (que se analiza con mayor detalle en las páginas siguientes). Por lo que el problema se reduce a la obtención del valor inicial del stock de capital, a partir de la expresión

$$IB_t = (\delta + r)K_{t-1} \quad [1]$$

es decir, la inversión en el momento t (IB_t) es la suma de dos componentes, la inversión en reposición (δK_{t-1}) y el incremento neto del stock de capital (rK_{t-1}). A la tasa de depreciación (δ) se le suele dar un valor específico, mientras que r se obtiene a partir de la relación K/y en períodos de relativa estabilidad de este ratio.

Este método, cuenta con alguna ventaja adicional frente a la primera vía, y es que la serie de stock de capital se obtiene exclusivamente a partir de la inversión (método del inventario permanente) pero cuenta con algunas limitaciones que conviene señalar. En primer lugar, asigna a la tasa de depreciación un valor prefijado, en base a criterios diversos (estudios previos, 'sentido común',...) y por tanto, no se determina dentro del sistema. En segundo lugar, se requiere una serie de stock de capital previa

(en general procedente de otros estudios, y por tanto obtenida no necesariamente con los mismos criterios) para detectar los posibles períodos de estabilidad en la relación K/y .

También, a partir de los datos proporcionados por la Contabilidad nacional puede aproximarse el stock de capital mediante el denominado método contable. Este método descansa en el hecho de que $A_t = \delta K_{t-1}$, siendo A_t las amortizaciones del periodo t , que suelen estar calculadas en la Contabilidad Nacional. Como por definición $\Delta K_t = I_t$, siendo I_t la inversión expresada en términos netos, operando llegamos a la expresión $\Delta A_t = \delta I_{t-1}$, que es una ecuación definida en términos de variables observables y que permite, por tanto, una estimación econométrica sencilla de la tasa de depreciación δ . Sin embargo, los procedimientos contables habitualmente utilizados para la determinación de las amortizaciones son discutibles, por lo que conviene disponer de un método alternativo.

Este planteamiento alternativo consiste en asumir que la tecnología puede ser representada mediante una función de producción genérica,

$$Y_t = Y(K_t, L_t, \theta) + u_t \quad [2]$$

donde como antes K_t representa el stock de capital, L_t el trabajo y θ el vector de parámetros a estimar, y que incluye la tasa de depreciación δ , y el stock de capital inicial k_0 . Se asume, además, una relación entre el capital y los flujos de inversión. La función anterior se puede hacer más compleja distinguiendo entre capital físico e I+D (ver a este respecto Nadiri y Prucha, 1993) o incorporando expresamente el capital público en la función de producción (Aschauer, 1989), entre otras posibilidades. Sin embargo, en la discusión que sigue (en la medida que las conclusiones son ampliables a funciones de producción más complejas) seguiremos considerando, por sencillez expositiva en este caso, un función del tipo recogido en [2]. Dado que la tasa de depreciación es un parámetro a estimar, el stock de capital es

desconocido. En general, se conoce la cantidad de nuevo capital añadida al stock cada año, pero no la cantidad de stock de capital por si misma.

Como es conocido, la forma habitual de obtener una estimación de K_t a lo largo del tiempo es mediante el método del inventario permanente. Si inicialmente asumimos que hay una sola clase de capital (o que no hay problemas de agregación) podemos escribir (para un análisis más detallado ver Hulten (1991)),

$$K_t = \phi_0 I_t + \phi_1 I_{t-1} + \phi_2 I_{t-2} + \dots + \phi_T I_{t-T} \quad [3]$$

donde $\phi_0 = 1$. En este contexto, el stock K_t se puede interpretar como el número de unidades de nueva inversión necesarias para igualar la capacidad productiva de la inversión pasada, puesto que una unidad de capital del período ν ($\nu = t - T$) es tratado como el equivalente de $\phi_{t-\nu}$ unidades de nuevo capital. La cuestión que se nos plantea es determinar un método que nos permita estimar las ponderaciones ϕ . Existen para ello varias alternativas, en general dependiendo de los supuestos que se establezcan en torno a estos coeficientes; es decir, si se considera que están vinculados a la propia naturaleza del capital (este sería el caso de un bien homogéneo), o de si existe un problema de agregación de capital, puesto que en este caso diferentes tecnologías pueden producir diferentes coeficientes para el mismo tipo de capital. Los supuestos usuales para la agregación de capital bajo rendimientos constantes a escala establece que dicha agregación es posible si y sólo si el producto marginal del capital procedente del período τ en el momento t tiene un ratio fijo al producto marginal del nuevo capital, esto es,

$$[\partial Y / \partial I_\nu] / [\partial Y / \partial I_t] = \phi_{t-\nu}, \quad \nu = t, t-1, \dots \quad [4]$$

Es evidente, que la agregación del capital nos lleva de nuevo al método del inventario permanente, puesto que el capital de períodos previos entra en el proceso de producción como menores cantidades del inicialmente invertido. En realidad este es un supuesto bastante restrictivo, pero en la práctica debe tratarse como una aproximación. Es por ello que el problema es, de nuevo, la estimación de los coeficientes de la ecuación [3].

Podemos establecer tres planteamientos. El primero de ellos sería considerar que se mantiene el mismo nivel de eficiencia durante un período determinado, a partir del cual los coeficientes se hacen cero:

$$\phi_0 = \phi_1 = \dots = \phi_{T-1} = 1. \quad \phi_{T+\tau} = 0, \tau = 0,1,2,\dots [5]$$

Alternativamente, podemos considerar que la eficiencia decae en incrementos iguales año a año. Es decir un decrecimiento lineal, con

$$\phi_{\tau-1} - \phi_{\tau} = 1/T, \tau = 1,\dots,T-1, \text{ y } \phi_{T+\tau} = 0, \tau = 0,1,2,\dots$$

Una variante de estas dos puede encontrarse en Polo,C et al (1986). Si en lugar de un decrecimiento lineal se considera que la eficiencia decrece geoméricamente a una tasa constante δ , entonces,

$$(\phi_{\tau-1} - \phi_{\tau}) / \phi_{\tau-1} = \delta.$$

Aunque es una de las vías más utilizadas, tanto en un contexto teórico como en el empírico, conviene señalar que esta vía supone una importante (y rápida) pérdida de eficiencia en los primeros años de vida de un activo.

Además, a diferencia de los casos anteriores los activos permanecen siempre en el cálculo de K.

Obsérvese, también, que asumiendo el decrecimiento geométrico la ecuación [3] puede reescribirse como

$$K_t = I_t + (1-\delta)I_{t-1} + \dots + (1-\delta)^{t-\nu}I_\nu + (1-\delta)^{t-\nu+1}k_{\nu-1} \quad [6]$$

que es el desarrollo de otra expresión conocida para el método del inventario permanente: $K_t = I_t + (1-\delta)K_{t-1}$. Si la serie de inversión es suficientemente larga, $(1-\delta)^{t-\nu+1}$ será arbitrariamente pequeña y por tanto $k_{\nu-1}$ puede obviarse. En caso contrario es necesario estimarlo, por lo que debe ser incluido en la función de producción como un elemento más a estimar. Para un valor concreto de δ podemos resolver [6] numéricamente de una forma recursiva.

Sin embargo, incluir k_0 como un término más a estimar en la función de producción genera un problema de identificabilidad de k_0 . Veamos esto asumiendo el método del inventario permanente, y una función de producción Cobb-Douglas $Y_t = AK_t^{\alpha_2} L_t^{\alpha_3} e^u$, siendo A una constante dada.

