

BANCO DE ESPAÑA

LA RELACION ENTRE LA INVERSION  
Y LA «Q DE TOBIN» EN LAS EMPRESAS  
INDUSTRIALES ESPAÑOLAS

César Alonso y Samuel Bentolila

SERVICIO DE ESTUDIOS  
Documento de Trabajo nº 9203

BANCO DE ESPAÑA

# LA RELACION ENTRE LA INVERSION Y LA «Q DE TOBIN» EN LAS EMPRESAS INDUSTRIALES ESPAÑOLAS

César Alonso y Samuel Bentolila (\*)

(\*) El primer autor pertenece a la Universidad Carlos III de Madrid y al Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI) y el segundo al Servicio de Estudios del Banco de España y al CEMFI.

Una versión revisada de este trabajo aparecerá próximamente en el libro «Homenaje a Gonzalo Mato» (1992). Deseamos agradecer los comentarios de Víctor Aguirregabiria, Manuel Arellano, Olympia Bover, José Manuel González-Páramo, Jorge Padilla y Rafael Repullo, y del grupo de trabajo del Servicio de Estudios del Banco de España. Agradecemos también a José Pérez que nos impulsara a estudiar este tema y nos lo recordara periódicamente, a Luis Villanueva su ayuda en la obtención de los datos y a Jesús Saurina su colaboración en el cálculo de algunas series y sus comentarios. Ninguno es responsable de los posibles errores contenidos en el texto.

SERVICIO DE ESTUDIOS  
Documento de Trabajo nº 9203

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

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

ISBN: 84-7793-141-0  
Depósito legal: M-4197-1992  
Imprenta del Banco de España

## 1. Introducción

La inversión empresarial en capital fijo es una variable crucial tanto para la senda de crecimiento a largo plazo de una economía como para la generación de los ciclos económicos. Por ello, los economistas han desarrollado varias teorías para explicarla. Entre éstas, la dominante desde el punto de vista empírico es la llamada "teoría neoclásica con acelerador", en la que la tasa de inversión depende fundamentalmente del coste de uso del capital y de la variación de la producción.

Esta teoría ha sido, sin embargo, muy cuestionada por su falta de fundamentación microeconómica. Entre los modelos de inversión que superan esta crítica destaca el del *ratio q*, originalmente apuntado por Tobin (1969) y derivado formalmente en un marco de optimización intertemporal por Hayashi (1982). Del modelo teórico se deriva una relación unívoca entre la tasa de inversión de la empresa y el cociente entre el valor para la empresa de una unidad adicional de capital y su coste de reposición (*q marginal*), de modo que si dicho *ratio* es superior a la unidad, es óptimo para la empresa invertir. Bajo ciertas condiciones, la *q marginal*, que es inobservable, coincide con la *q media*, definida como el cociente entre la valoración de mercado del *stock* de capital físico y su coste de reposición, que es observable. Esto permite la contrastación empírica del modelo, donde la utilización de la *q media* será adecuada en la medida en que no haya un alejamiento importante de los supuestos de partida.

Tanto la teoría neoclásica como el modelo del *ratio q* proceden de un marco general de optimización del valor presente de los beneficios presentes y futuros de la empresa bajo determinados supuestos. Sin embargo, el *ratio q* tiene el atractivo de que, al incluir en su construcción la valoración bursátil del capital de la empresa, incorpora explícitamente las expectativas de los agentes sobre la rentabilidad futura de las inversiones de ésta. Los trabajos econométricos que han estimado ecuaciones de inversión y *q* con datos

macroeconómicos (como Clark, 1982) no han tenido, a pesar de ello, mucho éxito. Inicialmente se pensó que la razón principal de este fracaso era un problema intrínseco al tipo de datos utilizado, el problema de la agregación: la teoría proporciona una relación entre dos *ratios*, que difícilmente pueden agregarse linealmente.

Este problema, junto al hecho de que las variables necesarias para calcular  $q$  deberían poder estimarse más fácilmente, en principio, a nivel microeconómico, llevó a la estimación de esta relación con datos de empresas individuales, para Japón (Hayashi e Inoue, 1991, Hoshi y Kashyap, 1989), Inglaterra (Blundell *et al.*, 1991) y Estados Unidos (Schaller, 1990). En general, estos trabajos han hallado que  $q$  es significativa pero con un poder explicativo pequeño, y que los residuos de las ecuaciones que relacionan la tasa de inversión con  $q$  están correlacionados, lo que parece indicar la presencia de problemas de especificación. En algún caso se encuentra que dicha correlación podría ser compatible con el modelo de la  $q$  (Blundell *et al.*, 1991) y también que parte de ella parece deberse efectivamente a problemas derivados de la agregación de empresas con comportamientos muy heterogéneos (Schaller, 1990).

A pesar de todo, subsiste un problema fundamental en los resultados empíricos del modelo: variables cuya información ya debería estar incorporada en  $q$  -fundamentalmente el nivel de producción y variables financieras- tienen poder explicativo independiente al ser incluidas conjuntamente con ésta. Estos resultados ha orientado la literatura más reciente hacia la idea de que las restricciones de liquidez (por ejemplo, Fazzari *et al.*, 1988) y el poder de mercado (Schiantarelli y Georgoutsos, 1990),<sup>1</sup> son determinantes fundamentales de las decisiones de inversión de las empresas

En este trabajo estimamos ecuaciones de inversión en capital fijo con  $q$  como regresor principal, para una muestra de 68 empresas españolas industriales y privadas, que cotizan en Bolsa y que están

---

<sup>1</sup> Los efectos del poder de mercado se tenían en cuenta ya en el artículo original de Hayashi (1982), pero no se han considerado en la mayoría de los trabajos empíricos.

recogidas en la Central de Balances del Banco de España (CBBE) durante el periodo 1983-87. El aspecto ya mencionado de incorporar la valoración bursátil es muy positivo para países con mercados de renta variable bien desarrollados, pero puede no serlo en una economía con un mercado bursátil tan poco desarrollado como el español. Con esta perspectiva, lo sorprendente es la elevada significación de  $q$  en las ecuaciones de inversión estimadas con datos españoles por Espitia (1985), Espitia *et al.* (1988) y Giner (1991). Así, nuestro primer objetivo es intentar replicar tales resultados.

El segundo objetivo es contrastar la relevancia de la situación financiera de la empresa para sus decisiones de inversión, tema en el que fue fundamental la aportación de Gonzalo Mato. Si bien en España se han estimado con éxito ecuaciones de inversión agregadas de tipo neoclásico con acelerador (por ejemplo, Andrés *et al.*, 1989), el artículo pionero de Gonzalo Mato reveló que si además de las variables tradicionales de dicho modelo, se incorporaban variables que reflejasen las restricciones financieras soportadas por las empresas, éstas poseían poder explicativo adicional (véase también Hernando y Vallés, 1991). Por ello, en este trabajo pretendemos confirmar la relevancia de las restricciones financieras con un modelo distinto al neoclásico, el del ratio  $q$ .

El trabajo está estructurado de la siguiente forma. En la Sección 2 se presenta un modelo sencillo de la  $q$  de Tobin. En la Sección 3 se comentan las características de la muestra y el método seguido en el cálculo de la inversión, el stock de capital y el ratio  $q$ . En la Sección 4 se presentan los resultados de la estimación de una ecuación que relaciona la inversión en capital fijo con el ratio  $q$ . Tras verificar que  $q$  aparece como un regresor significativo, se añade una medida de la autofinanciación (*cash-flow*) de la empresa, comprobándose que esta variable explica un porcentaje de la variación de la tasa de inversión mucho mayor que el ratio  $q$ , si bien éste sigue siendo significativo. También se encuentra que la incorporación como regresor de las ventas de la empresa no proporciona poder explicativo adicional al de  $q$  y la autofinanciación. La Sección 5 contiene la discusión de

los resultados y nuestras conclusiones. La construcción de las variables necesarias es especialmente difícil en el tema de la inversión en capital físico y la  $q$  de Tobin, pero puede ser crucial para los resultados empíricos. Por ello, dedicamos un apéndice inusualmente extenso a discutir este aspecto.

## 2. Teoría

El modelo de la  $q$  de Tobin es bien conocido, por lo que a continuación se presenta de forma muy breve, siguiendo la formulación de Hayashi e Inoue (1987).

Sea una empresa que opera en un medio de competencia perfecta y maximiza el valor actual esperado de sus flujos de caja presentes y futuros, descontados por un factor  $\rho$  ( $0 < \rho < 1$ ). Su función objetivo es, por tanto:

$$\text{Max } E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \rho^s ( P_{t+s} [F_{t+s}(K_{t+s}) - C_{t+s}(I_{t+s}, K_{t+s-1})] - P_{k,t+s} I_{t+s} ) \right]$$

$$\text{sujeto a: } K_{t+s} = (1-\delta) (K_{t+s-1} + I_{t+s}) \quad (s = 0, 1, 2, \dots)$$

donde  $F(\cdot)$  es la función de producción, que depende sólo del capital al inicio del periodo,  $K$ , porque los factores de producción variables ya han sido sustituidos a través de una maximización previa.<sup>2</sup> La función  $C(\cdot)$  representa los costes de ajuste asociados a la inversión bruta,  $I$  (que suponemos se realiza al inicio del periodo).  $P$  es el precio del bien que produce la empresa,  $P_k$  el precio del capital,  $\delta$  la tasa de depreciación del capital y  $E(\cdot)$  el operador de esperanza matemática. La restricción recoge la senda dinámica del stock de capital.

Empleando el principio del máximo, la función de valor asociada al problema de maximización de la empresa es:

---

<sup>2</sup> Por sencillez, el modelo se desarrolla con un único bien de capital. En la parte empírica distinguimos entre cuatro tipos de bienes de capital.

$$V_t [(1-\delta)K_{t-1}] = \text{Max} \{ P_t [F_t(K_t) - C_t(I_t, K_{t-1})] - P_{kt} I_t + \rho E_t \{ V_{t+1} [(1-\delta)K_t] \} \}$$

$$\text{sujeto a: } K_t = (1-\delta) (K_{t-1} + I_t) \quad (1)$$

Diferenciando (1) y manteniendo  $K_t$  constante se obtiene:

$$V_t' = P_t [dC_t(I_t, K_{t-1})/dI_t] + P_{kt} \quad (2)$$

Suponiendo la homogeneidad de grado uno de las funciones de producción (es decir, rendimientos constantes a escala) y de costes de ajuste puede demostrarse (Hayashi, 1982) que la "q marginal" es igual a la "q media":

$$q_t = V_t' / P_{kt} = V_t / (P_{kt} K_t) \quad (3)$$

lo que sustituido en (2) da lugar a:

$$C_t'(I_t/K_{t-1}) = (P_{kt}/P_t) (q_t - 1) \equiv Q_t \quad (4)$$

Esta ecuación proporciona una relación unívoca entre la tasa de inversión,  $I/K$ , y  $Q$ . La  $q$  marginal no es observable, por lo que en la estimación empírica se emplea la  $q$  media. En la especificación econométrica es habitual postular una función cuadrática de costes de ajuste del tipo:

$$C_t(I_t/K_{t-1}) = (1/2\beta) [(I_t/K_{t-1}) - \alpha - u_t]^2 \quad (5)$$

donde  $u_t$  es una perturbación (*shock*) en los costes de ajuste. Un valor positivo de  $u$  implica, *ceteris paribus*, unos menores costes de ajuste. Existe además una inversión de equilibrio,  $\alpha + u$ , para la que los costes de ajuste son nulos. Derivando (5) y sustituyendo en (4) se obtiene:

$$I_t/K_{t-1} = \alpha + \beta Q_t + u_t \quad (6)$$



que puede estimarse directamente.

