

LA DEMANDA DE INVERSIÓN EN LA
INDUSTRIA ESPAÑOLA: 1932-1964

Luis Servén
Documento 86-06

Version preliminar

1. Introducción

Durante los últimos años se ha producido en España una sustancial recuperación de los excedentes empresariales, que ha ido acompañada por una notable variación en la posición financiera de las empresas, más que por un incremento paralelo en su inversión real. Más concretamente, y como se discute en otro lugar¹, el sector empresarial parece haber destinado el aumento de sus recursos generados hacia la reducción de pasivos financieros antes que a la expansión de su capacidad productiva.

En este trabajo intentamos hallar una explicación para estos hechos, y completar a la vez otros estudios recientes² sobre la demanda de inversión en capital productivo fijo. Utilizamos para ello los datos recogidos por la Central de Balances del Banco de España a lo largo de los últimos tres años. El uso combinado de datos transversales y temporales ("panel data") tiene dos ventajas importantes. En primer lugar, permite contrastar la validez de los resultados obtenidos en estudios que utilizan datos de sección cruzada correspondientes a un único periodo. En segundo lugar, hace posible identificar el efecto de variables que presentan poco movimiento de tipo transversal en la muestra. Intentaremos así hallar los determinantes de la inversión privada en capital fijo, y en particular, aislar los efectos sobre esta de las condiciones financieras en que se desenvuelven las empresas.

2. La inversión en capital fijo

Los análisis teóricos de las decisiones de inversión en capital fijo hacen depender ésta de dos tipos fundamentales de variables: (i) variables que miden los precios relativos de los factores productivos y/o la rentabilidad de las empresas, y (ii) variables que reflejan la existencia de racionamiento en algunos de los mercados -de bienes o de capitales- a que acuden las empresas.

En este trabajo adoptamos una modelización muy simple de las decisiones de inversión. Suponemos que estas vienen gobernadas por la rentabilidad de las empresas, por las expectativas de demanda, y por el coste de uso de capital. No intentaremos aquí ofrecer una justificación rigurosa de esta especificación, que puede hallarse en otro lugar², y nos limitaremos a comentarla brevemente.

Las condiciones de rentabilidad de las empresas deberían ejercer una influencia positiva sobre la demanda de inversión, no sólo por la razón obvia de que rentabilidades más elevadas hacen los proyectos de inversión más atractivos, sino también porque permiten un mayor grado de autofinanciación a las empresas que puede resultar de gran importancia cuando los mercados financieros son imperfectos.

La inversión debería también variar positivamente con las expectativas de ventas, en la medida en que las empresas se hallen racionadas en los mercados de bienes y no puedan vender en los mismos toda la producción que deseen. Adoptar-

temos el supuesto -un tanto drástico- de que todas las empresas se hallan racionadas en el mercado de bienes, de modo que sus ventas vienen determinadas por el lado de la demanda. Rentabilidad y nivel de ventas exógenamente determinados son los elementos básicos del "modelo del acelerador" que ha sido ampliamente utilizado en estudios de la demanda de inversión. Finalmente, el coste de uso del capital -habitualmente definido como el tipo de interés real- representa el coste oportunidad de los fondos invertibles, y debiera ejercer un impacto negativo sobre la inversión.

Sin embargo, vale la pena señalar que si los mercados financieros no son perfectos el coste (marginal) de uso del capital no vendrá en general dado por el tipo de interés real de mercado. Intentaremos reflejar esta cuestión suponiendo que el coste marginal de los fondos invertibles depende del nivel de endeudamiento de las empresas. Ello equivale a suponer que éstas deben pagar una prima de riesgo cuya magnitud varía (en principio, positivamente) con su grado de solvencia, o, alternativamente, que las empresas más endeudadas tienen mayores probabilidades de verse sometidas a restricciones de crédito.

La búsqueda de una especificación correcta de la ecuación de inversión incluyó en un principio la consideración de otras variables que recogieran la posible existencia de racionamiento cuantitativo en los mercados de crédito. Dado que éstas nunca resultaron significativas, fueron excluidas de la especificación final, que sólo incluye la tasa de crecimiento de las ventas en términos reales, las tasas de beneficio corriente y pasada, el tipo de interés real y el nivel de endeudamiento del período anterior.

3. Resultados

3.1. Datos y definición de las variables

La muestra de que partimos está formada por las empresas industriales (excluida la construcción) del sector privado que han respondido a los tres cuestionarios realizados por la Central de Balances del Banco de España hasta la fecha. Contamos con datos correspondientes a 724 empresas y tres años⁴.

La variable dependiente se define como la inversión en inmovilizado material del periodo (obtenida del "Estado de origen y aplicación de fondos" de la Central de Balances) dividida por el stock de inmovilizado material neto al principio del periodo (obtenido del "Estado de equilibrio financiero"), ambos deflactados por el índice de precios de los bienes de inversión de la Contabilidad Nacional.

La definición de la tasa de crecimiento de las ventas en términos reales resulta algo más problemática. Dado que carecemos de índices de precios suficientemente desagregados, no nos queda otra alternativa que deflactar las ventas en términos nominales con los índices de precios industriales del INE, como ya se hiciera en trabajos anteriores.