Es evidente, que si k_0 es un parámetro a estimar, debemos calcular $\partial u_t / \partial k_0$. Según el método del inventario permanente es claro que la expresión [6] puede reescribirse como,

$$K_t = \sum_{s=0}^{t-1} I_{t-s} (1-\delta)^s + (1-\delta)^t K_0 \quad [7]$$

Por lo que, $\partial u_t / \partial K_0 = -\alpha (1/K_t)(1-\delta)^t$

Así, en general, y como $\sum_{t=0}^T (1-\delta)^{2t} \rightarrow 1/(\delta(2-\delta))$, cuando $T \rightarrow \infty$,

$$\sum_{t=1}^T (\partial u_t / \partial k_0)^2 / T \rightarrow 0, \quad [8]$$

por lo que k_0 no está identificado, no siendo posible estimarlo consistentemente (véase más adelante la expresión para la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros estimados). En general, el problema de identificación de k_0 no se limita a la función de producción Cobb-Douglas, y también es cierto para las funciones de producción más conocidas, tales como la CES, la función de producción transcendental, etc, (en general debido al elemento $(1-\delta)^t$). Planteamos, pues, una propuesta alternativa para calcular k_0 . Partimos de una función de producción Cobb-Douglas (CD) que depende del stock de capital, del factor trabajo, de la tasa de depreciación y de, posiblemente, un conjunto de variables tales como el tiempo o variables dummies específicas, y que el stock de capital, para una tasa de depreciación dada, se puede obtener mediante el método del inventario permanente. Es decir,

$$\begin{cases} K_t = \sum_{s=0}^T (1-\delta)^s I_{t-s} + (1-\delta)^T K_0 \\ Y_t = A_t K_t^{\alpha_2} L_t^{\alpha_3} e^{u_t} \end{cases} \quad [9]$$

donde A_t representa la eficiencia productiva, y α_2 y α_3 las respectivas elasticidades del producto con respecto al capital y al trabajo. Tomando logaritmos en la función de producción, diferenciado y asumiendo que $\alpha_3 \Delta \ln L_t + \Delta \ln A_t \approx 0$ (es decir que la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores es aproximadamente igual a la tasa de crecimiento del factor

trabajo, ponderada por su participación en el producto), nos lleva a que

$$K_t = \left[\frac{Y_t}{Y_0} \right]^{1/\alpha_2} K_0 \quad [10]$$

por lo que sustituyendo la expresión para K_t de [9] en el método de inventario permanente se obtiene finalmente que,

$$K_0 = \left[\left[\frac{Y_t}{Y_0} \right]^{1/\alpha_2} - (1 - \delta)^T \right]^{-1} \sum_{s=0}^{t-1} (1 - \delta)^s I_{t-s} \quad [11]$$

Dando, ahora, valores a los parámetros (α_2, δ) se obtienen estimaciones para el stock inicial de capital. El procedimiento descrito no deja de ser ad-hoc, lo que por otra parte es inevitable, ya que K_0 no es identificable econométricamente en sentido estricto. No obstante, el supuesto clave en que se fundamenta (que el progreso tecnológico se reduce a eliminar factor trabajo), parece haber sido una realidad incontestable en el período examinado. Además, empíricamente funciona de forma adecuada, como se verá en las estimaciones presentadas en la siguiente sección. Sin embargo, es evidente que hacer exactamente iguales las tasas de crecimiento de ambas magnitudes puede parecer una restricción excesiva, y a tener en cuenta en análisis posteriores.

A continuación se analiza la matriz de varianzas de los estimadores. Dada la función de producción $\ln Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln K_t + \alpha_3 \ln L_t + u_t$ con $K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$, la matriz asintótica de varianzas y covarianzas de $\sqrt{T}(\hat{\theta} - \theta)$ donde $\theta = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \delta)$ será,

$$\Omega = \text{plim} \left[\frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{\partial u}{\partial \theta} \right) \left(\frac{\partial u}{\partial \theta} \right)' \right]^{-1} \sigma_u^2 \quad [12]$$

donde,

$$\begin{aligned}
 \partial u_t / \partial \alpha_1 &= 1 & \partial u_t / \partial \alpha_2 &= \ln K_t & \partial u_t / \partial \alpha_3 &= \ln L_t \\
 \partial u_t / \partial \delta &= \alpha_2 (1/K_t) \left[\partial K_t / \partial \delta \right] \\
 \partial K_t / \partial \delta &= (1 - \delta) \left[\partial K_{t-1} / \partial \delta \right] - K_{t-1} \\
 \partial K_1 / \partial \delta &= -k_0
 \end{aligned}
 \tag{13}$$

y, así sucesivamente, se pueden obtener todos los valores para $t = 1, \dots, T$ de $\partial u_t / \partial \delta$ (nótese que, condicionado a un valor de K_0 , $\partial K_t / \partial \delta$ puede obtenerse recursivamente). Si los valores $(\alpha_2 \delta)$ utilizados para calcular K_0 son los mismos de las estimación, entonces en sentido estricto K_0 no es una constante. No obstante, el posible impacto de este efecto en las varianzas desaparece con T alto, por el mismo motivo por el que K_0 no es identificable si se intenta estimar directamente. Por ello, en el cálculo de las derivadas que permiten calcular Ω , K_0 se ha considerado como un valor fijo.

Finalmente, se obtienen las matrices,

$$\begin{aligned}
 H &= \{1 \ln k_t \ln L_t \partial u_t / \partial \delta\} \quad t = 1, \dots, T \tag{14} \\
 y, \Omega &= (H'H/T)^{-1} \sigma_u^2
 \end{aligned}$$

Debe señalarse, por último, que Smith (1993) estimó un modelo para USA en que uno de los resultados es una estimación de δ y su varianza. Este procedimiento está relacionado, al menos en el enfoque básico, con el de este trabajo. No obstante, el modelo de Smith es más bien teórico, bastante restrictivo, y, de hecho, no ajusta bien los datos.

III. RESULTADOS EMPIRICOS

El propósito de este epígrafe es estimar una serie de stock de capital agregado para la economía española, que requiere previamente la obtención del stock de capital inicial para una tasa de depreciación dada. Posteriormente se trata de estimar una función de producción agregada, en la que se trabajará con una función de producción simple; esto es, una función de producción en la que existen dos únicos factores, el capital y el trabajo, y un único bien homogéneo; es decir, un output. Aunque el análisis puede hacerse más complejo, hemos considerado oportuno iniciar este estudio a partir de relaciones más sencillas (aunque trabajos posteriores deberían implicar una mayor profundización en este sentido).

En el anexo se comenta el tipo de información estadística utilizada, así como el período muestral seleccionado. En los gráficos 1 a 3 del mismo se recoge la evolución temporal de las cuatro series utilizadas. Como puede observarse a partir de la simple inspección gráfica, así como de sus respectivas tasas de variación (cuadro 1 del anexo) se detectan tres períodos distintos: 65-75, 76-84 y 85-92, que coinciden, lógicamente, con los momentos de mayor o menor crecimiento en la economía española, y en los que cabe destacar el descenso del nivel de empleo, y de cierto estancamiento en la serie de bienes de equipo para el período 1976-1984.

Por lo que respecta a la elección de la función de producción, se consideraron inicialmente un conjunto de posibilidades que abarcasen como casos particulares, a su vez, las funciones de producción más habituales. Dentro de las funciones de producción homogéneas se consideraron la función de producción Cobb-Douglas y la CES. Y, dentro de las funciones con elasticidad de sustitución variable, la Liu-Hildenbrand (LH) y la función de producción transcendental (FPT). Como se sabe, la función de producción LH tiene a la CES como caso particular, mientras que esta última y la FPT incluyen a la Cobb-Douglas como caso particular. Algunas de las funciones de producción consideradas se estimaron por mínimos cuadrados no lineales, pero

también por MCO una vez linealizadas mediante una aproximación de Taylor de segundo orden, lo que facilita, en algunos casos, la comparación entre diferentes funciones de producción. Todos los resultados obtenidos condujeron a la función de producción Cobb-Douglas. En todos los modelos estimados, se incluyeron variables binarias que permitiesen recoger los cambios de comportamiento anteriormente mencionados, en especial en la serie PIBA. El cálculo de los residuos recursivos confirmó la posible existencia de diversos cambios estructurales, en torno a las observaciones 11 o 12 por un lado y 21 o 22 por otro, por lo que diferentes combinaciones de las mismas se incluyeron en el modelo, junto con las dos variables seleccionadas para la variable empleo, epanal (E1) y epana2 (E2). Dado que los resultados obtenidos con todas las combinaciones posibles no difieren mucho entre sí, se ha optado por presentar sólo algunos de ellos. En general, sin embargo, los resultados son mejores cuando la variable empleo que se utiliza es la correspondiente al cuarto trimestre de cada año (E2). Otra cuestión importante, es que las tasas de depreciación no difieren excesivamente de unas estimaciones a otras. Con E2 estas varían entre el 4 y el 5.55 por ciento. Con la variable E1 las tasas de depreciación presentan mayor dispersión de unas funciones de producción a otras y, en general, los resultados obtenidos menos satisfactorios.

En el cuadro I se presentan los resultados obtenidos al estimar la función de producción Cobb-Douglas (CD). En el mismo, se presentan, también, las tasas de depreciación, así como las varianzas calculadas mediante el proceso descrito en el epígrafe anterior. Como ya se ha comentado, se incluyen los resultados de algunas estimaciones realizadas, en la medida que no se detectaron importantes diferencias entre unas y otras, ni, tampoco, resultados contradictorios. Para el caso concreto de esta función de producción se consideraron, alternativamente, variaciones del método del inventario permanente para el cálculo de K_t ; concretamente, $K_t = (1-\delta)K_{t-1} + \rho I_t + (1-\rho)I_{t-1}$, $0 \leq \rho \leq 1$, e imponiendo $\rho = 0$, lo que nos confirmó que los mejores resultados se obtenían para $\rho = 1$.