Además, diferenciando (1) puede demostrarse que la variable  $q$  es igual al valor presente de la diferencia entre el producto marginal del capital y el coste de ajuste marginal.

Las expresiones (3) y (4) deben ser reformuladas para tener en cuenta la existencia de los impuestos que gravan a la empresa. De las consideraciones fiscales resulta que:

a) El precio del bien producido por la empresa ha de multiplicarse por  $(1-\tau)$ , donde  $\tau$  es el tipo impositivo sobre los beneficios empresariales.

b) El precio de los bienes de capital comprados por la empresa ha de multiplicarse por  $(1-h-\tau z)$ , donde  $h$  es el porcentaje deducible sobre la base imponible y  $z$  es el valor presente de las deducciones por amortización en la cuota impositiva por peseta invertida.

c) A la valoración de mercado de los activos de la empresa hay que distraerle el valor presente de las deducciones fiscales futuras por amortización de los bienes invertidos en el pasado y aún no amortizados totalmente,  $\tau A$ , que es irrelevante a los efectos de la inversión marginal.

Así, (3) y (4) convenientemente modificadas dan lugar a:

$$q_t = (V_t - \tau_t A_t) / [(1 - h_t - \tau_t z_t) P_{kt} K_t] \quad (7)$$

lo que sustituido en (2) da lugar a:

$$Q_t = [(1 - \tau_t z_t) P_{kt} / (1 - \tau_t) P_t] (q_t - 1) \quad (8)$$

A partir de aquí, el procedimiento habitual es estimar la regresión de la tasa de inversión,  $I/K$ , sobre  $Q$ . Introduciendo el subíndice  $i$  para denotar las empresas ( $i=1, \dots, N$ ) y definiendo  $u_{it} \equiv \gamma_i + v_{it}$ , la ecuación (6) puede reescribirse como:

$$I_{it}/K_{i,t-1} = \alpha + \gamma_i + \beta Q_{it} + v_{it} \quad (9)$$

donde  $\gamma_i$  recoge el componente de los costes de ajuste específico de la empresa, invariante en el tiempo, y  $v_{it}$  el componente residual de la perturbación en los costes de ajuste.

### 3. La muestra y la construcción de $q$

Contamos con una muestra de 82 empresas privadas industriales que cotizaron en Bolsa entre los años 1983 y 1987 y contestaron todos los años a la encuesta de la Central de Balances.<sup>3,4</sup>

El principal problema que se plantea en la construcción de  $Q$  es asociar a las magnitudes económicas su correspondiente concepto contable y, en especial, estimar el valor de mercado de los componentes de  $Q$  a partir de los valores contables. Los detalles de este proceso están descritos en el Apéndice 1; aquí queremos simplemente destacar algunos aspectos relevantes.<sup>5</sup>

Dado que el denominador de  $q$  en la ecuación (7) es el coste de reposición del capital fijo amortizable exclusivamente, la variable  $V$  del numerador debe recoger el pasivo de la empresa, neto del valor de mercado del capital fijo no amortizable, es decir, los terrenos y las existencias. Por otra parte, para calcular el valor presente de las deducciones futuras por depreciación hemos empleado un tipo de interés propio de cada empresa e igual al coste de sus recursos ajenos.

Con respecto al denominador, el capital fijo viene desglosado en cuatro tipos de bienes (edificios, maquinaria, elementos de transporte

---

<sup>3</sup> Excluimos las empresas no industriales y las públicas por considerar que sus decisiones de inversión en capital fijo difieren de las propias de las empresas industriales, y se ajustan menos a las características de los modelos habituales.

<sup>4</sup> Los cálculos para casar el valor en Bolsa de cada empresa con sus datos contables se realizaron en el seno de la CBBE, para salvaguardar la confidencialidad.

<sup>5</sup> Una excelente discusión de los problemas que implica la construcción de  $q$  con datos contables puede hallarse en Hoshi y Kashyap (1989).

e "instalaciones complejas especializadas"), calculándose el valor de mercado de cada uno con tasas de depreciación económica (no contable) y series de precios propios.

Los criterios seguidos en estos cálculos son inevitablemente arbitrarios y están sujetos a discusión. De hecho, para algunas empresas se obtienen valores estimados de los componentes de  $Q$  y del *stock* de capital que pueden considerarse atípicos. Ello nos llevó a cuestionar la validez de dichos criterios para algunas empresas, optando por realizar la mayor parte del análisis empírico con una submuestra de 68 empresas, en las que éstos son a nuestro juicio adecuados. Adicionalmente, y con el fin de comprobar si existen diferencias en los resultados, hemos repetido el análisis para la muestra total de 82 empresas.

Los estadísticos descriptivos de las estimaciones de  $q$  se muestran en el Cuadro 1. Lo primero que llama la atención es el alto valor obtenido para 1983, especialmente si se compara con el de 1984. Pensamos que la razón estriba en una infravaloración del capital en 1982, año inmediatamente anterior a la regularización contable (revaluación de activos) de 1983, si bien éste último año también parece mostrar una cierta infravaloración del capital.<sup>6</sup>

A partir de 1984 la media no ponderada de  $q$  aumenta monotónicamente, así como su desviación típica, esta última en mayor proporción. Existe además una importante diferencia entre las medias ponderadas y no ponderadas, debida a que algunas empresas relativamente grandes tienen una valoración de mercado relativamente baja.

Para la mayoría de las empresas  $q$  supera el valor unitario en 1986, si bien se dan valores muy alejados de éste tanto al alza como a la baja. El cuadro también revela que la principal diferencia entre las dos muestras está en que los valores máximos y mínimos son menos extremos en la más pequeña.

---

<sup>6</sup> Dado que nuestra estimación econométrica abarca el periodo 1985-87, el primer aspecto sólo incide en el conjunto de instrumentos empleado, mientras que el segundo tiene un efecto adicional cuando se incluye  $Q$  desfasada como regresor.

El Cuadro 1 también contiene los momentos de otras variables. La tasa de inversión presenta una senda decreciente, poco acorde con la evolución de  $q$ . Como pone de relieve el cuadro, esto no se debe a la forma de calcular el stock de capital, pues la inversión bruta (en valor contable) también es decreciente en el tiempo. Esta evolución dispar anticipa las dificultades que podemos encontrar al intentar explicar la tasa de inversión mediante  $q$ . Por el contrario, las tasas (no ponderadas) de autofinanciación y de ventas muestran sendas moderadamente crecientes a partir de 1985. Todas estas variables se representan, para ambas submuestras, en los Gráficos 1 a 6.

#### 4. Resultados de la estimación

Conviene resaltar que el objetivo de la estimación empírica está más cercano a la contrastación de una condición de primer orden, en la que estudiamos si  $Q$  es un regresor significativo para explicar la inversión y si lo son también otras variables cuya información debería estar incorporada en  $Q$ , que a la estimación de una ecuación estructural de inversión. También nos parece válida, de todas formas, la interpretación alternativa de este tipo de ejercicios propuesta por Abel y Blanchard (1986), como una forma de describir las correlaciones presentes en los datos entre variables de interés.

Para estimar la relación entre inversión y  $Q$  utilizamos un panel de empresas, que permite explotar tanto la variación temporal como la transversal.<sup>7</sup> A pesar de disponer de cinco cortes transversales, la construcción de las variables y el empleo de desfases de éstas reducen el periodo de estimación a sólo tres años, de 1985 a 1987.

La variable dependiente es la tasa de inversión, es decir, la inversión durante el año dividida por el stock de capital al inicio del mismo. El modelo teórico postula una relación contemporánea entre la tasa de inversión y  $Q$ , pero la periodicidad anual de los datos de

---

<sup>7</sup> Con el programa DPD (Arellano y Bond, 1988).

Cuadro 1: Estadísticos descriptivos

Año	1983	1984	1985	1986	1987
<b>1. Muestra de 68 empresas:</b>					
<i>Ratio q</i>					
Media ponderada	0,96	0,66	0,74	0,97	0,89
Media no ponderada	0,93	0,84	0,98	1,32	1,43
Desviación típica	0,40	0,40	0,60	0,74	0,96
Máximo	2,40	2,51	3,18	3,38	4,18
Mínimo	0,24	0,23	0,20	0,25	0,32
<i>Q (regresor)</i>					
Media no ponderada	-0,07	-0,17	-0,01	0,32	0,44
Desviación típica	0,43	0,41	0,60	0,75	0,99
Inversión bruta <sup>1</sup>		7386	10579	5239	5033
Stock de capital <sup>1</sup>	52474	89399	101297	107306	110292
<i>Tasa de inversión:</i>					
Media ponderada		0,14	0,12	0,05	0,05
Media no ponderada		0,13	0,08	0,10	0,09
Tasa de autofinanciación <sup>2</sup>		0,08	0,07	0,08	0,09
Tasa de ventas <sup>2</sup>		1,38	1,26	1,27	1,27
<b>2. Muestra de 82 empresas:</b>					
<i>Ratio q</i>					
Media ponderada	0,94	0,67	0,74	0,97	0,90
Media no ponderada	0,92	0,84	0,98	1,39	1,53
Desviación típica	0,58	0,58	0,81	1,24	1,36
Máximo	3,90	4,00	5,05	7,96	7,76
Mínimo	0,06	-0,06	-0,17	-0,50	0,02
<i>Q (regresor)</i>					
Media no ponderada	-0,07	-0,16	-0,01	0,40	0,56
Desviación típica	0,66	0,64	0,82	1,30	1,45
Inversión bruta <sup>1</sup>		6353	8997	4529	4507
Stock de capital <sup>1</sup>	46109	77045	87052	92099	94723
<i>Tasa de inversión:</i>					
Media ponderada		0,14	0,12	0,05	0,05
Media no ponderada		0,14	0,08	0,10	0,10
Tasa de autofinanciación <sup>2</sup>		0,08	0,07	0,08	0,09
Tasa de ventas <sup>2</sup>		1,41	1,29	1,30	1,33

<sup>1</sup> En millones de pesetas corrientes.

<sup>2</sup> Medias no ponderadas.

inversión impide tal especificación empírica. Por ello, empleamos como regresor el valor de Q al final del año anterior (es decir, al inicio del periodo actual, a la que denominaremos "Q contemporánea"), a fin de reducir los problemas de simultaneidad que generaría el empleo del valor de Q al final del periodo.

No obstante, la relativa arbitrariedad de los criterios de valoración seguidos en el cálculo de Q sugiere la presencia de errores de medida, por lo que hemos instrumentado la variable Q en las estimaciones. La estimación por variables instrumentales (VI) se realiza por el método generalizado de momentos, el cual explota las restricciones de ortogonalidad entre las variables y el *shock* aleatorio y emplea como instrumentos los desfases de Q (Arellano y Bond, 1991).

La posible existencia de costes de ajuste específicos de cada empresa se contrasta parcialmente incluyendo variables cualitativas sectoriales.<sup>8</sup> También se incluyen variables cualitativas temporales, a fin de captar fenómenos macroeconómicos que afecten a todas las empresas. En la mayoría de los casos estimamos la relación entre inversión y Q en niveles, lo que sólo es correcto en ausencia de correlación entre Q y posibles efectos individuales no observables. No obstante, presentamos igualmente algunas estimaciones en primeras diferencias, que no estarían sujetas a este problema.

