

ECONOMIA INDUSTRIAL N° 298
INVERSION AGREGADA, Q DE TOBIN Y
CAPACIDAD INSTALADA. UNA NOTA
EMPIRICA

Vicente Esteve

Cecilio R. Tamarit

Departamento de Economía Aplicada. Facultad de CC.EE.
Universidad de Valencia

INVERSION AGREGADA, Q DE TOBIN Y CAPACIDAD INSTALADA

UNA NOTA EMPIRICA (*)

Vicente Esteve

Cecilio R. Tamarit

Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Valencia

La inversión es una variable clave del sistema macroeconómico y, a través de ella, se canalizan muchos de los impulsos de la política económica. En España y en el resto de países europeos, la evolución de la inversión constituye un elemento esencial para explicar la evolución del desempleo en los años ochenta y noventa. La debilidad de la demanda agregada y el escaso crecimiento del «stock» de capital constituyen uno de los factores más importantes para explicar la caída del empleo (Andrés *et al.*, 1990a; Drèze y Bean, 1990).

Este importante papel de la inversión en el proceso de recuperación del empleo, ha generado en las dos últimas décadas un creciente interés en la literatura económica teórica y empírica por el estudio de los determinantes de la inversión. Dentro de este ámbito, los modelos derivados de la *q* de Tobin han sido, sin duda, uno de los más utilizados para explicar el comportamiento de la inversión en un contexto macroeconómico. La relevante aportación de este enfoque es la

introducción de costes de ajuste asociados a la inversión, lo que implica que los costes marginales de la empresa dependen también del nivel de la inversión realizada.

El objetivo de esta nota empírica es contrastar diferentes versiones del modelo de inversión de la *q* de Tobin con datos agregados macroeconómicos anuales para el caso de la economía española durante el período 1964-1991, utilizando un enfoque de cointegración multivariante. Los resultados del trabajo indican que el grado de utilización de la capacidad productiva, *cu*, no aparece en la relación de largo plazo entre la inversión y la *q* media. Esta evidencia empírica contradice la idea de que la *q* marginal y la *q* media difieren por un factor que es función de la *cu*, tal y como se ha sugerido recientemente en Licanthro (1992). De forma alternativa, existe evidencia de que los datos de la economía española son compatibles con una teoría *q* de la inversión clásica, en el que la rentabilidad esperada por las empresas (representada por la *q* media) es la

variable clave en la evolución de la inversión en España.

Los determinantes de la inversión privada productiva han sido ya estudiados con datos macroeconómicos anuales para la economía española en los trabajos de Andrés *et al.* (1990b, 1991), en los que no se considera directamente la inclusión de aproximaciones a la rentabilidad esperada (o *q* de Tobin), y en el que se pone mayor énfasis en el papel del coste de uso del capital y del acelerador. En síntesis, en estos trabajos se estima una función de inversión agregada en el que las empresas, en un contexto de competencia monopolística, se enfrentan a elevados costes de ajuste de su tecnología y de su capacidad instalada y a una demanda incierta sobre sus productos. En última instancia, el logaritmo de la ratio inversión-output es función en el largo plazo del coste del uso del capital y del logaritmo de *cu*. No obstante, el papel jugado en el modelo por *cu* es diferente al de nuestro caso, puesto que representa una aproximación a la presión ejercida por la demanda.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 1 se presenta los elementos esenciales de la teoría q de la inversión y se especifican las diferentes relaciones de largo plazo de dos versiones de la teoría, en un contexto de relaciones de cointegración. En la sección 2, utilizando técnicas de cointegración multivariante de Johansen (1988), se comprueba empíricamente si los datos anuales de la economía española para el período 1964-1991 son consistentes con alguna de las dos versiones alternativas de la q de Tobin consideradas. La sección 3, recoge algunas conclusiones relevantes. En un apéndice se presentan los datos y las fuentes utilizados.