CUADRO I.

A.- 1965-1992

$$FP:CD \ln Piba = \alpha_1 + \alpha_2 \ln E2 + \alpha_3 \ln k + \alpha_4 b_{11} + \alpha_5 b_{21} + u_t$$

parámetro	parámetros estimados	error standar
α_1	0.763265	0.3283
α_2	0.527032	0.0830
α_3	0.429900	0.0540
α_4	- 0.033584	0.0009
α_5	0.019684	0.0009
δ	0.055000	0.0234
k_0	8898.514	
$\sigma^2 = 0.910551E-04$		
$R^2 = 0.999$		
DW = 1.56		
LM(1) = 1.24	LM(2) = 6.27	ARCH(1) = 1.72
ADF = - 4.89	Chow = 1.222	G.Q. = 2.54

NOTA: LM(.) Contraste Lagrange, ausencia de autocorrelación. Valor crítico 3.84 y 5.99 para LM(1) y LM(2) respectivamente, al 95% de confianza..
 G.Q:contraste igualdad de varianzas,valor crítico al 95% 2,98. ADF: contraste Dickey-Fuller, valor crítico -3.80.Test de Chow, valor crítico 2.77
 ARCH(1) valor crítico, 3.84.
 Método estimación: MCO. Variables: PIBA. producto interior bruto no agrario.
 K. Stock de capital. E1 y E2 empleo no agrícola, medio y cuarto trimestre respectivamente. b_i , $i=11,12,21,22$, son variables binarias que toman el valor un a partir de dicha observación y cero para las restantes.

B.-1965-1992

$$\text{FP:CD } \ln\text{Piba} = \alpha_1 + \alpha_2 \ln E2 + \alpha_3 \ln k + \alpha_4 b_{12} + \alpha_5 b_{21} + u_t$$

parámetro	parámetros estimados	error standar
α_1	0.794281	0.3458
α_2	0.526692	0.0881
α_3	0.425426	0.0583
α_4	- 0.030804	0.0009
α_5	0.019068	0.0101
δ	0.050000	0.0256
k_0	9311.120	
$\sigma^2 = 0.106323\text{E-}03$ $R^2 = 0.999$ $DW = 1.88$ $LM(1) = 0.09$ $LM(2) = 6.49$ $ARCH(1) = 1.06$ $ADF = - 5.57$ $Chow = 0.779$ $G.Q. = 2.63$		

NOTA: ver nota cuadro I.A

C.-1965-1992

$$\text{FP:CD } \ln\text{Piba} = \alpha_1 + \alpha_2 \ln E2 + \alpha_3 \ln k + \alpha_4 b_{12} + \alpha_5 b_{22} + u_t$$

parámetro	parámetros estimados	error standar
α_1	0.776526	0.3422
α_2	0.522228	0.0868
α_3	0.429780	0.0546
α_4	- 0.034196	0.0008
α_5	0.012559	0.0010
δ	0.045000	0.0223
k_0	9760.352	
$\sigma^2 = 0.119278\text{E-}03$ $R^2 = 0.999$ $DW = 1.73$ $LM(1) = 0.45$ $LM(2) = 5.02$ $ARCH(1) = 0.81$ $ADF = - 4.87$ $Chow = 1.069$ $G.Q. = 3.73$		

NOTA: ver nota cuadro I.A

D.-1965-1992

$$\text{FP:CD } \ln\text{Piba} = \alpha_1 + \alpha_2 \ln E1 + \alpha_3 \ln k + \alpha_4 b_{12} + \alpha_5 b_{21} + u_t$$

parámetro	parámetros estimados	error standar
α_1	1.138600	0.5110
α_2	0.493379	0.1348
α_3	0.424388	0.0838
α_4	- 0.029094	0.0103
α_5	0.035413	0.0111
δ	0.060000	0.0368
k_0	8518.562	
$\sigma^2 = 0.143237\text{E-}03$ $R^2 = 0.998$ $DW = 1.54$		
$LM(1) = 1.13$ $LM(2) = 6.59$ $ARCH(1) = 0.592$		
$ADF = - 4.77$ $Chow = 0.878$ $G.Q = 0.561$		

NOTA: ver nota cuadro I.A

CUADRO II

MODELO	rce	δ	error s.
A	2.1098	0.0550	0.0202
B	2.1298	0.0500	0.0232
C	1.7169	0.0450	0.0226
D	4.5532	0.0600	0.0283

Los aspectos más interesantes a destacar son: i) el valor de los coeficientes estimados para el capital no varía significativamente de una a otra regresión. El coeficiente relativo al factor trabajo muestra, por contra, mayor dispersión ii) Según los resultados obtenidos habría que aceptar la hipótesis nula de rendimientos constantes a escala cuando la variable empleo utilizada es E2. En la columna rce del cuadro II, aparece el valor obtenido al realizar el mencionado contraste. El correspondiente valor crítico al 95% de confianza es de 4.28 (para una F con uno y veintitres grados de libertad). iii) las tasas de depreciación son inferiores a las que habitualmente se han estado considerando para la función de producción agregada de la economía española.

Aunque, dados los resultados obtenidos no parece detectarse ningún problema de heterocedasticidad (también se realizó el contraste de White, que confirmaba este resultado, pero que, dado el tamaño de la muestra, no nos pareció concluyente), puede observarse que el contraste de igualdad de varianzas toma valores muy próximos al valor crítico en los dos primeros modelos estimados. Así pues, y dado que la primera parte de la muestra presenta mayor dispersión que la segunda, se reestimaron las regresiones anteriores para la función Cobb-Douglas en su forma intensiva, que nos permite relacionar el output por trabajador y el ratio capital/trabajo. Esto es admisible, una vez que la restricción de rendimientos constantes se acepta, por lo que no se hizo para el cuarto modelo. El objetivo es reducir el problema de la heterocedasticidad, dado que la variable output/trabajo tiene menos tendencia que la del output. Según estos resultados la elasticidad del output con respecto al capital varía entre 0.416 y 0.423. En cualquier caso, y para el total de la muestra, la elasticidad del producto con respecto al trabajo es ligeramente mayor (0.577-0.584) que con respecto al capital. En el cuadro II se presentan finalmente los errores standar corregidos de la tasa de depreciación (columna 3). El valor que toma el contraste de igualdad se reduce considerablemente, situándose ahora el torno a la unidad. Los demás resultados no sufren variaciones importantes de reseñar.

Por lo que respecta a la correlación puede observarse que el valor del DW en tres de los cuatro modelos estimados se sitúa entre los dos límites de este estadístico. Sin embargo, no parece detectarse correlación serial de primer orden si nos atenemos al contraste de Breusch-Godfrey, aunque si parece más significativa, y bastante más elevada en cualquier caso, la correlación hasta de orden dos (aunque no se han presentado aquí, el test LM para los órdenes 3 y 4 no resultó significativo). De hecho, el cálculo de las primeras cuatro correlaciones residuales puso de manifiesto una correlación de segundo orden negativa, en torno al valor 0.4. Sin embargo, no resulta evidente la razón por la cual puede haber correlación negativa de segundo orden, a excepción, tal vez, del tamaño muestral del que se dispone. No obstante, conviene señalar que, al tratar de corregirla, los resultados obtenidos no experimentaron cambios relevantes; además, los coeficientes del $\text{ar}(2)$ no resultaron significativos, aunque, evidentemente, ahora la correlación de orden dos disminuye considerablemente. Sin embargo, volvemos a insistir, dado el número de observaciones disponibles, y que no es posible encontrar una interpretación razonable a la elevada correlación de orden dos, se optó por la estimación MCO. Además, como ya se ha comentado, los resultados obtenidos para los coeficientes vinculados tanto al trabajo como al capital apenas si sufren variación; esto es, se muestran bastante robustos. Por su parte, el rango de variación de la tasa de depreciación tampoco se modifica de forma sustancial, con un valor mínimo del 3.5 por cien y máximo del 5 por cien (frente al 4 y 6 por cien de la estimación MCO).