#### 4.1. Especificación básica

La columna [1] del Cuadro 2 muestra la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), donde Q es significativa. El coeficiente estimado apenas varía al instrumentar Q (en la columna [2]), lo que sugiere que los errores de medida no son muy importantes. Dado que no contamos con una medición de Q auténticamente contemporánea de la inversión, probamos también con Q al final del año ("Q adelantada"), que debería incorporar cambios en otras variables relevantes durante el año, además de ser claramente endógena. La columna [3] revela que el

---

<sup>8</sup> Véase la definición de los sectores en el Apéndice 1.

**Cuadro 2: Estimación de la relación entre inversión y Q**  
**(especificación básica)**

Variable dependiente: Tasa de inversión.

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Q	0,039 (3,77)	0,040 (3,29)		-0,021 (0,35)	
Q <sub>+1</sub>			0,040 (3,87)		
Q <sub>-1</sub>				0,066 (1,12)	0,043 (3,50)
m <sub>1</sub>	1,06	1,03	1,28	1,46	1,36
m <sub>2</sub>	0,95	1,11	0,57	1,64	1,50
σ	9,12	9,16	9,20	9,17	9,03
W(SG)	40,91	36,97	39,58	39,07	39,71
W(DS)	22,78	25,51	22,47	28,02	29,17
CS		7,86	8,35	6,40	6,60

Nota: Véanse las "Notas a los cuadros 2 a 7".

W(SG):  $\chi^2(8)=15,5$ . En la columna [4]:  $\chi^2(9)=16,9$ .

W(DS):  $\chi^2(7)=14,1$ .

CS:  $\chi^2(5)=11,1$ . En la columna [4],  $\chi^2(4)=9,49$ .

Notas a los cuadros 2 a 7:

1. Todas las regresiones contienen variables cualitativas temporales, salvo aquéllas en primeras diferencias.
2. Bajo los coeficientes estimados aparecen los estadísticos  $t$ .
3. Los  $W(.)$  son contrastes distribuidos como una  $\chi^2$  con los grados de libertad y valores críticos al 95% de confianza que aparecen a su lado:  
 $W(SG)$  = significación global de la regresión.  
 $W(DS)$  = significación de las variables cualitativas sectoriales.
4.  $CS$  es el contraste de Sargan de las restricciones de sobreidentificación.
5.  $m_1$  y  $m_2$  son los estadísticos de correlación de primer y segundo orden de los residuos;  $\sigma$  es el error estándar de la regresión, en porcentaje.
6. Instrumentos empleados en todas las regresiones en niveles: constante, variables cualitativas sectoriales y temporales, y  $Q$  desfasada. En todas las regresiones menos las del Cuadro 1 se usa también  $AF/K$  desfasada (en la columna [6] del Cuadro 3,  $CF/K$  desfasada). En la columna [5] del Cuadro 3 se usa además  $Y/K$  desfasada. En las regresiones en diferencias se usan sólo una constante y los desfases de los regresores.



coeficiente es prácticamente idéntico al anterior.

Cabe destacar la significación conjunta de las variables cualitativas sectoriales, que implica, en el contexto del modelo, la heterogeneidad sectorial de los costes de ajuste, y cuya omisión causaría una estimación inconsistente del coeficiente de Q.

Un primer contraste del modelo consiste en introducir un desfase de Q como regresor, el cual no debería ayudar a explicar la inversión una en presencia de Q contemporánea. El efecto, mostrado en la columna [4], es que ninguna de ellas es significativa. Esto probablemente se deba a un problema de multicolinealidad, pues el coeficiente de autocorrelación de primer orden de Q es igual a 0,86. En todo caso, cuando Q desfasada se incluye sola (columna [5]), su coeficiente es muy similar a los estimados anteriormente. La obtención de un coeficiente significativo para Q desfasada es un resultado empírico habitual, pero inconsistente con la teoría.<sup>9</sup>

Un segundo contraste del modelo consiste en incluir en la regresión otras variables además de Q. Elegimos una variable que pretende medir las restricciones de liquidez a que puede estar sometida la empresa, el nivel de *cash-flow* o autofinanciación (AF) de la empresa, reescalado por el *stock* de capital (al inicio del periodo). La elección de esta variable se basa en que, por diversas razones (por ejemplo, la asimetría en la información disponible para los gerentes de la empresa y para los potenciales acreedores de la misma), diversas fuentes de financiación originan costes distintos, siendo la financiación propia la de menor coste y, por tanto, la preferida por las empresas. Como se aprecia en la columna [1] del Cuadro 3, la tasa de autofinanciación es muy significativa, mientras que se reducen el coeficiente y la significación de Q.

El último resultado podría deberse simplemente a que la autofinanciación contemporánea capte cambios inesperados en variables relevantes que la Q de inicio de periodo no puede incorporar. La

---

<sup>9</sup> Fischer (1983) justifica la presencia de Q desfasada en un modelo con costes de ajuste que dependen de la inversión corriente y la desfasada.

Cuadro 3: Contrastes del modelo de la Q (especificación básica)

Variable dependiente: Tasa de inversión.

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Q	0,021 (1,85)	0,028 (2,43)			0,035 (3,19)	0,025 (2,07)
Q <sub>+1</sub>			0,021 (2,58)			
Q <sub>-1</sub>				0,023 (2,29)		
(AF/K)	0,350 (2,89)		0,322 (2,57)	0,425 (3,85)	0,363 (2,73)	
(AF/K) <sub>-1</sub>		0,201 (2,50)				
(CF/K) <sub>-1</sub>						0,200 (2,84)
(Y/K)					-0,001 (0,24)	
m <sub>1</sub>	0,36	0,40	0,48	0,29	0,81	0,44
m <sub>2</sub>	0,52	0,85	0,27	0,54	0,81	0,89
σ	8,91	9,02	8,93	8,81	9,19	9,02
W(SG)	49,73	47,63	50,76	50,71	55,29	50,92
W(DS)	24,96	26,68	23,68	25,15	22,18	28,38
CS	15,83	15,86	12,97	15,38	20,89	15,37

Nota: Véanse las "Notas a los cuadros 2 a 7".

W(SG):  $\chi^2(9)=16,9$ . En la columna [5],  $\chi^2(10)=18,3$ .

W(DS):  $\chi^2(7)=14,1$ .

CS:  $\chi^2(10)=18,3$ . En la columna [5],  $\chi^2(15)=25$ .

AF/K es la tasa de autofinanciación, CF/K la tasa de capacidad de autofinanciación e Y/K las ventas divididas por el *stock* de capital.

significación de la autofinanciación desfasada, en la columna [2], confirma, sin embargo, el incumplimiento del modelo.<sup>10</sup> Tal resultado se verifica igualmente al incluir Q adelantada como regresor (columna [3]), pues ambas variables son significativas.<sup>11</sup>

En la columna [4] presentamos la estimación obtenida tras una búsqueda de especificación que ignora el modelo teórico y persigue únicamente minimizar el error estándar de la regresión. En ella aparecen la Q desfasada y la autofinanciación corriente como variables más significativas, lo que podría deberse a que, si bien la inversión responde a la valoración de mercado del capital, existen grandes retrasos en la puesta en marcha de la inversión, siendo la disponibilidad de fondos propios el determinante de la posibilidad de realizar aquélla. Si las empresas saben que existen tales retrasos, la variable relevante para la inversión es la expectativa de la Q corriente y no la Q desfasada, de forma que esta última sólo aparecería como predictor de aquélla.<sup>12</sup>

Una razón distinta para el incumplimiento del modelo podría ser que las empresas operasen en un medio de competencia imperfecta. Schiantarelli y Georgoutsos (1990) formulan y estiman un modelo de Q bajo competencia monopolística. En él aparecen como regresores, además de Q contemporánea y adelantada, la inversión adelantada, el nivel de deuda de la empresa y las ventas (producción). Dado el reducido volumen de datos con que contamos, no intentamos contrastar la validez de un modelo de estas características. Alternativamente, hemos incluido como regresor las ventas de la empresa, rescaladas por el capital al inicio del periodo, de nuevo como un contraste de la especificación del modelo. El resultado, mostrado en la columna [5] del Cuadro 3, es

---

<sup>10</sup> En la regresión que incluye tanto la autofinanciación contemporánea como la desfasada, la segunda no es significativa.

<sup>11</sup> Al incluir Q adelantada y Q contemporánea, la segunda no es significativa. Si incluimos, con Q adelantada únicamente, la autofinanciación contemporánea y la desfasada, la segunda no es significativa.

<sup>12</sup> Abel y Blanchard (1986) recalcan esta idea, pero no presentan un modelo que incorpore estos elementos.

sorprendente. Una vez se ha incluido la autofinanciación, el poder explicativo adicional de las ventas es nulo. Este resultado se repite en todas las especificaciones econométricas alternativas, por lo que en adelante no presentamos ninguna estimación que incluya las ventas como regresor.

Es posible que la variable de ventas contenga un error de medida importante, debido a las distorsiones contables producidas por la introducción del impuesto sobre el valor añadido (véase el Apéndice 1). No obstante, dado que las ventas sí son significativas cuando se incluye  $Q$  pero no se incluye la autofinanciación como regresor, el resultado anterior puede interpretarse como evidencia de que la autofinanciación capta adecuadamente las restricciones de liquidez que pueda sufrir la empresa, de forma que una vez incluida, las ventas no proporcionan información adicional.

Las estimaciones en niveles presentadas hasta ahora serían inconsistentes en presencia de efectos fijos inobservables correlacionados con  $Q$ . Para evaluar la importancia de este problema estimamos también en primeras diferencias, transformación que elimina el posible sesgo producido por dichos efectos siempre que éstos sean invariantes en el tiempo. La transformación del modelo a primeras diferencias genera una estructura de media móvil en el ruido, suponiendo que éste no está autocorrelacionado en niveles. Ello exige la utilización de variables instrumentales para obtener un estimador consistente. Dada la poca variabilidad de los coeficientes estimados con respecto a la fecha de  $Q$  (desfasada, contemporánea o adelantada), estimamos en diferencias con  $Q$  adelantada, lo que nos permite emplear tres cortes transversales.

La columna [1] del Cuadro 4 contiene la estimación en primeras diferencias. Los coeficientes son similares -aunque algo mayores- a los obtenidos en niveles, si bien las variables no son significativas. La estimación se realiza con una constante, que es significativa, lo que implica la existencia de una tendencia en niveles. Por otra parte, el test de Sargan rechaza la validez de los instrumentos. La columna [2] presenta los resultados empleando como instrumentos las variables

Cuadro 4: Estimación en primeras diferencias (especificación básica)

Variable dependiente: Primeras diferencias de la tasa de inversión.

	[1]	[2]	[3]
$\Delta Q_{+1}$	0,037 (1,41)	0,038 (1,75)	0,080 (2,23)
$\Delta(AF/K)$	0,372 (1,49)	0,291 (2,13)	
$\Delta(CF/K)$			0,509 (2,08)
$m_1$	-3,42	-3,41	-2,93
$m_2$	-1,27	-1,29	1,25
$\sigma$	8,82	8,81	9,05
W(SG)	3,49	7,91	7,34
CS	20,78	22,21	16,18

Nota: Véanse las "Notas a los cuadros 2 a 7".

W(SG):  $\chi^2(2)=5,99$ .