1. LA TEORÍA Q DE LA INVERSIÓN DE TOBIN EN UN CONTEXTO DE COINTEGRACIÓN

En las últimas décadas los modelos de la q de Tobin han sido utilizados mayoritariamente para explicar el comportamiento de la inversión en un contexto macroeconómico. La idea original, propuesta por Tobin (1969), sugiere que las decisiones de inversión de las empresas dependen en gran medida de la ratio entre el valor de mercado de la empresa y el coste de reemplazamiento del «stock» de capital instalado (ratio definida como q). Posteriormente, en la década de los ochenta, el modelo neoclásico de inversión de Jorgenson (1963) ha sido adaptado a funciones de inversión que incluyen la q de Tobin (Yoshikawa, 1980; Hayashi, 1982).

La teoría estándar o clásica de la q de Tobin, desarrollada en un contexto de competencia perfecta, sugiere que en presencia de costes de ajuste en el capital, la inversión depende de la ratio entre el valor descontado de todos los beneficios esperados futuros generados por un aumento de una unidad adicional de capital y el coste de adquisición del mismo. Esta

ratio, llamada la « q marginal» (asociada a la inversión en capital nuevo), solamente es igual a la « q media» (asociada a la inversión en capital existente) bajo las condiciones restrictivas propuestas por Hayashi (1982). En este caso, el valor descontado de los beneficios esperados en el futuro coinciden con el valor del capital de la empresa medido por el valor de mercado medio de sus acciones emitidas. El interés de este enfoque de la inversión radica en que la ratio q recoge las expectativas empresariales sobre los beneficios futuros.

Desde un punto de vista práctico, la teoría clásica de la q significa simplemente que en el largo plazo (si suponemos una función de coste de ajuste exponencial), la tasa de acumulación del capital o tasa de inversión, t_i , medida por la ratio entre la inversión productiva real y el stock de capital inicial (ipp_t / kpp_{t-1}) es una función del logaritmo de la ratio q media (asumiendo que q marginal y q media coinciden), medido por el valor medio de la empresa y el precio de adquisición de los bienes de inversión:

$$t_i = a_0 + a_1 \log q_t + u_t \quad [1]$$

donde a_1 es positivo, e indica que un aumento del valor descontado de los futuros beneficios (o rentabilidad esperada) hace aumentar la tasa de inversión empresarial, decreciendo su valor con la intensidad de los costes de ajuste de la inversión.

La aplicación empírica de modelos del tipo [1] ha resultado insatisfactoria al aparecer valores retardados de q en las ecuaciones estimadas muy significativos y residuos altamente autocorrelacionados (Summers, 1981; Hayashi, 1982; Poterba y Summers, 1983; Abel y Blanchard, 1986). Esta evidencia empírica está en contra de lo especificado en la teoría, en la que se supone que los valores corrientes de q recogen toda la información necesaria para la decisión de inversión de la empresa

sobre los beneficios esperados. Ello sugiere que la q marginal y la q media difieren en contra de lo especificado por Hayashi (1982) por variables omitidas en la expresión [1]. La falta de apoyo empírico de la teoría clásica de la q de Tobin, ha llevado en los últimos años al desarrollo de la teoría en un contexto menos restrictivo, ampliando el modelo a competencia imperfecta en los mercados de bienes.

Chirinko y Fazzari (1988) y Schiantarelli y Georgoutsos (1990) han extendido el modelo para el caso de competencia monopolística y costes de ajuste en el input capital, siendo en este caso necesaria la introducción de la ratio output-capital (Y_t/K_{t-1}) como una variable dependiente adicional en la función de inversión.

Por otra parte, Galeotti y Schiantarelli (1991) han ampliado los anteriores trabajos al caso particular en el que la empresa no sólo se enfrenta a costes de ajuste en el «stock» de capital sino también en el factor trabajo. En este caso, bajo competencia monopolística y con el input trabajo como factor cuasi-fijo, la inversión depende del valor de la q media, de la ratio output-capital y de un factor que mide los costes de ajuste del empleo.