Para analizar la especificación dinámica, se procedió a introducir diferentes retardos de todas las variables pero los resultados no mejoraron. Esto es, la correlación de segundo orden no disminuyó de forma apreciable en ningún caso, aunque en general, se comportaba mejor cuando se incluían retardos de la variable empleo. El resto de resultados, incluidos los valores de los coeficientes, tampoco variaron sustancialmente. También se obtuvieron contrastes de simultaneidad, basados en el test de especificación de Hausman. Los resultados para el modelo A (frente a los cuatro inicialmente seleccionados, era el más adecuado según el criterio de información de Akaike) aparecen recogidos en el cuadro III. Como puede observarse, la

hipótesis de simultaneidad se rechazaría en un caso y se aceptaría en otro, aunque los contrastes individuales no son, en ningún caso, significativos (en mayor medida lo es el contraste vinculado al capital; en realidad el que menos justificación tendría). Es importante señalar, no obstante, que se consideraron diferentes retardos para incluir como variables instrumentales. El tamaño de la muestra, por un lado, y la no significatividad de las diferentes variables instrumentales de retardos superiores a uno, nos llevaron a utilizar como instrumentos los que expresamente aparecen en el mencionado cuadro. No obstante, y al objeto de completar el análisis, se optó por estimar por el método de las variables instrumentales. A este respecto conviene señalar que los resultados no cambiaron perceptiblemente.

Por otra parte, en el cuadro IV, en cuatro primeras columnas (A-D), se presentan las series de capital para las cuatro estimaciones presentadas en base a la función de producción Cobb-Douglas (1 para el modelo A, 2 para el B, etc), y en el anexo las correspondientes representaciones gráficas (gráfico 4).

De especial interés resulta comparar los resultados obtenidos en el presente trabajo, con otros precedentes para la función de producción agregada para la economía española. En general, se ha venido considerando tradicionalmente una tasa de depreciación del capital del 10 por ciento, aunque con la excepción de aceptar como adecuada una vida media para los edificios de 40 años, y de 12 para la maquinaria. Esto lleva a que realmente una tasa de depreciación del 10 por cien pueda resultar demasiado elevada. En Corrales y Taguas (1989) se dan unos valores iniciales a las tasas de

CUADRO III. TEST DE ESPECIFICACION DE HAUSMAN

Modelo	Instrumentos	C. Individual		C. Conjunto
		r_1	r_2	
A	un retardo de lpiba, lk, lepana2	-0.0428 (-.109)	.4239 (0.26)	3.134
	un retardo de lk, lepana2	0.0048 (.247)	.4946 (0.25)	4.440
<p>Nota: r1 son los residuos obtenidos al regresar la variable empleo sobre los instrumentos. r2 idem para el capital. Valor crítico para la significatividad conjunta al 95%: 3.49</p>				

depreciación del capital productivo privado ($\delta = 0.10$), del capital residencial (0.033), y del capital de las Administraciones Públicas (0.05), a partir de las cuales generan las tres correspondientes series de stock de capital. La tasa de depreciación media resultante de las tres series fueron del 6.27 por cien para el stock de capital, del 5.00% para el capital público y del 6.44% para el privado. De forma similar, pero utilizando los datos de consumo de capital fijo de la Contabilidad Nacional, obtienen una tasa de depreciación media del 5.19 % para el capital, del 1,69 para el público y del 5.78 para el privado (productivo más inmuebles residenciales). Dados los resultados obtenidos en el presente trabajo, es evidente que una tasa de depreciación del 10 por ciento para el capital productivo resulta muy elevada.

La otra cuestión relevante es la obtención del stock de capital inicial. Como se comentó anteriormente, la serie de stock de capital se obtuvo a partir de la estimación del par (δ, k_0) , correspondiendo un único K_0 para cada δ . Debido a la no identificabilidad de k_0 no pudo optarse por dar un rango de valores al mismo para cada valor concreto de δ . Evidentemente, la

obtención de k_0 tal y como se ha presentado aquí tiene algunas limitaciones, una de ellas es que su cálculo se hace partiendo de una función de producción Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala, y asumiendo que la tasa de variación del factor trabajo se iguala a la de la eficiencia técnica. Quizá sería interesante obtener k_0 a partir de funciones de producción más flexibles.

Tradicionalmente, la obtención de K_0 se ha realizado aplicando el método desarrollado por Harberger (del que ya se hizo una breve descripción en las páginas precedentes). Según esta vía y partiendo de una tasa de depreciación del 10 por cien Baiges, Molinas y Sebastian (1987) obtuvieron un valor para el stock del capital inicial para 1963 de 2514 miles de millones de pesetas de 1970. Esta cifra es la utilizada por Corrales y Taguas, pero expresada en pesetas de 1980. Como dicha cantidad corresponde al capital inicial total, es necesario distribuir este valor inicial entre las diferentes partidas que lo componen. Esta asignación se realiza siguiendo los pasos propuestos por ambos autores. Es decir, en base al porcentaje que representa cada una de ellas para el período 1954-63 sobre la inversión total para el mismo período, en pesetas de 1980. En nuestro caso, sólo es necesario pasar el valor del capital productivo a pesetas de 1986, y que para 1963 corresponde a 10666,79 miles de millones de pesetas. Como puede observarse, esta cantidad es claramente superior a cualquiera de los valores iniciales obtenidos en este trabajo (aunque en nuestro caso se han obtenido para 1964). Partiendo de este valor inicial se procedió a estimar diferentes funciones de producción de igual forma que anteriormente, obteniéndose tasas de depreciación muy inferiores a las que se han obtenido aquí, además en general el problema de la autocorrelación empeoraba. En el cuadro IV, columna E se recoge la serie de stock de capital, para este valor inicial, y a la tasa de depreciación del 10 por cien, y en el gráfico 6 del anexo su representación gráfica (CT10)..

CUADRO IV. Series de stock de capital.

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
δ	0.055	0.050	0.045	0.06	0.10
k_0	8898.51	9311.12	9760.35	8518.56	10666.79
año					
1965	10616.66	11053.12	11528.69	10215.01	12707.49
1966	12614.67	13082.40	13591.83	12184.04	14018.67
1967	14427.84	14935.26	15487.18	13959.98	15123.79
1968	16198.76	16752.95	17354.71	15686.83	16175.86
1969	18428.21	19035.68	19694.13	17866.00	17678.65
1970	20766.46	21435.69	22159.69	20145.84	19262.59
1971	22901.40	23641.01	24439.61	22214.19	20613.43
1972	25439.13	26256.26	27137.12	24678.64	22349.38
1973	28355.37	29258.85	30231.35	27513.32	24429.85
1974	31437.93	32438.00	33513.04	30504.62	26628.96
1975	34209.44	35316.70	36505.55	33174.94	28466.66
1976	36774.12	37997.07	39309.00	35630.64	30066.20
1977	39186.75	40532.41	41975.30	37928.01	31494.78
1978	41410.57	42884.89	44465.51	40031.43	32724.40
1979	43372.19	44979.85	46703.76	41868.74	33691.16
1980	45301.02	47045.16	48916.39	43670.92	34636.34
1981	46988.96	48872.40	50894.65	45230.16	35352.21
1982	48729.27	50753.48	52929.09	46841.05	36141.69
1983	50333.86	52500.51	54831.98	48315.29	36812.22
1984	51561.10	53871.09	56360.14	49411.98	37126.60
1985	53044.24	55496.53	58142.94	50766.26	37732.94
1986	54999.71	57594.61	60399.41	52593.18	38832.55
1987	57641.52	60381.68	63348.23	55104.39	40616.09
1988	60962.84	63854.19	66989.16	58289.73	43046.09
1989	65157.18	68208.78	71521.95	62339.64	46288.78
1990	69624.74	72849.54	76354.66	66650.47	49711.10
1991	74036.58	77448.27	81159.91	70892.64	52981.19
1992	77883.27	81494.55	85426.41	74557.78	55601.77

IV. CONCLUSIONES

Tal y como se ha mencionado, el objetivo del presente trabajo ha sido la obtención de una serie de stock de capital agregado para la economía española, por una vía alternativa a los métodos más habituales, y que supone estimar tanto la tasa de depreciación como el stock de capital inicial. Aunque la vía aquí propuesta no deja de tener sus propias limitaciones ya que, en definitiva, se parte de asumir determinados supuestos a partir de los cuales se obtiene el capital inicial, creemos que resulta más realista que el método contable, o el basado en períodos de relativa estabilidad de la relación capital/producto. En cualquier caso, siempre ofrece una vía de análisis complementaria a los métodos habituales.

Entre los resultados más relevantes obtenidos, podemos señalar la estabilidad de los coeficientes vinculados tanto al capital como al trabajo, con pequeñas modificaciones de unos métodos de estimación a otros, y para diferentes tasas de depreciación; adicionalmente, parece confirmarse la existencia de rendimientos constantes a escala. Por otra parte, resulta evidente que las tasas de depreciación que tradicionalmente se han venido utilizando han resultado ser excesivamente elevadas, al menos de acuerdo a las estimaciones presentadas en este trabajo. Las estimaciones del stock de capital inicial obtenidas, por el contrario, no son muy diferentes de las propuestas por otros autores (y, en todo caso, la estimación de este valor es mucho más problemática).