CS: Columna [1],  $\chi^2(10)=18,3$ , Columnas [2] y [3],  $\chi^2(16)=26,3$ .

desfasadas un sólo periodo, que en principio no es un conjunto válido. Curiosamente, ahora el estadístico no rechaza el conjunto de instrumentos y las variables pasan a ser significativas. Los parámetros estimados son muy parecidos, especialmente el de Q. La escasa significación global de la regresión implica, en todo caso, que hay que tomar con ciertas reservas esta estimación.

Si el modelo de la Q es correcto, su coeficiente en las estimaciones en niveles y en primeras diferencias ha de ser idéntico, siempre que Q esté medida sin error y no existan efectos específicos de empresa correlacionados con Q. Si no se da la segunda condición, ambos estimadores diferirán, pues sólo el segundo eliminará los efectos individuales del término de error. Por otra parte, si Q incorpora errores de medida (y estos no están correlacionados), el estimador en diferencias estará más próximo a cero que el estimador en niveles.<sup>13</sup> Estimadores derivados de diferentes transformaciones de los datos inducen diferentes sesgos, lo que permite -como demuestran Griliches y Hausman (1986)- recuperar el valor central del parámetro de interés. Sin embargo, dado que sólo disponemos de tres cortes transversales para un reducido número de empresas, no podemos adoptar la estrategia de estimar utilizando la transformación en diferencias de orden mayor que uno. Ello limita nuestro análisis de los posibles sesgos a los estimadores en niveles y primeras diferencias.

El coeficiente de Q en la regresión en diferencias es mayor que en niveles,<sup>14</sup> al contrario de lo que cabría esperar si la variable Q estuviese medida con error. Ello confirma lo indicado acerca de la reducida diferencia entre los estimadores por MCO y VI, y supone una indicio favorable a la existencia de efectos fijos específicos de empresa no observables. En tal caso, el menor valor del estimador en niveles sugiere una correlación negativa entre el efecto individual,

---

<sup>13</sup> La razón es que el sesgo ocasionado por el error de medida depende del cociente entre las varianzas de dicho error y del regresor, y en el caso del estimador en diferencias este cociente aumenta.

<sup>14</sup> Hoshi y Kashyap (1989) obtienen el mismo resultado en su estimación con datos de Japón.

$\gamma_i$ , y la variable  $Q_{it}$ . La razón es la siguiente: al aumentar  $Q_{it}$  la inversión debe incrementarse; pero si  $\gamma_i$  es menor -es decir, los costes de ajuste son mayores-, la respuesta a los aumentos de  $Q_{it}$  será menor o, lo que es lo mismo, el  $\beta$  estimado será menor.

#### 4.2. Análisis de sensibilidad

En este epígrafe presentamos brevemente los resultados de diversas variantes orientadas a comprobar la sensibilidad de las estimaciones de la especificación básica, modificando la medición de la variable de autofinanciación, del stock de capital y de la propia Q, así como el tamaño de la muestra.

En primer lugar modificamos la definición de la variable de restricciones de liquidez. La variable alternativa, que denominamos<sup>15</sup> "capacidad de autofinanciación" (CF), se construye sustrayendo de la autofinanciación los impuestos sobre beneficios y los dividendos. Estas son dos aplicaciones de los fondos generados por la empresa, por lo que no pueden dedicarse a financiar inversiones. Sin embargo, puede también argumentarse que la empresa tiene formas de afectar tanto a su desembolso fiscal (a través, por ejemplo, de las amortizaciones y otras deducciones) como a su pago de dividendos, por lo que AF incorporaría más genuinamente que CF el grado de restricción de fondos propios sufrido por la empresa.

La estimación proporciona, en la columna [6] del Cuadro 3, unos resultados muy similares a los obtenidos con AF, y en particular, que la capacidad de autofinanciación desfasada es significativa, si bien su inclusión causa una ligera reducción del coeficiente estimado de Q y de su significación. Por otra parte, la estimación en diferencias (columna [3] del Cuadro 4) arroja valores muy superiores de los coeficientes, lo que parece indicar que el problema de correlación de los efectos fijos no observados con Q es más grave al emplear CF que AF.

En segundo lugar variamos la medición del stock de capital. La

---

<sup>15</sup> En la terminología usada por la propia Central de Balances.

Cuadro 5: Estimación con una medida alternativa del stock de capital

Variable dependiente: Tasa de inversión.

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Q	0,051 (3,89)	-0,164 (1,16)	0,046 (3,42)		
Q <sub>+1</sub>				0,032 (3,58)	0,150 (2,97)
Q <sub>-1</sub>		0,238 (1,57)			
(AF/K)				0,319 (2,20)	1,041 (2,91)
(AF/K) <sub>-1</sub>			0,177 (1,47)		
m <sub>1</sub>	0,83	1,25	0,40	0,56	-2,72
m <sub>2</sub>	0,96	1,78	0,76	0,31	-1,23
σ	9,14	10,21	9,04	8,90	9,45
W(SG)	38,82	35,51	43,86	50,68	11,35
W(DS)	27,61	22,51	26,87	25,48	
CS	6,31	3,36	6,86	14,55	14,98

Nota: Véanse las "Notas a los cuadros 2 a 7".

W(SG):  $\chi^2(9)=16,9$ . W(DS):  $\chi^2(7)=14,1$ . CS:  $\chi^2(10)=18,3$ .



Cuadro 6: Estimación con una medida alternativa de Q

Variable dependiente: Tasa de inversión.

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Q	0,027 (1,97)	0,017 (1,39)	0,022 (1,64)		
Q <sub>+1</sub>				0,022 (2,71)	0,190 (3,27)
(AF/K)		0,38 (3,28)		0,346 (3,01)	1,063 (3,94)
(AF/K) <sub>-1</sub>			0,228 (2,78)		
m <sub>1</sub>	1,43	0,42	0,47	0,47	-2,32
m <sub>2</sub>	1,25	0,43	0,84	0,24	-1,39
σ	9,30	9,00	9,00	8,94	10,04
W(SG)	28,71	44,45	38,53	46,64	18,65
W(DS)	23,20	21,04	21,83	23,39	
CS	9,61	16,18	16,48	11,34	11,70

Nota: Véanse las "Notas a los cuadros 2 a 7".

W(SG):  $\chi^2(9)=16,9$ . W(DS):  $\chi^2(7)=14,1$ . CS:  $\chi^2(10)=18,3$ .

Cuadro 7: Estimación con la muestra de 82 empresas

Variable dependiente: Tasa de inversión.

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Q	0,015 (2,08)	0,004 (0,49)	0,013 (2,24)		
Q <sub>+1</sub>				0,013 (2,28)	-0,050 (1,78)
(AF/K)		0,420 (3,18)		0,253 (2,11)	0,176 (1,14)
(AF/K) <sub>-1</sub>			0,187 (2,53)		
m <sub>1</sub>	0,36	0,14	0,04	0,05	-3,05
m <sub>2</sub>	0,59	0,32	0,50	0,44	-1,32
σ	10,70	10,50	10,70	10,40	10,10
W(SG)	39,17	46,56	52,87	54,75	3,36
W(DS)	23,46	19,08	25,70	20,27	
CS	3,52	12,92	16,50	13,92	23,00

Nota: Véanse las "Notas a los cuadros 2 a 7".

W(SG):  $\chi^2(9)=16,9$ . Para la columna [1],  $\chi^2(8)=15,5$ .

W(DS):  $\chi^2(7)=14,1$ . CS:  $\chi^2(10)=18,3$ .

legislación española permitió en 1983 una revalorización contable, sin coste fiscal, de los activos de las empresas. Por ello, en el cálculo del valor de mercado del capital empleado hasta ahora hemos tomado los valores contables de dicho año como valores de mercado. Sin embargo, es sabido que esta revalorización fue insuficiente, por lo que esta medida del stock de capital estaría infravalorada. Por ello hemos realizado un cálculo alternativo del valor de mercado del capital teniendo en cuenta la evolución de los precios de estos bienes y su edad (véase el Apéndice 1). La estimación econométrica con esta medida alternativa está en el Cuadro 5.

En este caso, el coeficiente de Q es más elevado<sup>16</sup> y más significativo, tanto cuando sólo aparece Q como si se incluye la autofinanciación (columnas [1] y [2]). Además, la Q de inicio de periodo parece incorporar ahora toda la información sobre la autofinanciación desfasada, pues esta última deja de ser significativa (columna [3]). La comparación de las especificaciones con Q adelantada en niveles y diferencias (columnas [4] y [5]) revela de nuevo valores mucho más elevados en la segunda, destacando el valor ligeramente superior a la unidad del coeficiente de la autofinanciación.

Nuestra tercera estimación alternativa se relaciona con el conjunto de información que manejan los inversores en Bolsa. En la construcción de Q hemos considerado la mayoría de las reservas contables como deuda. Una postura alternativa es considerarlas parte del capital, y por lo tanto ignorarlas, pues deberían estar entonces contenidas en el valor bursátil de la empresa. Este ejercicio puede interpretarse como un contraste débil de la hipótesis de eficiencia informacional del mercado, con la hipótesis mantenida de que el modelo de la Q es correcto.

Dada la heterogeneidad de las distintas reservas, hemos deducido sólo aquellas reservas que con mayor probabilidad el mercado no debería considerar como deuda (véase el Apéndice 1). El Cuadro 6 muestra las estimaciones. El principal resultado es que, salvo en el caso de la Q

---

<sup>16</sup> La razón es que esta medida alternativa induce un valor de Q menor.

adelantada, Q deja de ser significativa, lo que aporta una evidencia débil en contra de la hipótesis de la eficiencia del mercado. En segundo lugar, la estimación en diferencias vuelve a mostrar coeficientes mucho más elevados.

Por último, realizamos también la estimación con la muestra de 82 empresas, es decir, incluyendo 14 empresas para las que sospechamos que los criterios elegidos en la construcción de Q no son adecuados. Los resultados, contenidos en el Cuadro 7, parecen confirmar nuestra presunción. Si bien Q sigue siendo significativa (salvo cuando se incluye la autofinanciación contemporánea), el modelo tiene un poder explicativo (medido por su error estándar) sistemáticamente menor, algo que cabía esperar a la vista de la mayor dispersión de Q entre empresas. Incluso se obtiene un signo negativo (no significativo) en la regresión en primeras diferencias (columna [5]).

#### 4.3. Comparación internacional

En el Cuadro 8 presentamos una comparación con los resultados obtenidos por otros autores. Como se aprecia, la elasticidad de la inversión con respecto a  $Q^{17}$  es significativamente menor que la estimada para otros países. Pensamos que esto es razonable, dado el menor grado de desarrollo del mercado de valores en España.

Para el caso español existe una estimación de la elasticidad de 1,32 obtenida por Espitia *et al.* (1989) con una agregación de datos individuales de 77 empresas. Este valor atípico no se confirma en el trabajo de Giner (1991), que emplea los mismos datos en forma de panel, obteniendo una elasticidad mucho menor. La elasticidad que obtenemos es incluso menor que la de este último, si bien ambas no son estrictamente comparables, pues entre otras cosas el trabajo de Giner incluye las existencias en el *stock* de capital.

Cabe señalar que para otros países también se produce una reducción

---

<sup>17</sup> Es decir,  $[d(I/K)/dQ] \bar{Q} (\bar{I/K})^{-1}$ , donde  $\bar{Q}$  y  $(\bar{I/K})$  son los valores medios muestrales.