Más recientemente, Licandro (1992) ha mostrado que la diferencia entre la q marginal y la q media podría explicarse por un factor que depende del grado de utilización de la capacidad productiva instalada, cu . En síntesis, bajo competencia monopolística y con un modelo de desequilibrio del tipo desarrollado en Lambert (1988), las empresas se enfrentan a un régimen de restricción de demanda (keynesiano) o a un régimen de restricción de la capacidad instalada (clásico). Bajo esta situación, la q marginal diverge de la q media en función de la probabilidad media de encontrarnos en un futuro con una restricción de capacidad instalada la cual es, a su vez, función de la

INVERSION AGREGADA, Q DE TOBIN Y CAPACIDAD INSTALADA

secuencia esperada de utilización de la capacidad instalada.

La idea intuitiva desarrollada por Licandro (1992) consiste en que, si las empresas se enfrentan a una incertidumbre en la demanda a la vez que toman decisiones sobre la utilización de capital y trabajo, existe un riesgo de que la capacidad instalada predeterminada en su decisión, sea posteriormente infrutilizada. En este sentido, la probabilidad media de infrutilización determina el valor marginal de la firma o q marginal. En este caso, la q media difiere de la q marginal en un factor multiplicativo que depende de las secuencias esperadas de cu y, por lo tanto en el largo plazo, la inversión no sólo depende del valor de la q media, sino también del valor de cu .

Desde el punto de vista práctico, la aportación teórica de Licandro (1992), a la que nos referiremos como la q ampliada, es directamente comparable al modelo estándar [1], a través de la estimación de la expresión:

$$t_t = a_0 + a_1 \log q_t + a_2 \log cu_t + u_t \quad [2]$$

donde a_2 es positivo, reflejando el hecho de que cuanto más cerca se encuentra la empresa de utilizar plenamente la capacidad instalada, más probabilidad existe de aumento de la inversión.

2. EVIDENCIA PARA EL CASO ESPAÑOL

El propósito de este apartado es contrastar la importancia del grado de utilización de la capacidad productiva instalada como determinante de la inversión productiva en el caso español. Con tal fin, se contrastará con técnicas de cointegración multivariante si los datos españoles para el período 1964-1991 son compatibles con un modelo clásico o estándar de la q de Tobin, tal y como la expresión [1], o alternatively, con un modelo de desequilibrio

CUADRO 1
TEST DE RAICES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON (1)

	Δt_t	$\Delta \log q_t$	$\Delta \log cu_t$
$Z(\hat{\theta}_3)$	9,47 ^a	3,25	9,51 ^a
$Z(t_{\hat{\theta}})$	-4,71 ^a	-2,70	-4,91 ^a
$Z(t_{\hat{\eta}})$	-0,95	-0,18	-0,65
$Z(t_{\hat{\mu}})$	1,17	0,21	-0,43
$Z(\hat{\theta}_2)$	6,38 ^a	2,17	6,38 ^a
$Z(t_{\hat{\alpha}^*})$	-4,44 ^a	-2,70	-4,89 ^a
$Z(t_{\hat{\beta}})$	-4,34 ^a	-2,69 ^a	-4,78 ^a
	t_t	$\log q_t$	$\log cu_t$
$Z(\hat{\theta}_3)$	1,36	1,36	3,71
$Z(t_{\hat{\theta}})$	-1,62	-1,65	-2,89
$Z(t_{\hat{\eta}})$	1,53	1,62	-2,95
$Z(t_{\hat{\mu}})$	-0,92	-0,74	-2,10
$Z(\hat{\theta}_2)$	0,97	0,91	2,62
$Z(t_{\hat{\alpha}^*})$	-1,35	-1,48	-1,86
$Z(t_{\hat{\beta}})$	1,20	1,45	-1,94
$Z(\hat{\theta}_1)$	0,70	-0,03	2,50
$Z(t_{\hat{\gamma}})$	-0,78	-0,34	0,63
Valores críticos, 5 por 100, T=25 (2):			
$Z(\hat{\theta}_3)$: 7,24	$Z(\hat{\theta}_2)$: 5,68	$Z(\hat{\theta}_1)$: 5,18	
$Z(t_{\hat{\theta}})$: -3,60	$Z(t_{\hat{\alpha}^*})$: -3,00	$Z(t_{\hat{\beta}})$: -1,95	
$Z(t_{\hat{\eta}})$: 3,20	$Z(t_{\hat{\mu}})$: 2,61	$Z(t_{\hat{\gamma}})$: 2,85	

Notas: (1) Ver Perron (1988) para una definición de los test.