La investigación presentada aquí finalmente puede extenderse en varias direcciones: la distinción entre diferentes clases de capital, y la utilización de datos con mayor frecuencia son dos caminos obvios. Por último, el procedimiento propuesto podría aplicarse, también, a datos de sección cruzada (en este contexto, además, si sería identificable el stock de capital inicial).

ANEXO

Tal y como se señaló en el capítulo introductorio, el estudio se ha realizado para el período 1964-1992, disponiéndose de un total de 28 observaciones anuales, puesto que los datos de algunas variables (tales como la inversión y el producto interior bruto no agrícola) para el año 1964 se utilizaron como observación extramuestral para el cálculo de k_0 .

Los datos de empleo se obtuvieron del documento 'elaboración de series históricas de empleo a partir de la encuesta de población activa, 1964-1992' del Servicio de Estudios del Banco de España de García - Gómez (1994). Como se trata de datos trimestrales se trabajaron con dos tipos de series, la serie de población ocupada no agrícola referente al cuarto trimestre de cada año (epana2), y las medias anuales de la misma serie (epanal). Aunque no se presentan los resultados en este trabajo, también se estimó la función de producción a partir de una serie de población ocupada no agrícola de elaboración propia. No obstante, puesto que los resultados no diferían significativamente con los aquí presentados se optó finalmente por no incluirla.

Los datos del producto interior bruto (piba) proceden de la publicación del INE 'Contabilidad Nacional trimestral de España, 1970-1992', a precios constantes de 1986. Para reconstruir la serie en el período 1964-1992 se han tenido en cuenta las tasas de crecimiento de esta y de otras publicaciones del INE (en concreto los datos de la Contabilidad Nacional) así como la publicación del Ministerio de Economía y Hacienda 'series macroeconómicas para el período 1954-1988' de Corrales y Taguas (1989). Los datos referentes a la inversión productiva se han obtenido de esta última publicación.

CUADRO I. Tasas de variación

Obs	TVI	TVPIBA	TVEPANA1	TVEPANA2
1966	0.1696	0.0778	0.0139	0.0017
1967	- 0.0290	0.0503	0.0280	0.0297
1968	0.0229	0.0733	0.0167	0.0199
1969	0.2168	0.0956	0.0255	0.0215
1970	0.0742	0.0534	0.0240	0.0269
1971	- 0.0223	0.0433	0.0315	0.0332
1972	0.1587	0.0852	0.0397	0.0406
1973	0.1364	0.0806	0.0392	0.0454
1974	0.0757	0.0517	0.0295	0.0177
1975	- 0.0304	0.0043	0.0005	- 0.0049
1976	- 0.0121	0.0299	- 0.0010	0.0099
1977	0.0025	0.0352	0.0199	0.0115
1978	- 0.0126	0.0118	- 0.0150	- 0.0210
1979	- 0.0319	0.0011	- 0.0088	- 0.0099
1980	0.0177	0.0044	- 0.0239	- 0.0314
1981	- 0.0312	0.0046	- 0.0237	- 0.0166
1982	0.0347	0.0138	- 0.0071	- 0.0066
1983	- 0.0092	0.0196	- 0.0094	- 0.0042
1984	- 0.0675	0.0083	- 0.0271	- 0.0390
1985	0.0809	0.0258	- 0.0067	0.0188
1986	0.1282	0.0412	0.0503	0.0562
1987	0.1623	0.0493	0.0426	0.0420
1988	0.1455	0.0509	0.0398	0.0383
1989	0.1626	0.0536	0.0577	0.0601
1990	0.0067	0.0389	0.0406	0.0309
1991	0.0236	0.0252	0.0154	0.0076
1992	- 0.0391	0.0106	- 0.0134	- 0.0326