Cuadro 8: Comparación internacional de resultados

Autores	País	Periodo	Número empresas	Método	Elasticidad estimada
Schaller (1990)	EE.UU.	1951-85	188	MCG	0,06
Fazzari <i>et al.</i> (1988)	EE.UU.	1970-84	334		
Sólo Q				MCO	0,06
Q y <i>cash-flow</i>				VI	0,03
Blundell <i>et al.</i> (1991)	R.U.	1975-86	532		
Sólo Q				Δ, VI	0,09
Q y <i>cash-flow</i>				Δ, VI	0,07
Espitia <i>et al.</i> (1989)	España	1965-84	Agregado	MCO	1,32
Giner (1991)	España	1963-88	76	IG	0,05
Alonso y Bentolila	España	1985-87	68		
Sólo Q				VI	0,02
Q y <i>cash-flow</i>				VI	0,01
				Δ, VI	0,02

Abreviaturas:

Δ, Estimador en primeras diferencias; MCO, mínimos cuadrados ordinarios; MCG, mínimos cuadrados generalizados; VI, variables instrumentales; IG, estimador intragrupos.

en el coeficiente de Q cuando se añade como regresor la autofinanciación.

Por último, es interesante comparar los costes de ajuste implícitos estimados. De la ecuación (5) del modelo se desprende que éstos pueden hallarse dividiendo entre dos la inversa del coeficiente de Q estimado y multiplicándolo por el cuadrado de la diferencia de la tasa de inversión con respecto a la tasa de equilibrio (es decir, aquella que no comporta costes). Supongamos, siguiendo a Giner, que esta diferencia es del 5%.<sup>18</sup> Nuestro máximo valor estimado implica unos costes de ajuste marginales del 6%, mientras en el trabajo de Giner son del 2%. Estos valores parecen mucho más razonables que los estimados para otros países, lo que se debe a que nuestro coeficiente estimado es más alto. Por ejemplo, la estimación de Hoshi y Kashyap (1989) de un coeficiente de Q igual a 0,01, que es la más alta de las obtenidas en la literatura empírica internacional con datos de panel que conocemos, supone unos costes de ajuste marginales del 11%.

##### 5. Discusión de resultados y conclusiones

Nuestros resultados empíricos indican que la Q de Tobin es una variable significativa para explicar el comportamiento de la tasa de inversión de un conjunto de 68 empresas industriales españolas durante el período 1985-87. No se cumple, sin embargo, la predicción más fuerte del modelo, a saber, que Q es un estadístico suficiente para la inversión. En concreto, una variable que pretende captar las restricciones financieras sufridas por las empresas (autofinanciación o *cash-flow*) es muy significativa, y explica un porcentaje mayor de la tasa de inversión que Q.

¿Podemos interpretar este resultado como una refutación de la teoría de la Q de Tobin para el caso español? Pensamos que la respuesta es afirmativa, pero hemos de ser prudentes al respecto, debido a los

---

<sup>18</sup> Es decir, que el coste de ajuste es de:  $(1/2\beta) (0,05)^2$ .

problemas que a continuación discutimos.

En primer lugar, la variable indicada por el modelo es la denominada Q marginal, mientras que nosotros hemos usado la Q media. El conjunto de supuestos necesarios para que ambas coincidan difícilmente puede darse en la realidad, lo que da pie a que variables distintas de Q ayuden a explicar la inversión. Sin embargo, el único artículo que conocemos que construye una medida aproximada de la Q marginal (Abel y Blanchard, 1986) obtiene resultados muy similares a los obtenidos con la Q media, si bien con datos agregados.

En segundo lugar, el cálculo de la Q media exige estimar valores de mercado a partir de valores contables, lo que implica criterios de valoración inevitablemente arbitrarios. Por ello, hemos presentado algunos análisis de sensibilidad, cambiando la variable de *cash-flow*, la medida del *stock* de capital, la medida de Q y la muestra de empresas. Estos ejercicios revelan que los principales resultados cualitativos de nuestra estimación preferida se mantienen, si bien los coeficientes estimados varían.

En tercer lugar, contamos con datos sobre cuatro tipos de bienes de capital y hemos aplicado distintos índices de precios y tasas de amortización para cada uno. Sin embargo, hemos calculado el *stock* de capital como la suma simple de los niveles de dichos tipos de bienes. La teoría de la inversión con varios tipos de capital demuestra (Wildasin, 1984) que la validez de esta aproximación depende de un supuesto muy fuerte: la separabilidad de los costes de ajuste para los distintos bienes. En ausencia de este supuesto, la tasa de inversión debe medirse por la tasa de variación de un índice agregado de los *stocks* de los distintos bienes de capital. No obstante, la puesta en práctica de este método para una muestra de empresas japonesas, en Hayashi e Inoue (1991), no genera resultados muy distintos de los obtenidos con el procedimiento habitual.

En cuarto lugar, en nuestra medida del valor de mercado de la empresa se emplea la valoración bursátil de un sólo día -el de cierre del ejercicio-, la cual podría contener un nivel elevado de "ruido". No creemos, a pesar de ello, que una medida de Q con una valoración

bursátil media pudiera alterar nuestros resultados de forma radical, pues otros autores que han puesto en práctica este procedimiento han obtenido para otros países resultados similares a los nuestros.

Por último, las estimaciones en que empleamos la Q de final del año 1987 (es decir, en las que se usamos Q adelantada) pueden estar distorsionadas por el *crash* de la Bolsa de octubre de dicho año. La teoría no especifica qué comportamiento deben seguir las empresas si piensan que la cotización bursátil se aleja de lo justificado por las "variables fundamentales", debido por ejemplo a la presencia de "burbujas". Si deciden ignorar aquélla en favor de estas últimas, esperaríamos que se redujese el coeficiente de Q en periodos de alzas "injustificadas" de la Bolsa (Hoshi y Kashyap, 1989, obtienen resultados en este sentido para Japón). En nuestro caso, sin embargo, no se detectan grandes diferencias entre los parámetros estimados con Q de inicio y de final de periodo.

Ciertamente no hemos intentado contrastar si en las valoraciones bursátiles hay "burbujas", pero pensamos que el escaso poder explicativo de Q se debe no tanto a esto sino esencialmente al escaso desarrollo del mercado bursátil español, que hace pensar que en él no se emplea eficientemente toda la información relevante. Para contrastar esta conjetura hemos realizado estimaciones con una medición alternativa de Q, que excluye algunas partidas de reservas contables que deberían estar incorporadas por los inversores en su medida del valor de la empresa. Esta medición de Q no es significativa, lo que puede considerarse como un resultado contrario a la hipótesis de eficiencia del mercado (conjuntamente con las hipótesis del modelo de la Q). Esto concuerda con los resultados empíricos de Rubio (1991), quien halla evidencia de sobre-reacción en las Bolsas españolas, en contradicción con la hipótesis de eficiencia informacional del mercado.

En resumen, pensamos que las principales aportaciones de este trabajo son tres. En primer lugar, hallamos que el *ratio* Q es parcialmente significativo para explicar la inversión en capital fijo de las empresas industriales españolas, lo que confirma los resultados previos de otros autores (Espitia, 1985, y Giner, 1991). Sin embargo,



su significación es pequeña, dando lugar a una elasticidad de la inversión ante variaciones en la valoración bursátil de la empresa también reducida. Esta última es significativamente menor que la hallada para otros países (véase el Cuadro 8), lo que es consistente con el menor grado de desarrollo de los mercados financieros en España y con el resultado de ineficiencia informacional mencionado en el párrafo anterior.

Nuestra segunda aportación es haber encontrado que la formulación más simple del modelo de la  $q$  de Tobin es rechazada, debido a la significación de variables financieras. Este último aspecto confirma para España los resultados obtenidos para otros países (como los de Blundell *et al.*, 1991, para el Reino Unido o los de Fazzari *et al.* para los Estados Unidos) así como los obtenidos anteriormente por otros investigadores para el caso español, con modelos de tipo neoclásico, como los ya citados de Mato (1988) o de Hernando y Vallés (1991).

El creciente conjunto de artículos que encuentra sistemáticamente que las variables financieras tienen una gran importancia en las decisiones de inversión en capital fijo de las empresas sugiere -aun en ausencia de un marco teórico más estructurado-, que las empresas españolas sufren restricciones de liquidez. Ello hace pensar que existen imperfecciones en los mercados financieros que restringen las decisiones de carácter real de las empresas. De nuevo, es plausible que estas restricciones tengan un carácter más vinculante en un país, como España, con mercados financieros insuficientemente desarrollados.

Por último, a diferencia de lo hallado para otros países, no hemos encontrado ningún poder explicativo adicional en las ventas de la empresa, una vez incluidas  $Q$  y la autofinanciación. En principio, este resultado habría de interpretarse como indicativo de la cercanía de los mercados industriales españoles a la competencia perfecta. Sin embargo, somos reacios a esta interpretación por dos motivos: los posibles problemas de medición de la variable de ventas empleada (causados por la introducción del IVA en 1986) y por no haber estimado estrictamente la ecuación que se deriva de los modelos de la  $Q$  con competencia imperfecta (por ejemplo, el de Schiantarelli y Georgoutsos, 1990), pu

éstos implican la introducción no sólo de las ventas sino de otras variables en las ecuaciones de inversión. Este es uno de los aspectos que requiere una investigación ulterior.

Finalmente, creemos que las principales limitaciones de nuestro análisis provienen del reducido número de cortes transversales y de empresas con que contamos. El primero mediatiza nuestros resultados en la medida en que el valor de los parámetros estimados puede depender fuertemente de las perturbaciones agregadas ocurridas durante el periodo muestral.<sup>19</sup> La importancia de este problema sólo puede reducirse si se dispone de un periodo muestral largo, que permita recoger adecuadamente el efecto de las perturbaciones macroeconómicas. Por otro lado, el reducido número de empresas, así como las características de éstas, hacen que nuestra muestra no sea representativa de la mayoría de las empresas industriales españolas, que en general no disfrutaban del acceso al mercado bursátil como fuente de captación de recursos. Ambos aspectos sólo podrán ser subsanados con el paso del tiempo.

---

<sup>19</sup> Como demuestra Deaton (1991, cap. 5) para las estimaciones de condiciones de primer orden en la teoría del consumo.



### Apéndice 1: Explicación del cálculo de Q

Este apéndice describe el proceso de cálculo del ratio  $q$  de Tobin para una muestra de 82 empresas españolas que cotizan en Bolsa y están recogidas en la Central de Balances del Banco de España de 1983 a 1987.

Se define la  $q$  media fiscalmente corregida como:<sup>20</sup>

$$q_t = (V_t - \tau_t A_t) / \sum_{j=1}^4 (1 - h_t - \tau_t z_t^j) P_{kt}^j K_t^j$$

donde  $V$  es el valor de mercado de la empresa, es decir, la suma de la deuda neta más el capital social menos los terrenos y las existencias, todos medidos en valores de mercado.  $\tau$ ,  $h$ ,  $z$ ,  $K$  y  $P_k$  se han definido en el texto. El superíndice  $j$  denota los tipos de bienes de capital. En adelante emplearemos la notación  $KM$  para el valor de mercado del capital, es decir, el equivalente de  $P_k K$ .

La variable empleada en las regresiones es una transformación de  $q$ , que la normaliza y la expresa en términos de los precios de producción de la empresa,  $P$ , es decir:

$$Q_t = (q_t - 1) \cdot [ \sum_{j=1}^4 (1 - h_t - \tau_t z_t^j) \omega_t^j P_{kt}^j ] / [ (1 - \tau_t) P_t ]$$

donde los  $\omega_t^j$  son ponderaciones cuya construcción se explica más adelante.