(2) a denota significatividad al 5 por 100.

(3) Los valores críticos de $Z(t_{\hat{\theta}})$, $Z(t_{\hat{\alpha}^*})$, $Z(t_{\hat{\beta}})$ y $Z(\hat{\theta}_i)$ ($i=1,2,3$) han sido tomados por Dickey y Fuller (1981, tablas I a VI, respectivamente). Los valores críticos de $Z(t_{\hat{\gamma}})$, $Z(t_{\hat{\mu}})$ y $Z(t_{\hat{\eta}})$ han sido tomados de Fuller, 1976, tabla 8.5.2).

brío en el que existe incertidumbre sobre la demanda y restricciones de capital, como la expresión [2].

2.1. Estacionariedad y test de raíces unitarias

Todos los datos utilizados para la economía española son anuales y cubren el período 1964-1991. La tasa de acumulación del capital o tasa de inversión, t_t , es definida como $ipp_t - kpp_{t-1}$, donde ipp_t es la inversión productiva privada real y kpp_{t-1} es el «stock» de capital productivo privado en términos reales, suponiendo una tasa de depreciación anual del 10 por 100. La q media, q_t , es aproximada para el caso español por el cociente entre el índice de cotización de acciones (general) de la Bolsa de Madrid (1), y el deflactor de la inversión productiva privada, PIPP_t. Los datos de grado de utilización de la capacidad productiva instalada, proceden de la media anual de cuatro

trimestres medida según la encuesta de infrutilización de la capacidad productiva del Ministerio de Industria, Comercio y Turismo.

Como bien es sabido, el primer paso del análisis de la cointegración consiste en la determinación del orden de integrabilidad de las variables seleccionadas en el modelo teórico. Para este fin, se utilizan los contrastes no paramétricos propuestos por Phillips y Perron (1988), que generalizan la especificación del proceso generador de los datos, abandonando el supuesto simplificador de perturbaciones idéntica e independientemente distribuidas subyacentes en los contrastes clásicos de Dickey y Fuller (1981), e imponiendo condiciones más generales sobre la secuencia de la perturbación. Los resultados de estos contrastes (cuadro 1) muestran que las tres variables son integrables de orden uno, $I(1)$, es decir, que las

series en sus primeras diferencias son estacionarias, por lo que cumplen las condiciones para aparecer en una misma relación de cointegración.

2.2. Cointegración: procedimiento de Johansen

Para determinar la existencia o no de relaciones de largo plazo entre las tres variables seguimos la metodología de cointegración propuesta por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990), estimando un sistema compuesto por tres ecuaciones o vectores autorregresivos (VAR). Para evitar problemas de mala especificación debido a la omisión de retardos importantes, se ha incluido en el VAR hasta un máximo de cuatro retardos, dada la naturaleza anual de los datos estudiados. En este caso, el modelo es contrastado a través de la expresión:

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^3 \psi_i \Delta X_{t-i} + \delta \beta' X_{t-1} + u_t \quad [3]$$

donde $X_t = [t_t, \log q_t, \log cu_t]$, μ es un vector de constantes 3×1 , ψ_i es una matriz 3×3 , δ y β son dos matrices $3 \times r$, y r es la dimensión del espacio de cointegración escogida según los test de la traza y del λ -máximo.

En el cuadro 2 se contrasta la existencia de una relación de cointegración del modelo de la q ampliada. Tanto el test de la traza como el test del λ -máximo sugieren que no existe ninguna relación de cointegración en un VAR con tres retardos, apareciendo además el signo correspondiente al logaritmo de la cu cambiado respecto al surgido en la teoría.