Gráfico 1. PRODUCTO INTERIOR BRUTO NO AGRICOLA

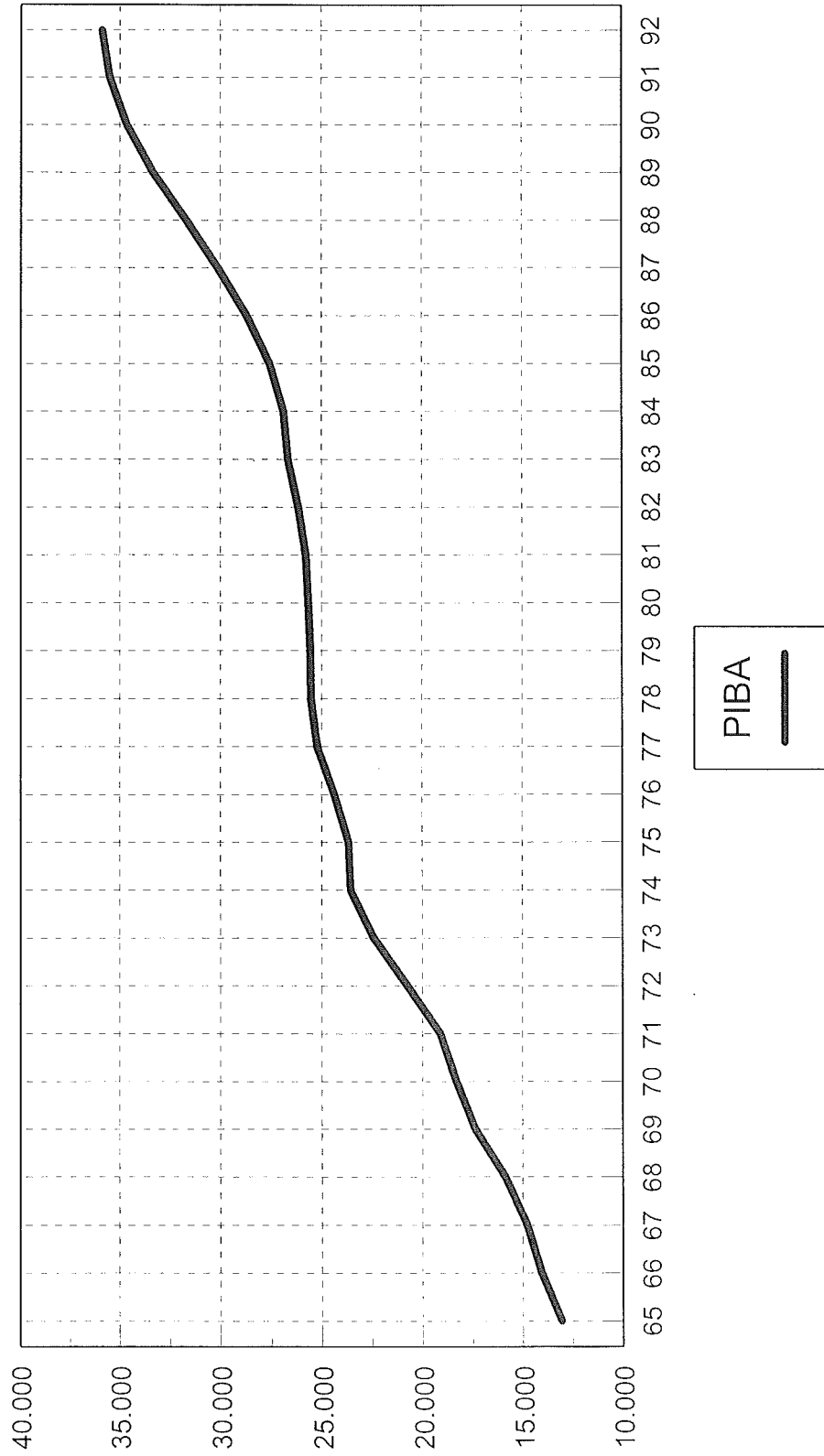


Gráfico 2. INVERSION PRODUCTIVA

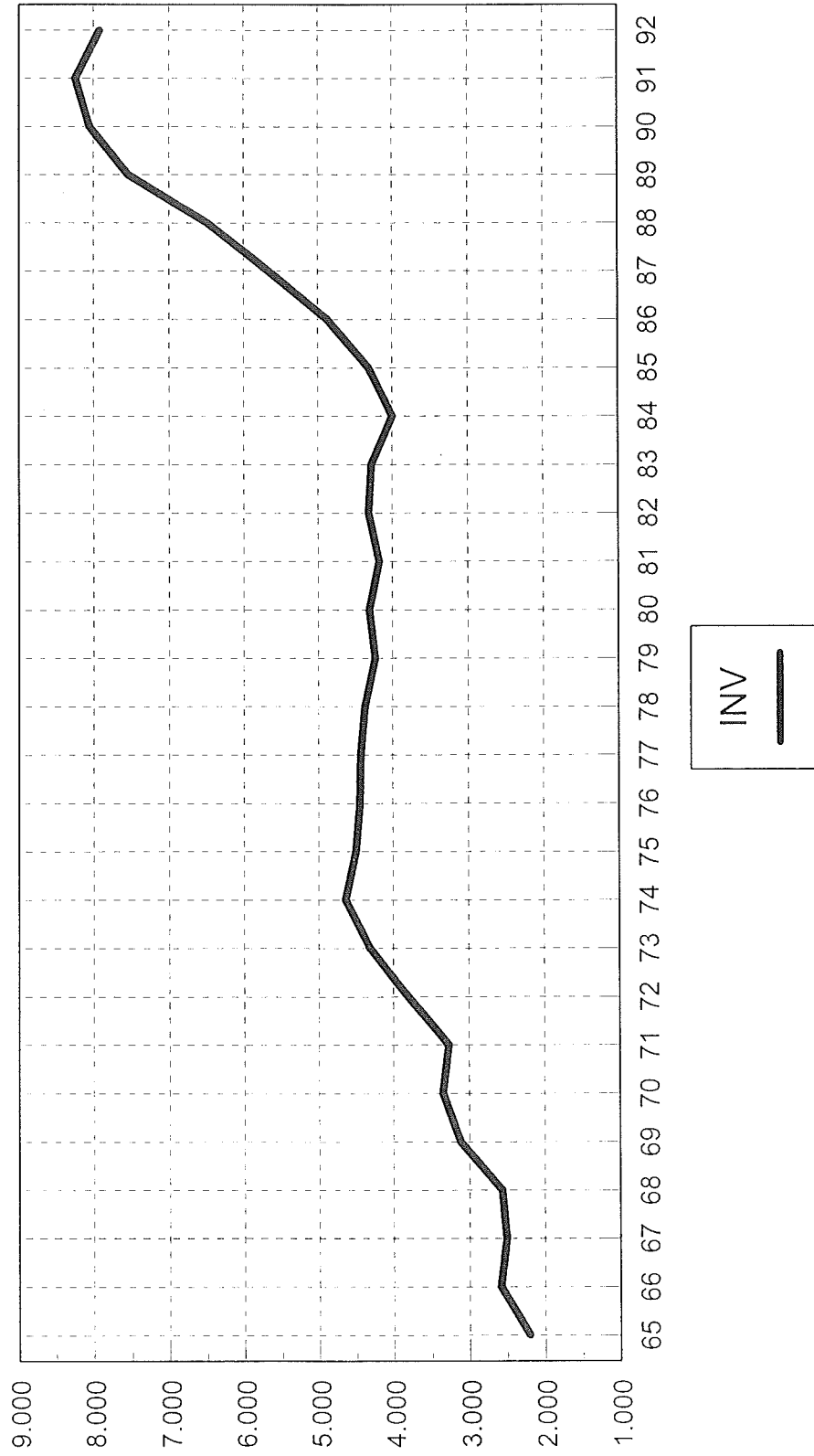


Gráfico 3. POBLACION OCUPADA NO AGRICOLA

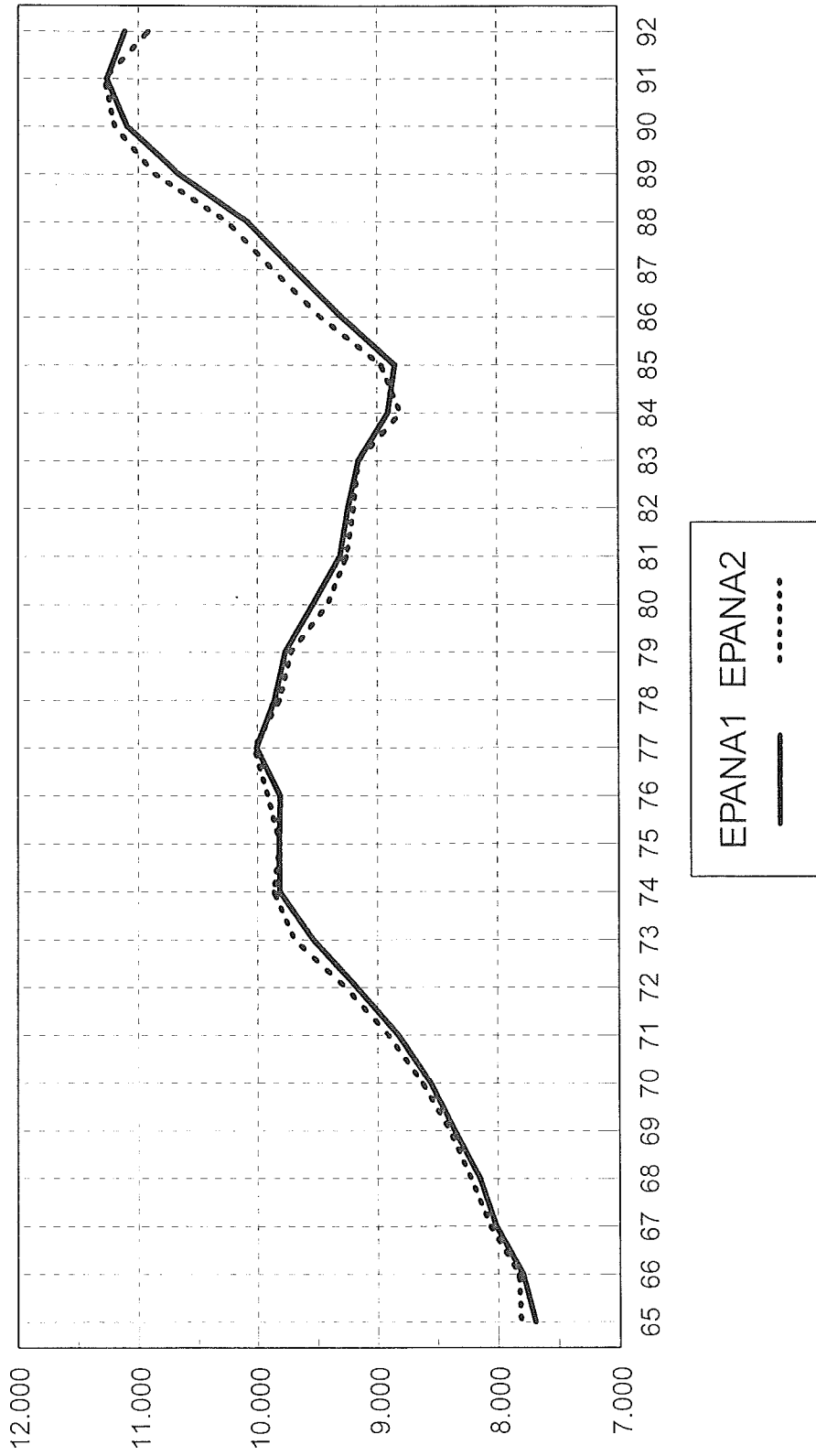


Gráfico 4. SERIES DE STOCK DE CAPITAL

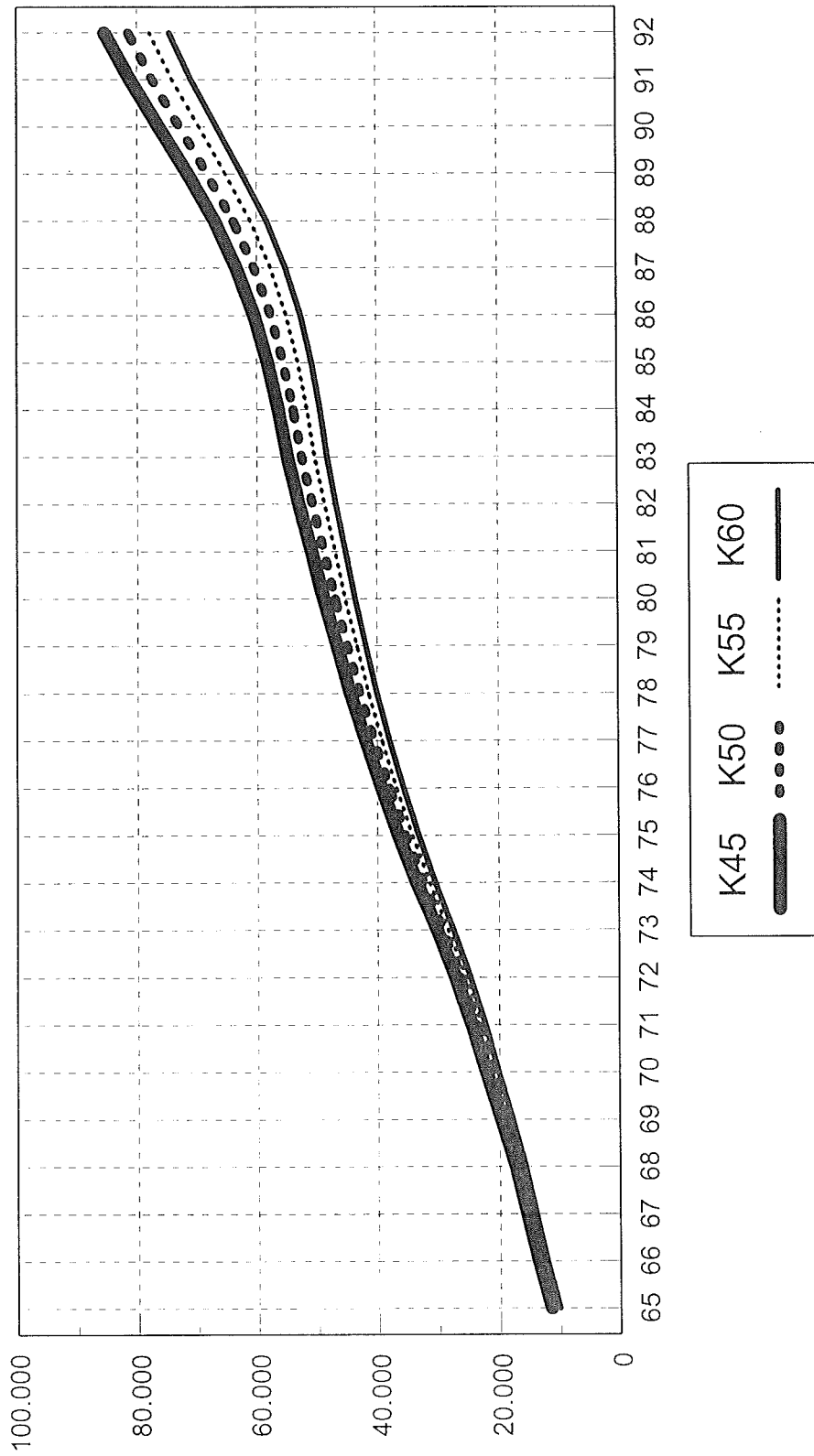
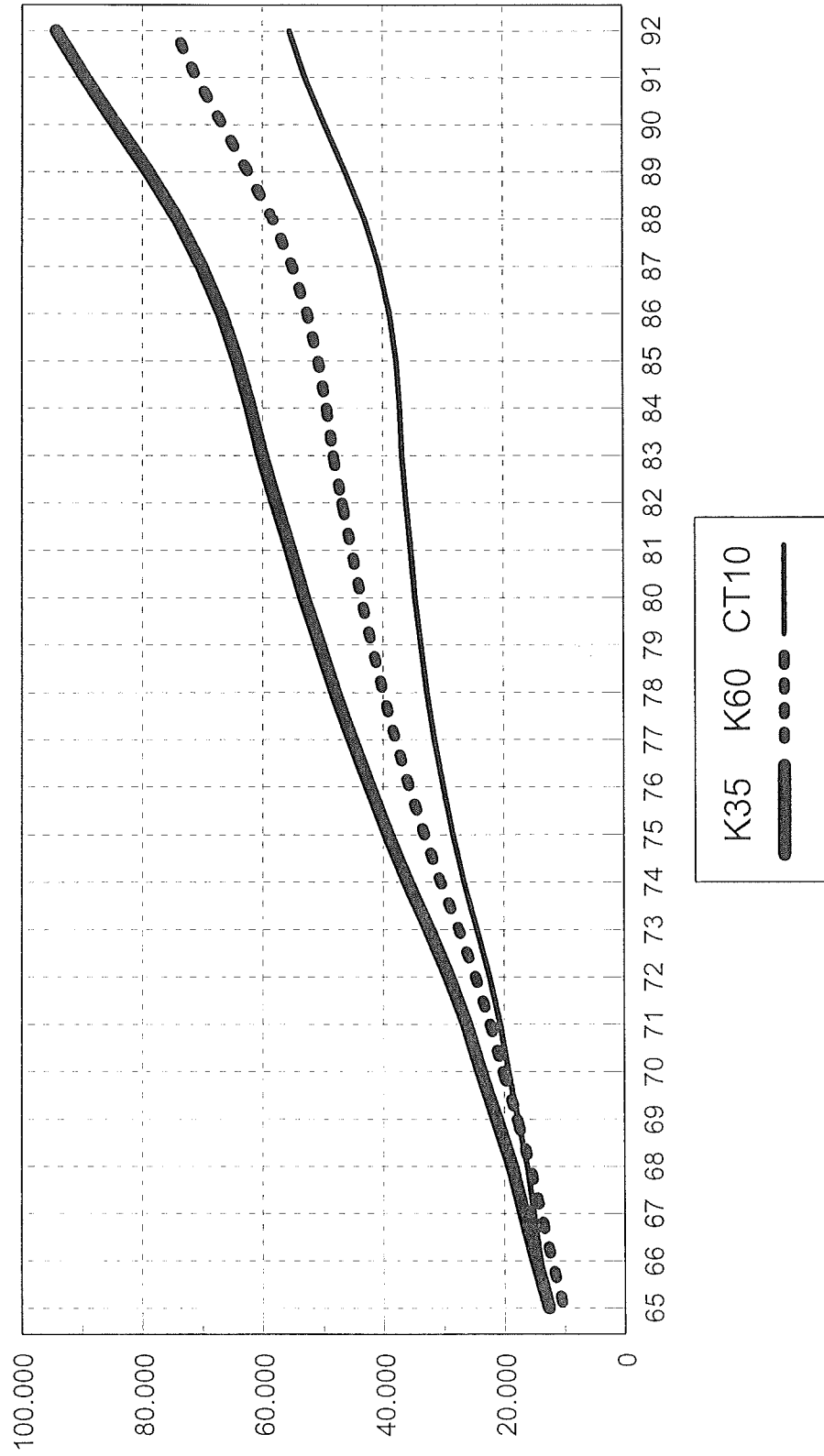


Gráfico 5.



BIBLIOGRAFIA

ASCHAUER,D.(1989): 'Is Public Expenditure Productive?'. Journal of Monetary Economics,23.

BAIGES,J.,MOLINAS,C.SEBASTIAN,M. (1987): La economía española 1964-1985: Datos, fuentes y análisis. Instituto de Estudios Fiscales.

CONTABILIDAD NACIONAL TRIMESTRAL DE ESPAÑA 1970-1992. INE

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

DADKIAH,K.y ZAHEDI,F. (1990): "Estimation and cross-country comparison of capital stock". Empirical Economics, 25, pp 383-408.

HULTEN,C.R. (1991) : 'The measurement of Capital'. En Fifty years of economic measurement . Berndt-Triplett (Ed). Chicago

JORGENSON, D.W. (1991): 'Productivity and Economic Growth'. En Fifty years of economic measurement . Berndt-Triplett (Ed). Chicago

NADIRI,M.I (1982): Producers Theory. Chapter 10. en "handbook of Mathematical Economics". Arrow,K- Intriligator,M (ed). North Holland.

NADIRI,M.I - PRUCHA,I.R (1993): 'Estimation of the depreciation rate of physical and R&D capital in the US total manufacturing sector'. National Bureau of Economics Research, WP 4591.

POLO,C.-RAYMOND,J.L.-GARCIA,J. (1986): 'Empleo e inversión en la economía española 1955-1984'. Papeles de Economía Española, 26.

RAYMOND, J.L.- GARCIA, J.-POLO, C. (1986): 'Algunos factores explicativos de la demanda de empleo'. Papeles de Economía Española, 26.

RAYMOND, J.L. (1992): "La inflación dual en España". Papeles de economía Española, 52/53, pp: 46-62.

SMITH, A. (1993): "Estimating Nonlinear Time Series Models using Simulated Vector Autoregressions". Journal of Applied Economics, pp: 63-85.