A continuación describimos los criterios empleados para la construcción de  $Q$ . Antes de ello es necesario aclarar un tema relacionado con la valoración a precios de mercado de los bienes de capital. Inicialmente contábamos con datos desde 1982. Sin embargo, en 1983 tuvo lugar una regularización de balances a la que, según Martín y Moreno (1991) se acogió la mayoría de las empresas. Por tanto, el criterio habitual de revaluar a precios de mercado el valor contable en 1982 daría lugar a problemas de valoración en los años sucesivos si las

---

<sup>20</sup> En este apéndice omitimos, por sencillez, el subíndice  $i$  de empresa.

empresas ya han procedido a revaluar sus activos. Por ello, como criterio preferido, tomamos el valor contable en 1983 como valor de mercado, aplicando la revalorización procedente en los años sucesivos. Alternativamente, también hemos estimado los valores de mercado de los activos de capital suponiendo que en 1983 no hubo regularización, como se explica más abajo.

1. Valor de mercado de las acciones:

Es el capital social nominal multiplicado por la cotización bursátil en la última sesión del año anterior. (Fuente: Boletines Oficiales de las Bolsas de Madrid, Barcelona y Bilbao, y *Agenda Financiera* del Banco de Bilbao.)

2. Deuda neta:

Es la diferencia entre la deuda bruta y los activos financieros. La deuda bruta es la contraída a cualquier plazo. También se incluyen las reservas, salvo la prima de emisión de acciones y el remanente, que se consideran en todo caso equivalentes al capital, y por lo tanto se ignoran. En el texto se menciona una medida alternativa de Q: en ella se detrae un conjunto adicional de reservas, en concreto, las plusvalías por revalorización de activos y "Otras reservas". La estructura del balance puede examinarse en el Apéndice 2.

Empezando con la deuda bruta, su valor contable difiere de su valor de mercado: la deuda contraída a tipos de interés históricos tendrá en general un valor distinto dados los tipos actuales (por ejemplo, el valor de mercado de la deuda es inferior al valor contable si los tipos de interés han subido desde que ésta se contrajo).

Para hallar el valor de mercado de la deuda, inicialmente se pensó en separarla en dos categorías, con y sin coste financiero, tomando como valor de mercado de la deuda sin coste financiero su valor contable y calculando el valor de mercado de la deuda con coste financiero capitalizando los gastos financieros a un tipo de interés de

mercado (procedimiento seguido por Hoshi y Kashyap, 1989, y por Hernando y Vallés, 1991). Sin embargo, la elevada proporción de los gastos financieros con respecto al valor de la supuesta deuda con coste hace sospechar una separación incorrecta, es decir, que en la deuda sin coste hay incluidas partidas que en la práctica ocasionan gastos financieros.

Por tanto, hemos preferido separar la deuda según su grado de exigibilidad: para la deuda a corto plazo aceptamos como valor de mercado su valor contable, mientras que para calcular el valor de mercado de la deuda a largo plazo aplicamos el procedimiento explicado más arriba. Así, el valor de mercado de la deuda,  $D$ , se calcula de la siguiente manera:

$$D = DCCP + \mu DCML$$

donde DCCP es el valor contable de la deuda a corto plazo, DCML el de la deuda a medio y largo plazo y  $\mu$  un factor de revalorización igual al valor de mercado calculado de la deuda (gastos financieros dividido por el tipo de interés de las obligaciones eléctricas) dividido por el valor contable de la deuda total.

Para los activos financieros empleamos el mismo método, incluyendo en los activos a corto plazo el epígrafe de "Cuentas financieras" y las acciones y participaciones recogidas en el de "Inmovilizado Financiero", mientras que consideramos el resto de partidas de este último epígrafe (véase el Apéndice 2) como activos a largo plazo. El tipo de interés empleado es el de la deuda pública.

Finalmente, para el inmovilizado inmaterial asignamos como valor de mercado su valor contable.

### 3. Existencias:

El valor contable de las existencias puede diferir sensiblemente de su valor de mercado. Esto es especialmente cierto, en presencia de inflación, si la empresa aplica el método LIFO (*last in-first out*), es

decir, lo que se vende se valora al último precio de compra.

Desgraciadamente, el cuestionario de la CBBE no contiene información acerca de los métodos de valoración aplicados por las empresas. La evidencia informal indica que el procedimiento del precio medio ponderado es el más habitual, por lo que lo hemos adoptado. En su aplicación seguimos a Lindenberg y Ross (1981), quienes sugieren contabilizar las existencias en cada periodo al precio medio del periodo anterior y el actual, es decir que el valor de mercado de las existencias en t es igual a:

$$XM_t = XC_t \left[ P_{xt} / \frac{1}{2} (P_{xt} + P_{x,t-1}) \right]$$

donde  $XC$  y  $P_x$  son, respectivamente, el valor contable y el precio de las existencias.

#### 4. Terrenos y bienes naturales:

La valoración a precios de mercado de los terrenos suscita el problema de que es difícil calcular su edad media (es decir, el tiempo medio que hace que son propiedad de la empresa). En el caso de otros activos del inmovilizado material ésta puede aproximarse utilizando la información sobre amortización acumulada y dotación anual a la amortización, pero para los terrenos no existe esta información, pues se consideran bienes no depreciables. La solución que adoptamos es suponer que la edad media de los edificios -que son los activos amortizables de vida más larga- es la misma que la de los terrenos (es decir, que ambos activos se adquirieron a la vez).

Disponer de esta edad media permite transformar el valor contable del primer ejercicio (1982) en valor de mercado utilizando un deflactor adecuado.<sup>21</sup> A partir de aquí, puede actualizarse el valor de mercado de los terrenos, de la forma siguiente:

---

<sup>21</sup> Desgraciadamente, no existen índices de precios del suelo, lo que nos obliga a utilizar una aproximación: los índices de precios de los edificios.

$$TM_t = (P_{Tt} / P_{T,t-1}) TM_{t-1} + \Delta TC_t$$

donde  $P_T$  es el precio de los terrenos (precio de la vivienda. Fuente: INE, Índice de precios al consumo -epígrafe de vivienda-) y  $\Delta TC_t = TC_{t+1} - TC_t$ , siendo TC el valor contable bruto de los terrenos.

El valor de mercado inicial es:

$$TM_{1982} = (P_{T,1982} / P_{T,1982-EM^T}) TC_{1982}$$

siendo  $EM^T$  la edad media de los terrenos, cuya forma de cálculo se explica en la sección siguiente. Alternativamente, se considera que el valor de mercado de 1983 era el contable.

##### 5. Stock de capital e inversión:

La CBBE proporciona un desglose del inmovilizado material en cuatro categorías contables:

- (1) Edificios y otras construcciones
- (2) Instalaciones complejas especializadas
- (3) Maquinaria, instalaciones y otro inmovilizado material
- (4) Elementos de transporte.

Para calcular el valor de mercado de estos bienes utilizamos un método de revaluación recursivo tipo LIFO, teniendo en cuenta la depreciación.<sup>22</sup> Para ello es necesario disponer de un valor de mercado para el primer ejercicio de la muestra, lo que a su vez exige una estimación de la edad media del *stock* de capital.

La edad media del *stock* de capital en el primer ejercicio de la muestra puede aproximarse por:

---

<sup>22</sup> Martín y Moreno (1991) presentan una interesante discusión de cálculos alternativos del valor de mercado del capital real con datos desagregados.



$$EM^j = AA_{1982}^j / DA_{1982}^j$$

donde AA es la amortización acumulada y DA la dotación anual de amortización.

La partida contable de dotación anual de amortización presenta una evolución muy errática y algunas empresas dotan amortizaciones excesivamente bajas en algunos ejercicios. Esto se debe, probablemente, al carácter fiscalmente deducible de esta partida, que sólo puede aprovecharse si los recursos generados por la empresa son suficientemente elevados. Por ello, hemos optado por calcular, para cada tipo de activo, su edad media agregada según el desglose a 2 dígitos de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE),<sup>23</sup> eliminando previamente valores atípicos.

El valor de mercado en el primer año se calcula de la siguiente forma:

$$KM_{1982}^j = (P_{k,1982}^j / P_{k,1982-EM^j}^j) KC_{1982}^j (1-\delta^j)^{EM^j} \quad (j=1, \dots, 4)$$

donde KC es el valor contable y  $\delta$  la tasa de depreciación económica. Como se comentó más arriba, la alternativa preferida ha sido adoptar como valor de mercado el valor contable en 1983.

Las tasas de depreciación económica para los activos comerciables internacionalmente, (3) y (4), se calculan a partir de las estimadas por Hulten y Wykoff (1981) para los Estados Unidos. Empleamos también la tasa de depreciación que dan estos autores para los edificios, (1), bajo un supuesto de tecnología similar. Dado que estos autores presentan las tasas de depreciación económica de la maquinaria a nivel desagregado, obtenemos la tasa de depreciación de ésta como media ponderada, siendo los pesos los consumos intermedios de maquinaria realizados por cada sector. Las ponderaciones se obtienen a partir de las tablas *input-output* de la economía española para 1980, que se

---

<sup>23</sup> Salvo los grupos 151 y 152, que se han mantenido separados por su heterogeneidad.

emplean asimismo para elaborar los índices de precios de la maquinaria, a partir de los índices de precios industriales desagregados.

Finalmente, las instalaciones complejas especializadas, (2), son combinaciones de varios tipos de bienes de capital que se constituyen como un todo a efectos contables. Por su naturaleza es razonable pensar que se componen esencialmente de maquinaria y edificios. De hecho, se observa que su tasa de depreciación contable se encuentra siempre entre las tasas de depreciación económica de estos dos tipos de bienes. Por ello, hemos estimado la tasa de depreciación económica a partir de la contable, suponiendo un método de amortización lineal, es decir:

$$\delta^j = (1/6) \sum_{t=1982}^{1987} (DA_t^j / KC_t^j)$$

De nuevo, este procedimiento de cálculo se ha aplicado por grupos de CNAE a 2 dígitos, en vez de empresa por empresa.

A partir del segundo ejercicio (1983) es posible actualizar el valor de mercado del stock de capital mediante la expresión:

$$KM_t^j = [ KM_t^j (P_{k,t}^j / P_{k,t-1}^j) + IB_t^j ] (1-\delta^j)$$

que supone que la depreciación se produce al final del ejercicio y la inversión bruta nominal, IB, se realiza al inicio.

En cuanto a la inversión, no se dispone de datos de ventas y adquisiciones de inmovilizado material, por lo que la aproximamos mediante la variación del valor contable del capital:

$$IB_t^j = KC_t^j - KC_{t-1}^j + DA_t^j$$

El concepto contable que usamos para medir la inversión corresponde al teórico de inversión bruta. No obstante, hay algunas empresas con valores negativos de la inversión, por haber retirado definitivamente bienes de capital del balance. Este fenómeno no es muy preocupante, pues es infrecuente: el año en que sucede más veces se da para 6 empresas (7 empresas en la muestra de 82).