En el cuadro 3 se contrasta la existencia de una relación de cointegración en un modelo de q de Tobin estándar, excluyendo por tanto la cu del VAR estimado. En este caso, los dos test sugieren la existencia de una única relación de cointegración entre las variables. Además, el vector de cointegración encontrado, normalizado

CUADRO 2
TEST DE JOHANSEN-JUSELIUS PARA EL NUMERO DE VECTORES DE COINTEGRACION (Incluyendo $\log cu_t$; CI $[t_t, \log q_t, \log cu_t]$)

Período: 1964-1991
Número de retardos del modelo VAR: 3
Restricción en el modelo VAR: caso sin tendencia

Vector propio				Vector cointegración normalizado	
t_t	$\log q_t$	$\log cu_t$	constante		
-9,51	0,693	-6,16	-3,75	(-1,0, 0,072, -0,648)	
Número vectores cointegración bajo H_0		Número vectores cointegración bajo H_1		Test del λ -max	Valor crítico al 95 por 100 (a)
$r = 0$		$r = 1$		20,80	22,00
$r \leq 1$		$r = 2$		7,78	15,67
$r \leq 2$		$r = 3$		5,08	9,24
Número vectores cointegración bajo H_0		Número vectores cointegración bajo H_1		Test de la traza	Valor crítico al 95 por 100 (a)
$r = 0$		$r \geq 1$		33,66	34,91
$r \leq 1$		$r \geq 2$		12,86	19,96
$r \leq 2$		$r = 3$		5,08	9,24

Nota: (a) Valores críticos de Osterwald-Lenum (1992, tabla 1*).

CUADRO 3
TEST DE JOHANSEN-JUSELIUS PARA EL NUMERO DE VECTORES DE COINTEGRACION (Excluyendo $\log cu_t$; CI $[t_t, \log q_t]$)

Período: 1964-1991
Número de retardos del modelo VAR: 3
Restricción en el modelo VAR: caso sin tendencia

Vector propio			Vector cointegración normalizado		
t_t	$\log q_t$	constante			
12,085	-0,605	1,549	(-1,0, -0,050)		
Número vectores cointegración bajo H_0		Número vectores cointegración bajo H_1		Test del λ -max	Valor crítico al 95 por 100 (a)
$r = 0$		$r = 1$		15,77	15,67
$r \leq 1$		$r = 2$		6,34	6,24
Número vectores cointegración bajo H_0		Número vectores cointegración bajo H_1		Test de la traza	Valor crítico al 95 por 100 (a)
$r = 0$		$r \geq 1$		22,11	19,96
$r \leq 1$		$r = 2$		6,34	9,24

Nota: (a) Valores críticos de Osterwald-Lenum (1992, tabla 1*).

a través de la variable t_t , implica la siguiente relación de largo plazo:

$$t_t = -0,128 + 0,05 \log q_t \quad [4]$$

relación cuyos signos son compatibles con el modelo teórico.

3. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha contrastado un modelo de inversión de la q de Tobin para el caso de la economía española durante el período 1964-1991, utilizando un enfoque de

cointegración multivariante. Los resultados del trabajo indican que el grado de utilización de la capacidad productiva, cu , no aparece en la relación de largo plazo entre la inversión y la q media. Esta evidencia empírica contradice la idea de que la q marginal y la q media difieren por un factor que es función de la cu , tal y como se ha sugerido en el desarrollo teórico de Licandro (1992).

Alternativamente, se encuentra evidencia empírica de que los datos de la economía española son compatibles con una teoría q de la inversión clásica o estándar, en el que la rentabilidad esperada por las empresas en sentido estricto (tipo q de Tobin) es la variable clave en la evolución de la tasa de inversión productiva privada. Estos resultados son semejantes a los encontrados en un contexto microeconómico en Alonso y Bentolila (1992a, 1992b), trabajos en los que se confirma que la q de Tobin es una variable significativa para explicar el comportamiento de la tasa de inversión de las empresas españolas que cotizan en bolsa.

En definitiva, los resultados económicos ponen de manifiesto que las medidas de política económica encaminadas a aumentar la inversión productiva privada en España deberían dirigirse más hacia la recuperación de los beneficios empresariales y al aumento de la rentabilidad esperada por las empresas, que hacia el incremento de la demanda de capital.