DOCUMENTOS PUBLICADOS*

- WP-EC 92-01 "Asignaciones Igualitarias y Eficientes en Presencia de Externalidades"
C. Herrero, A. Villar. Abril 1992.
- WP-EC 92-02 "Estructura del Consumo Alimentario y Desarrollo Economico"
E. Reig, Abril 1992.
- WP-EC 92-03 "Preferencias de Gasto Reveladas por las CC.AA."
M. Mas, F. Pérez. Mayo 1992.
- WP-EC 92-04 "Valoración de Títulos con Riesgo: Hacia un Enfoque Alternativo"
R.J. Sirvent, J. Tomás. Junio 1992.
- WP-EC 92-05 "Infraestructura y Crecimiento Económico: El Caso de las Comunidades Autónomas"
A. Cutanda, J. Paricio. Junio 1992.
- WP-EC 92-06 "Evolución y Estrategia: Teoría de Juegos con Agentes Limitados y un Contexto Cambiante"
F. Vega Redondo. Junio 1992.
- WP-EC 92-07 "La Medición del Bienestar mediante Indicadores de 'Renta Real': Caracterización de un Índice de Bienestar Tipo Theil"
J.M. Tomás, A. Villar. Julio 1992.
- WP-EC 92-08 "Corresponsabilización Fiscal de Dos Niveles de Gobierno: Relaciones Principal-Agente"
G. Olcina, F. Pérez. Julio 1992.
- WP-EC 92-09 "Labour Market and International Migration Flows: The Case of Spain"
P. Antolín. Julio 1992.
- WP-EC 92-10 "Un Análisis Microeconómico de la Demanda de Turismo en España"
J.M. Pérez, A. Sancho. Julio 1992.
- WP-EC 92-11 "Solución de Pérdidas Proporcionales para el Problema de Negociación Bipersonal"
M.C. Marco. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-12 "La Volatilidad del Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-13 "Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales"
A. Gallego, J.C. Gómez, J. Marhuenda. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-14 "Economic Integration and Monetary Union in Europe or the Importance of Being Earnest: A Target-Zone Approach"
E. Alberola. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-15 "Utilidad Expandida y Algunas Modalidades de Seguro"
R. Sirvent, J. Tomás. Diciembre 1992.
- WP-EC 93-01 "Efectos de la Innovación Financiera sobre la Inversión: El Caso del Leasing Financiero"
M.A. Díaz. Junio 1993.
- WP-EC 93-02 "El problema de la Planificación Hidrológica: Una Aplicación al Caso Español"
A. González, S.J. Rubio. Junio 1993.

* Para obtener una lista de documentos de trabajo anteriores a 1992, por favor, pónganse en contacto con el departamento de publicaciones del IVIE:

- WP-EC 93-03 "La Estructura de Dependencia del Precio de las Acciones en la Identificación de Grupos Estratégicos: Aplicación al Sector Bancario Español"
J.C. Gómez Sala, J. Marhuenda, F. Más. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-04 "Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España"
M. Mas, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-05 "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-06 "Bank Regulation and Capital Augmentations in Spain"
S. Carbó. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-07 "Transmission of Information Between Stock Markets"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-08 "Capital Público y Productividad de la Economía Española"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-09 "La Productividad del Sistema Bancario Español (1986-1992)"
J.M. Pastor, F. Pérez. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-10 "Movimientos Estacionales en el Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-11 "Thresholds Effects, Public Capital and the Growth of the United States"
J. García Montalvo. Diciembre 1993.
- WP-EC 94-01 "International Migration Flows: The Case of Spain"
P. Antolín. Febrero 1994.
- WP-EC 94-02 "Interest Rate, Expectations and the Credibility of the Bank of Spain"
F.J. Goerlich, J. Maudos, J. Quesada. Marzo 1994.
- WP-EC 94-03 "Macromagnitudes Básicas a Nivel Sectorial de la Industria Española: Series Históricas"
F.J. Goerlich, V. Orts, S. García. Mayo 1994.
- WP-EC 94-04 "Job Search Behaviour"
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-05 "Unemployment Flows and Vacancies in Spain"
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-06 "Paro y Formación Profesional: Un Análisis de los Datos de la Encuesta de Población Activa"
C. García Serrano, L. Toharia. Mayo 1994.
- WP-EC 94-07 "Determinantes de la Dinámica de la Productividad de los Bancos y Cajas de Ahorro Españolas"
J.M. Pastor. Junio 1994.
- WP-EC 94-08 "Estimación Regionalizada del Stock de Capital Privado (1964-1989)"
F.J. Escribá, V. Calabuig, J. de Castro, J.R. Ruiz. Junio 1994.
- WP-EC 94-09 "Capital Público y Eficiencia Productiva Regional (1964-1989)"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Julio 1994.
- WP-EC 94-10 "Can the Previous Year Unemployment Rate Affect Productivity? A DPD Contrast"
R. Sánchez. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-11 "Comparing Cointegration Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results"
J. García Montalvo. Septiembre 1994.

- WP-EC 94-12 "Factores Determinantes de la Innovación en las Empresas de la Comunidad Valenciana"
M. Gumbau. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-13 "Competencia Imperfecta y Discriminación de Precios en los Mercados de Exportación. El Caso del Sector de Pavimentos Cerámicos"
J. Balaguer. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-14 "Utilidad Expandida Estado Dependiente: Algunas Aplicaciones"
R.J. Sirvent, J. Tomás. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-15 "El Efecto de las Nuevas Tecnologías de Transacción en la Demanda de Dinero en España"
J. Maudos. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-16 "Desajustes en los Tipos de Cambio e 'Hysteresis' en los Flujos Comerciales: Las Exportaciones Españolas a EE.UU."
J. de Castro, V. Orts, J.J. Sempere. Diciembre 1994.
- WP-EC 94-17 "Stock Prices and Macroeconomic Factors: Evidence from European Countries"
A. Peiró. Diciembre 1994.
- WP-EC 95-01 "Margen Precio-Coste Marginal y Economías de Escala en la Industria Española: 1964-1989"
F.J. Goerlich, V. Orts. Abril 1995.
- WP-EC 95-02 "Temporal Links Between Price Indices of Stock Markets with Overlapping Business Hours"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Abril 1995.
- WP-EC 95-03 "Competitive and Predatory Multi-Plant Location Decisions"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Abril 1995.
- WP-EC 95-04 "Multiproduct Activity and Competition Policy: The Tetra Pack Case"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Junio 1995.
- WP-EC 95-05 "Estudio Empírico de la Solvencia Empresarial en Comunidad Valenciana"
J.L. Gandía, J. López. R. Molina. Junio 1995.
- WP-EC 95-06 "El Método Generalizado de los Momentos"
A. Denia, I. Mauleón. Junio 1995.
- WP-EC 95-07 "Determinación de una Tipología de Hogares en el Marco de una Matriz de Contabilidad Social"
M.L. Moltó, S. Murgui, E. Uriel. Junio 1995.
- WP-EC 95-08 "Relaciones Rentabilidad-Riesgo en Futuros Sobre Deuda a Largo Plazo"
R.M. Ayela. Junio 1995.
- WP-EC 95-09 "Eficiencia, Cambio Productivo y Cambio Técnico en los Bancos y Cajas de Ahorros Españolas: Un Análisis Frontera no Paramétrico"
J.M. Pastor. Junio 1995.
- WP-EC 95-10 "Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Octubre 1995.
- WP-EC 95-11 "Macroeconomic Performance of Sixteen Ibero-American Countries over the Period 1980-1991"
C.A. Knox Lowell, J.T. Pastor. Octubre 1995.
- WP-EC 95-12 "Determinantes de la Demanda de Educación en España"
P. Beneito, J. Ferri, M^a. Moltó, E. Uriel. Octubre 1995.
- WP-EC 95-13 "GMM Estimation of Count Panel Data Models with Fixed Effects and Predetermined Instruments"
J. García Montalvo. Noviembre 1995.

- WP-EC 95-14 "Prestación de Servicios Bancarios en las Cajas de Ahorros Españolas: Cajeros Automáticos Versus Oficinas"
J. Maudos, J.M. Pastor. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-15 "Unemployment Determinants for Women in Spain"
N. Lázaro, M.L. Moltó, R. Sánchez. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-16 "Indicadores de Capital Humano y Productividad"
L. Serrano Martínez. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-17 "Strategic Consumer Location in Spatial Competition Models"
M.A. García Gallego, N. Georgantzis, V. Orts Rios. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-18 "Efficiency Analysis in Banking Firms: An International Comparison"
J.M. Pastor, F. Pérez, J. Quesada. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-19 "Análisis de Cointegración en la Estructura Temporal de los Tipos de Interés de la Deuda Pública"
P. Rico Belda. Diciembre 1995.
- WP-EC 95-20 "Transition Probabilities to Employment and Non-Participation"
P. Antolín Nicolás. Diciembre 1995.
- WP-EC 96-01 "Determinantes de la Estructura Temporal de los Tipos de Interés de la Deuda Pública"
P. Rico. Febrero 1996.
- WP-EC 96-02 "Una Estimación Econométrica del Stock de Capital de la Economía Española"
A. Denia, A. Gallego, I. Mauleón. Febrero 1996.
- WP-EC 96-03 "La Propiedad de Simetría en los Rendimientos Financieros Diarios Españoles"
A. Peiró. Febrero 1996.