El procedimiento recursivo utilizado para el cálculo del valor de mercado puede producir valores de mercado negativos. Esto ocurre para algunas empresas en el caso del material de transporte. En tal caso, el valor de mercado se calcula como el valor contable correspondiente a dicho ejercicio revaluado de forma análoga al valor de mercado inicial:

$$KM_t^j = (P_{kt}^j / P_{k,t-EM^j}^j) KC_t^j (1-\delta^j)^{EM^j}$$

y se corrige también la inversión, para que sea consistente con el valor de mercado obtenido:

$$IB_t^j = [1 / (1-\delta^j)] KM_t^j - KM_{t-1}^j (P_{kt}^j / P_{k,t-1}^j)$$

#### 6. Ajuste fiscal:

\* Tipo impositivo ( $\tau$ ): 35% de la base imponible.

\* Deducción por inversiones (h): 12% de la base imponible para los ejercicios 1983 y 1984, y 15% desde 1985.

\* Valor actual descontado de las deducciones por amortización:

Según la legislación española, las empresas pueden elegir entre dos sistemas globales de amortización: lineal o degresiva. El primero consiste en la aplicación cada año de una cuota lineal constante,  $d$ , igual a la inversa de la vida fiscal,  $VF$ , del activo (periodo legal mínimo de amortización). Este sistema es el único permitido para los edificios.<sup>24</sup>

Para los demás activos, la amortización degresiva proporciona un flujo de deducciones mayor en valor actual que la lineal. Existen dos

---

<sup>24</sup> Dado que la vida útil estimada de las instalaciones complejas especializadas está más cercana a la de los edificios que a la de otros activos, suponemos que también se les aplica el sistema lineal.

métodos de amortización degresiva permitidos: "suma de dígitos" y "porcentaje constante". Este último consiste en determinar la cuota anual de amortización como un porcentaje constante,  $\lambda$ , del valor residual del activo. En este caso la cuota viene dada por (suprimimos el superíndice  $j$  por sencillez):

$$d = \begin{cases} \lambda (1 - \lambda)^{n-1} & 1 \leq n < VF \\ (1 - \lambda)^{VF-1} & n = VF \end{cases}$$

donde  $\lambda = k/VF$  y  $k$  es igual a: (a) 1,5 si  $VF < 5$ , (b) 2 si  $5 \leq VF < 8$  y (c) 2,5 si  $VF \geq 8$ .

Este método resulta ser más favorable que el de "suma de dígitos" dadas las vidas fiscales de los activos amortizables de la muestra, por lo que suponemos que es el aplicado por todas las empresas para su maquinaria y material de transporte.

Las fórmulas necesarias para hallar los valores actuales de las deducciones actuales y futuras por unidad de inversión realizada en el año corriente y el valor actual descontado de las deducciones por depreciación de los activos ya instalados, en los sistemas lineal y de porcentaje para los sistemas lineal y de porcentaje constante, se han tomado de González-Páramo (1991).

La tasa de descuento de la empresa,  $r$ , la aproximamos por el coste de los recursos ajenos para cada empresa, es decir, el cociente de los gastos financieros y la deuda total.

#### 7. Cálculo de Q a partir de q:

Para calcular la variable  $Q$  a partir de  $q$ , esta última se multiplica por el precio del capital y se divide por el de la producción de la empresa. El primero se halla ponderando, con pesos  $\omega$ , los índices de precios de cada tipo de bien de capital por su proporción en el *stock* de capital nominal total de la misma. Es decir:

$$\omega_t^J = KC_t^J / \sum_{j=1}^4 KC_t^J$$

El índice de precios de la producción se halla ponderando los índices de precios industriales correspondientes a los epígrafes de CNAE en los que produce la empresa por la proporción de aquéllos en las ventas nominales de ésta en el año 1983.

#### 8. Autofinanciación y ventas:

Las dos medidas de flujo de caja empleadas se definen de la siguiente manera:

Autofinanciación = Saldo de pérdidas y ganancias del ejercicio  
 + Dotación amortizaciones + Provisiones explotación  
 + Insolvencias definitivas sin dotación aplicada  
 + Otras dotaciones + Beneficios diferidos

Capacidad de autofinanciación = Autofinanciación  
 - Impuesto sobre beneficios - Distribución de dividendos y otros

Las ventas presentan el problema de que antes de 1986 (año en que se introduce el impuesto sobre el valor añadido, IVA), no conocemos el importe de los impuestos indirectos (impuesto sobre el tráfico de empresas, ITE) incluidos en las ventas. Por tanto, para mantener un mínimo de homogeneidad hemos empleado el total de las ventas incluidos los impuestos. Ello da lugar a un aumento de las ventas artificialmente elevado en 1986, pues el tipo impositivo del IVA es superior al del antiguo ITE.

9. Definición de las variables cualitativas sectoriales:

Sector CBBE	Sector CNAE	Número de empresas		
		68	82	
3	Energía	110, 130, 151, 152	12	13
4	Agua	160	2	2
6	Siderometalurgia	220	10	11
7	Materiales de Construcción, Vidrio y Cerámica	240	0	1
8	Química	250	5	5
9	Transformación de metales	310, 320, 340, 360	12	15
10	Alimentación	410, 420	6	7
11	No alimentarias	430, 470, 490	11	12

Nota: en las regresiones se excluye el sector 4 (Agua).



Apéndice 2: Partidas financieras del activo y el pasivo

I. PASIVO

1. Deuda:

A corto plazo:

- Proveedores y Efectos pendientes de cobro
- Hacienda Pública
- Préstamos recibidos a corto plazo
- Otras deudas a corto plazo
- Diferencia de valoración de moneda extranjera

A medio y largo plazo:

- Obligaciones y otros
- Préstamos a medio y largo plazo
- Otras deudas a medio y largo plazo
- Fianzas y depósitos recibidos

2. Reservas:

Reservas propiamente dichas:

- Prima de emisión de acciones
- Plusvalía por revalorización de activo y cuenta de actualización y regularización de balances
- Otras reservas (Capital amortizado + Reservas legales + Reservas especiales + Reservas estatutarias + Reservas voluntarias)

Previsiones, Provisiones y Subvenciones en Capital

II. ACTIVO

1. Inmovilizado:

- Inmovilizado material en curso (neto)
- Inmovilizado inmaterial neto

menos:

- Fondo de reversión (Pasivo)
- Inmovilizado financiero neto:
  - Acciones y participaciones
  - Obligaciones
  - Préstamos
  - Fianzas

menos:

- Provisión por depreciación de inversiones financieras
- Provisión para insolvencias
- Gastos financieros diferidos

2. Deudores

3. Cuentas Financieras

- Acciones
- Obligaciones
- Otras

4. Situaciones transitorias de financiación

5. Ajustes por periódificación (menos: los del Pasivo)





Gráfico 1  
Inversión bruta

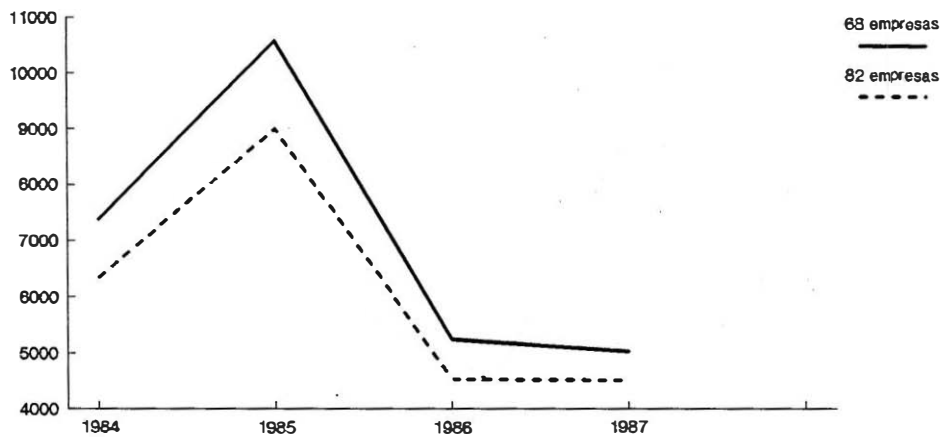
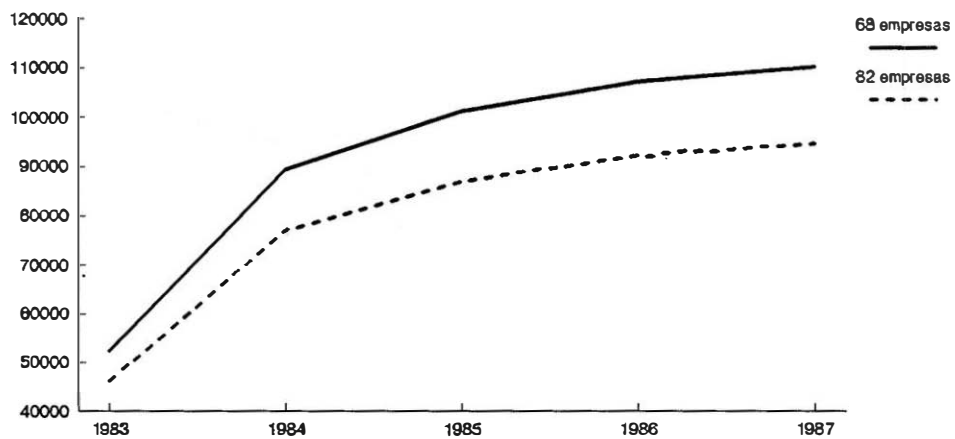


Gráfico 2  
Stock de capital



Media de las empresas de la muestra  
Millones de pesetas

Gráfico 3  
Tasa de inversión

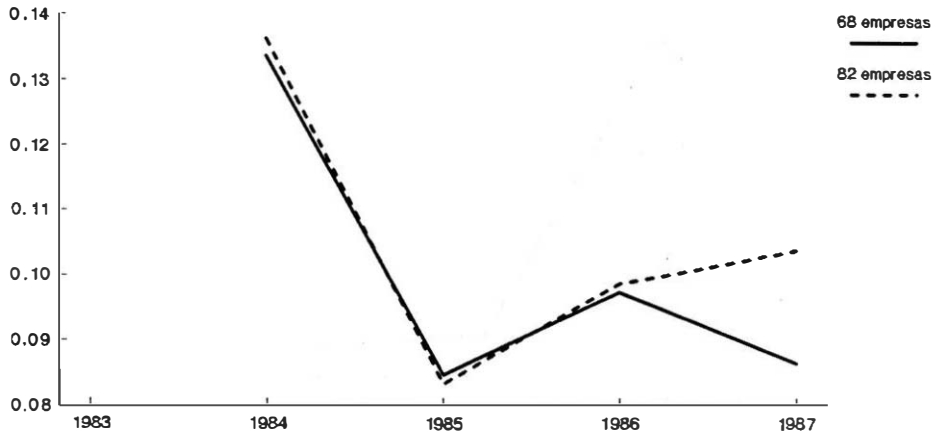
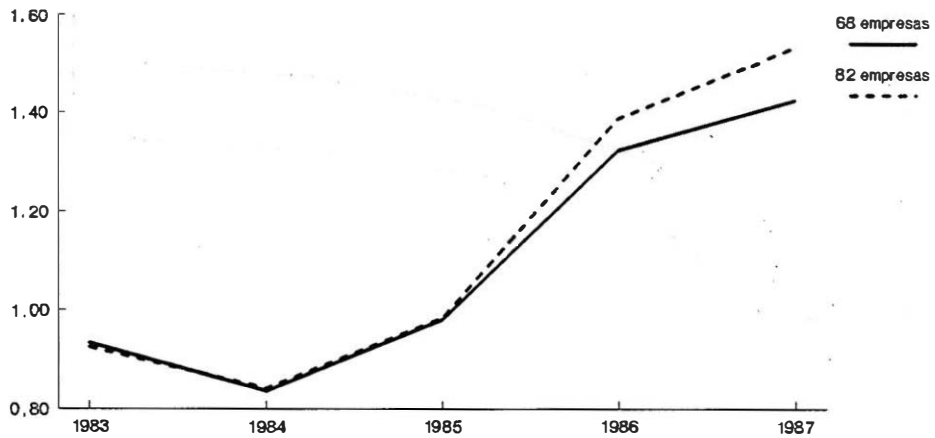
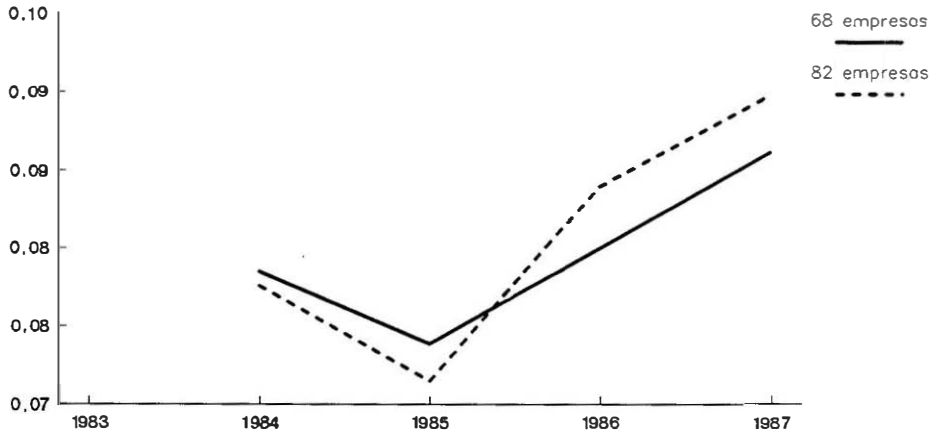