No obstante, los resultados presentados deben tomarse como una primera aproximación empírica de corte macroeconómico, la cual podría ser enriquecida en el futuro por varias vías. Por un lado, mediante la estimación de un modelo teórico más completo en el que las empresas están sometidas no sólo a costes de ajuste en el capital, sino también en el factor trabajo. Por otro, habría que pro-

ceder a contrastar la significatividad de otras variables macroeconómicas para reforzar la evidencia presentada de la validez de la teoría clásica de la q . Los dos grupos de variables candidatas se refieren a la imperfección de los mercados financieros (utilizando variables de liquidez) y a la imperfección de bienes (haciendo uso de variables de ventas o producción). Por último, el hecho de que el grado de utilización de la capacidad productiva no apareciera en la relación de largo plazo entre la inversión y la q media no descartaría la posibilidad de que esta variable no tenga una influencia significativa en la dinámica a corto plazo de la inversión productiva agregada. En este sentido, sería quizás conveniente estimar un modelo en forma de mecanismo de corrección de error, y ampliar también el análisis econométrico mediante la estimación de las relaciones de largo plazo propuestas con métodos econométricos que tengan en cuenta la posible endogeneidad de la utilización de la capacidad productiva.

(*) Este trabajo ha sido efectuado gracias a la subvención SEC92-0980-C02-02 del Plan Nacional de I+D y el apoyo material de la Federación Valenciana de Cajas de Ahorro. V. Esteve agradece también la subvención del proyecto DGICYT-93-028. El trabajo se ha realizado cuando V. Esteve era investigador invitado postdoctoral del Centre de Recherche et Développement Economique, estancia investigadora efectuada gracias a una beca para estancias en Universidades y centros de investigación nacionales y extranjeros de la Conselleria de Cultura, Educación y Ciencia de la Generalitat Valenciana.

APENDICE: DATOS Y FUENTES

P_t : Deflactor del Producto Interior Bruto, base 1980. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1992b).
 $PIPP_t$: Deflactor de la inversión productiva privada, base 1980. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Ministerio de Economía y Hacienda (1992).
 ipp_t : Inversión productiva privada a precios constantes de 1980. Deflactada por $PIPP_t$. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Ministerio de Economía y Hacienda (1992).
 kpp_t : «Stock» de capital productivo privado en términos reales. Deflactado por P_t . Fuente: Ministerio de Economía y Hacienda (1992).
 cu_t : Grado de utilización de la capacidad productiva instalada, medida según la encuesta de infrautilización de la capacidad productiva del Ministerio de Industria, Comercio y Turismo.

Fuente: Andrés *et al.* (1991) y Banco de España (1992a).

IA_t : Índice de cotización de acciones (general) de la Bolsa de Madrid, base 1980. Fuente: Banco de España (1992a).

ti_t : Tasa de acumulación del capital o tasa de inversión productiva privada definida como ipp_t/kpp_t .

q_t : Valor de la q media, medido como el cociente entre el índice de cotización de acciones (general) de la Bolsa de Madrid y el deflactor de la inversión productiva privada, $IA_t/PIPP_t$.