Gráfico 4  
Ratio q

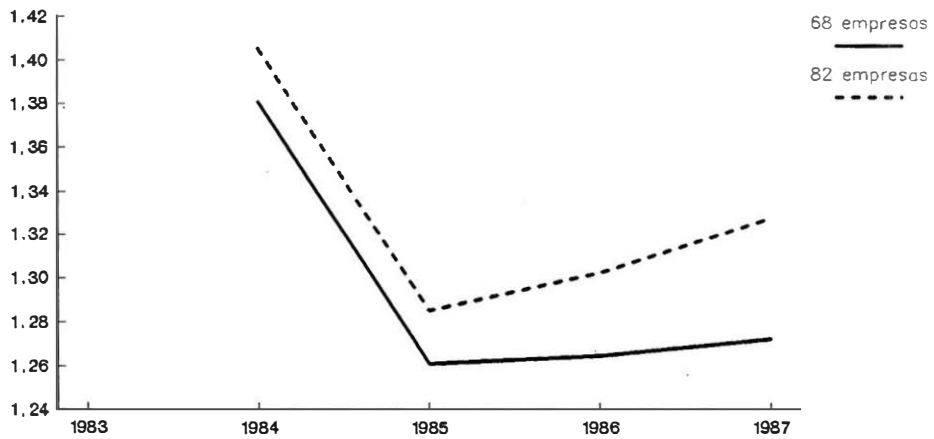


Media no ponderada de las empresas de la muestra

**Gráfico 5**  
**Tasa de autofinanciación**



**Gráfico 6**  
**Tasa de ventas**



Media no ponderada de las empresas de la muestra



## BIBLIOGRAFIA

- Abel, A. y O. Blanchard (1986), "The present value of profits and cyclical movements of investment", *Econometrica*, 54, 249-273.
- Andrés, J., C. Molinas, M. Sebastián y D. Taguas (1989), "La inversión en España: un enfoque macroeconómico", *Moneda y Crédito*, 188, 67-97.
- Arellano, M. y S. Bond (1988), "Dynamic panel data estimation using DPD - A guide for users", Institute for Fiscal Studies.
- Arellano, M. y S. Bond (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Blundell, R., S. Bond, M. Devereux y F. Schiantarelli (1991), "Investment and Tobin's Q: Evidence from company panel data", mecanografiado, Institute for Fiscal Studies.
- Clark, P. K. (1979), "Investment in the 1970s: Theory, Performance and Prediction", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 73-113.
- Deaton, A. (1991), "Understanding Consumption", mecanografiado, Universidad de Princeton.
- Espitia, M. (1985), "Aplicaciones microeconómicas de la  $q$  de Tobin", Tesis doctoral inédita, Universidad de Zaragoza.
- Espitia, M., E. Huerta, V. Lecha y V. Salas (1989), "La eficacia de los estímulos fiscales a la inversión en España", *Moneda y Crédito*, 188, 105-165.
- Fazzari, S., R. Hubbard y B. Petersen (1988), "Financing constraints and corporate investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 141-206.
- Fischer, S. (1983), "A note on investment and lagged Q", mecanografiado, Massachusetts Institute of Technology.
- Giner, E. (1991), "Inversión y ratio Q de Tobin: estudio empírico con datos empresariales españoles", Tesis doctoral en curso, Universidad de Zaragoza.
- González-Páramo, J.M. (1991), "Imposición personal e incentivos fiscales al ahorro en España", mecanografiado, Banco de España.
- Griliches, Z. y J. Hausman (1986), "Errors in variables in panel data", *Journal of Econometrics*, 31, 93-118.
- Hayashi, F. (1982), "Tobin's marginal  $q$  and average  $q$ : A neoclassical

interpretation", *Econometrica*, 50, 1, 213-224.

Hayashi, F. y T. Inoue (1987), "Implementing the  $q$  theory of investment in micro data: Japanese manufacturing 1977-1985", mecanografiado, Universidad de Osaka.

Hayashi, F. y T. Inoue (1991), "The relation between firm growth and  $q$  with multiple capital goods: theory and evidence from panel data on Japanese firms", *Econometrica*, 59, 731-753.

Hernando, I. y J. Vallés (1991), "Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas", Documento de trabajo 9113, Banco de España. (De próxima aparición en *Moneda y Crédito*, 195, 1992).

Hoshi, T. y A. Kashyap (1989), "Evidence on  $q$  and investment for Japanese Firms", mecanografiado, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Hulten, C. y F. Wykoff (1981), "The measurement of economic depreciation", en C. Hulten (comp.), *Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital*, Urban Institute.

Lindenberg, E.B. y S.A. Ross (1981), "Tobin's  $q$  ratio and Industrial Organization", *Journal of Business*, 54, 1-32.

Martín, A. y L. Moreno (1991), "Medidas del stock de capital a partir de datos contables", Fundación Empresa Pública, Programa de Investigaciones Económicas, Documento de trabajo 9103.

Mato, G. (1989), "Inversión, coste de capital y estructura financiera: un estudio empírico", *Moneda y Crédito*, 188, 177-201.

Rubio, G. (1991), "The stock market in Spain: performance, structure, and the behavior of asset prices", mecanografiado, Universidad del País Vasco.

Schaller, H. (1990), "A re-examination of the  $q$  theory of investment using U.S. firm data", *Journal of Applied Econometrics*, 5, 309-325.

Schiantarelli, F. y D. Georgoutsos (1990), "Monopolistic competition and the  $q$  theory of investment", *European Economic Review*, 34, 1061-1078.

Tobin, J. (1969), "A General equilibrium approach to monetary theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, 15-29.

Wildasin, D. (1984), "The  $q$  theory of investment with many capital goods", *American Economic Review*, 74, 203-210.

## DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 8801 **Agustín Maravall:** Two papers on ARIMA signal extraction.
- 8802 **Juan José Camio y José Rodríguez de Pablo:** El consumo de Alimentos no elaborados en España: Análisis de la información de MERCASA.
- 8803 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations in Time Series and the «DUAL» Autocorrelation Function.
- 8804 **José Viñals:** El Sistema Monetario Europeo. España y la política macroeconómica. (Publicada una versión en inglés con el mismo número.)
- 8805 **Antoni Espasa:** Métodos cuantitativos y análisis de la coyuntura económica.
- 8806 **Antoni Espasa:** El perfil de crecimiento de un fenómeno económico.
- 8807 **Pablo Martín Aceña:** Una estimación de los principales agregados monetarios en España: 1940-1962.
- 8808 **Rafael Repullo:** Los efectos económicos de los coeficientes bancarios: un análisis teórico.
- 8901 **M<sup>ra</sup> de los Llanos Matea Rosa:** Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos.
- 8902 **Juan J. Dolado:** Cointegración: una panorámica.
- 8903 **Agustín Maravall:** La extracción de señales y el análisis de coyuntura.
- 8904 **E. Morales, A. Espasa y M. L. Rojo:** Métodos cuantitativos para el análisis de la actividad industrial española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9001 **Jesús Albarracín y Concha Artola:** El crecimiento de los salarios y el deslizamiento salarial en el período 1981 a 1988.
- 9002 **Antoni Espasa, Rosa Gómez-Churruga y Javier Jareño:** Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española.
- 9003 **Antoni Espasa:** Metodología para realizar el análisis de la coyuntura de un fenómeno económico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9004 **Paloma Gómez Pastor y José Luis Pellicer Miret:** Información y documentación de las Comunidades Europeas.
- 9005 **Juan J. Dolado, Tim Jenkinson and Simon Sosvilla-Rivero:** Cointegration and unit roots: A survey.
- 9006 **Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Mismatch and Internal Migration in Spain, 1962-1986.
- 9007 **Juan J. Dolado, John W. Galbraith and Anindya Banerjee:** Estimating euler equations with integrated series.
- 9008 **Antoni Espasa y Daniel Peña:** Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9009 **Juan J. Dolado and José Viñals:** Macroeconomic policy, external targets and constraints: the case of Spain.
- 9010 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and John W. Galbraith:** Recursive and sequential tests for unit roots and structural breaks in long annual GNP series.
- 9011 **Pedro Martínez Méndez:** Nuevos datos sobre la evolución de la peseta entre 1900 y 1936. Información complementaria.
- 9101 **Javier Valles:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
- 9102 **Javier Valles:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.



- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9108 **Fernando C. Ballabriga:** Instrumentación de la metodología VAR.
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José M<sup>º</sup> Roldán:** Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9111 **José Luis Escrivá y Román Santos:** Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9112 **Carlos Chuliá:** El crédito interempresarial. Una manifestación de la desintermediación financiera.
- 9113 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas.
- 9114 **Miguel Sebastián:** Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del período 1989-91 y perspectivas a medio plazo.
- 9115 **Pedro Martínez Méndez:** Intereses y resultados en pesetas constantes.
- 9116 **Ana R. de Lamo y Juan J. Dolado:** Un modelo del mercado de trabajo y la restricción de oferta en la economía española.
- 9117 **Juan Luis Vega:** Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero (1964-1990).
- 9118 **Javier Jareño y Juan Carlos Delrieu:** La circulación fiduciaria en España: distorsiones en su evolución.
- 9119 **Juan Ayuso Huertas:** Intervenciones esterilizadas en el mercado de la peseta: 1978-1991.
- 9120 **Juan Ayuso, Juan J. Dolado y Simón Sosvilla-Rivero:** Eficiencia en el mercado a plazo de la peseta.
- 9121 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Issues on Fiscal Policy in Spain.
- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas.

---

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1988 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

**Información:** Banco de España  
 Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión  
 Teléfono: 338 51 80  
 Alcalá, 50. 28014 Madrid