BIBLIOGRAFIA

- ABEL, A., y BLANCHARD, O. (1986): «The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment», *Econometrica* 54, páginas 249-273.
- ALONSO, C., y BENTOLILA, S. (1992a): «Inversión, valor bursátil y restricciones financieras», *Boletín Económico*, Banco de España, febrero, páginas 39-42.
- ALONSO, C., y BENTOLILA, S. (1992b): «La relación entre la inversión y la 'Q de Tobin' en las empresas industriales españolas», Documento de Trabajo número 9203, Banco de España.
- ANDRÉS, J.; DOLADO, J.J.; MOLINAS, C.; SEBASTIÁN, M., y ZABALZA, A. (1990a): «The Influence of Demand and Capital Constraints on Spanish Unemployment», en J. Drèze y C. Bean, editores, *Europe's Unemployment Problem*, MIT Press, Cambridge, páginas 366-408.
- ANDRÉS, J.; ESCRIBANO, A.; MOLINAS, C., y TAGUAS, D. (1990b): *La inversión en España. Econometría con restricciones de equilibrio*, Antoni Bosh, editor e Instituto de Estudios Fiscales, Barcelona.
- ANDRÉS, J.; ESCRIBANO, A.; MOLINAS, C., y TAGUAS, D. (1991): «La inversión en España: un enfoque macroeconómico» en Molinas, C., Sebastián, M. y Zabalza, A. (editores): *La economía española: una perspectiva macroeconómica*, Antonio Bosh editor e Instituto de Estudios Fiscales, Barcelona, páginas 171-207.
- BALLABRIGA, F.; MOLINAS, C.; SEBASTIÁN, M., y ZABALZA, A. (1991): «Las restricciones de demanda y capital en la economía española: 1964-1988» en Molinas, C., Sebastián, M. y Zabalza, A. (editores): *La economía española: una perspectiva macroeconómica*, Antonio Bosh editor e Instituto de Estudios Fiscales, Barcelona, páginas 1-50.
- BANCO DE ESPAÑA (1992a): *Boletín Estadístico. series históricas en cinta magnética*, noviembre.
- BANCO DE ESPAÑA (1992b): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1982-1991)*, Madrid.
- CHIRINKO, R., y FAZZARI, S.M. (1988): «Tobin's Q, Non-constant Returns to Scale, and Imperfectly Competitive Product Markets», *Recherches Economiques de Louvain* 54, páginas 259-275.
- CORRALES, A., y TAGUAS, D. (1991): «Series macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización» en Molinas, C., Sebastián, M. y Zabalza, A. (editores): *La economía española: una perspectiva macroeconómica*, Antonio Bosh Editores e Instituto de Estudios Fiscales, páginas 583-642.
- DICKEY, D.A., y FULLER, W.A. (1981): «The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica* 49, páginas 1057-1072.
- DREZE, J., y BEAN, C. (1990), *Europe's Unemployment Problem*, MIT Press, Cambridge, páginas 366-408.
- ENGLE, R., y GRANGER, C. (1987): «Co-integration and Error Correction: Representation, Esti-

ECONOMIA INDUSTRIAL

- mation and Testing». *Econometrica* 55, páginas 251-276.
- FULLER, W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*, Wiley, New York.
- GALEOTTI, M., y SCHIANTARELLI, F. (1991): «Generalised Q Models for Investment», *The Review of Economics and Statistics* LXIII, páginas 383-392.
- HAYASHI, F. (1982): «Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation», *Econometrica* 50, páginas 213-224.
- JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, páginas 231-254.
- JOHANSEN, S., y JUSELIUS, K. (1990): «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, páginas 169-210.
- JORGENSON, D. (1963): «Capital Theory and Investment Behaviour», *American Economic Review* 53, páginas 247-256.
- LAMBERT, J. P. (1988): *Disequilibrium Macroeconomic Models: Theory and Estimation of Rationing Models Business Using Survey Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- LICANDRO, O. (1992): «Investment Dynamics and Capacity Utilization under Monopolistic Competition», *Annales d'Économie et de Statistique* 27, páginas 91-113.
- MINISTERIO DE ECONOMIA Y HACIENDA (1992): *Base de Datos del MOISSES*, Dirección General de Planificación.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992): «A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, páginas 461-472.
- PHILLIPS, P. C. B., y PERRON, P. (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika* 75, páginas 335-346.
- POTERBA, J. M., y SUMMERS, L.H. (1983): «Dividend Taxes, Corporate Investment, and Q», *Journal of Public Economics* 22, páginas 135-167.
- SCHIANTARELLI, F., y GEORGOUTSOS, D. (1990): «Monopolistic Competition and the Q Theory of Investment», *European Economic Review* 34, páginas 1061-1078.
- SUMMERS, L. H. (1981): «Taxation and Corporate Investment: A Q Theory Approach», *Brooking Papers on Economic Activity* 1, páginas 67-160.
- TOBIN, J. (1969): «A general equilibrium approach to monetary theory», *Journal of Money, Credit and Banking* 1, páginas 15-29.
- YOSHIKAWA, H. (1980): «On the q Theory of Investment», *American Economic Review* 70, páginas 739-743.