La definición del tipo de interés real, que viene dado por la diferencia entre el tipo de interés nominal (común para todas las empresas) y la tasa de crecimiento del precio del output, plantea un problema similar que resolvemos de

identica forma. Advuéntase que, debido nuevamente a la falta de índices de precios apropiados, sólo contamos con 16 observaciones diferentes del tipo de interés real en cada período. Como tipo de interés nominal tomamos el correspondiente a los créditos concedidos por la banca.

La tasa de beneficio se define como el cociente entre el resultado económico bruto y el valor del stock de inmovilizado material neto al principio del período. La tasa de endeudamiento de la empresa es el volumen de créditos dividido por el pasivo total, ambos al principio del período.

Finalmente, observese que el modelo se refiere al tipo de interés real esperado, lo cual exige formular alguna hipótesis acerca de la formación de las expectativas de inflación. Adoptamos el supuesto simplificador de que éstas se construyen de forma autorregresiva. Aunque inicialmente incluimos hasta tres desfases de las tasas de inflación sectorial, las dos últimas nunca resultaron significativas, por lo que en la especificación final la inflación esperada viene dada simplemente por su valor en el período precedente.

Como ya se ha indicado, la especificación inicial del modelo incluyó también una tendencia temporal, variables financieras (la tasa de crecimiento de los créditos recibidos por la empresa y de las aportaciones patrimoniales) que intentaban captar el efecto de posibles restricciones de liquidez, y dummies sectoriales. Ninguna de estas variables resultó significativa, por lo que fueron eliminadas de la especificación final.

3.2. Resultados de la estimación

El procedimiento utilizado para estimar la ecuación (1) merece algunos comentarios. Para no extendernos demasiado, relegamos los aspectos técnicos al Apéndice y sólo discutiremos aquí algunas cuestiones básicas.

La ecuación estimada es de la forma

$$\begin{aligned} \text{DCAP}_{i,t} = & a_0 + a_1 \text{DVTAS}_{i,t} + a_2 \text{TB}_{i,t} + a_3 \text{TE}_{i,t-1} \\ & + a_4 \text{RR}_{i,t} + a_5 \text{TEND}_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

donde

DCAP = tasa de crecimiento del inmovilizado material en términos reales

DVTAS = tasa de crecimiento de las ventas, en términos reales

TB = tasa de beneficio

RR = tipo de interés real

TEND = tasa de endeudamiento

y adaptamos la especificación econométrica del "modelo de componentes del error", definiendo

$$\epsilon_{i,t} = \alpha_i + \eta_{i,t}$$

donde α_i es un error específico de cada empresa e $\eta_{i,t}$ es el error común a todas las empresas. Partimos del supuesto de que los errores $\epsilon_{i,t}$ correspondientes a distintas empresas no están correlacionados, y tampoco los $\eta_{i,t}$ correspondientes a distintos periodos.

Como es sabido, los datos de panel pueden ser manipulados de diversas formas que conducen a estimadores alternativos. Cuando entre estos últimos aparecen diferencias significativas, es posible calcular tests de especificación (Hausman (1978), Hausman y Taylor (1981), Griliches y Hausman (1984)), para contrastar la validez de la modelización utilizada.

Bajo la hipótesis de que el error η_{it} no está correlacionado con las variables independientes de la ecuación (1), la distinción fundamental entre los diversos estimadores se basa en las propiedades del término ϵ_{it} . Si éste tampoco está correlacionado con las variables independientes, entonces el método de estimación más eficiente es el de mínimos cuadrados generalizados (GLS). En caso contrario, GLS proporciona un estimador inconsistente y, por el contrario, el estimador "intra grupos" (o de efectos fijos) es consistente.

En el Cuadro I presentamos los resultados de ambos procedimientos de estimación. La primera columna corresponde a la especificación de efectos fijos y la segunda a la de efectos aleatorios (GLS). Los resultados de ambas estimaciones son cualitativamente similares. Se observa un efecto positivo aunque bastante reducido del ritmo de expansión de las ventas, así como de la tasa de beneficio después de un desfase de un año. La tasa de endeudamiento y el tipo de interés real ejercen, por el contrario, una influencia negativa sobre la demanda de inversión.

Hay que resaltar, sin embargo, que ambos procedimientos de estimación asignan un efecto negativo a la tasa de benefi-

Cuadro I

	<u>Intra-grupos</u>	<u>GLS</u>
Constante	~	.040 (.003)
DVTAS	.115 (.018)	.128 (.015)
TB	-.086 (.015)	-.073 (.012)
TB _i	.146 (.017)	.169 (.013)
RR	-.082 (.043)	-.112 (.045)
TEND	.028 (.012)	.025 (.011)
S.E.E.	.0963	.0856

$X^2(5) = 20.94$

el modelo posee tres instrumentos internos, dados por la variación intra-grupos del ritmo de crecimiento de las ventas, la tasa de endeudamiento, y el tipo de interés real. Dada la escasez de observaciones temporales disponibles, como instrumentos externos solo podemos añadir dos desfases del tipo de interés real, así como variables ficticias sectoriales y temporales. Por el contrario, la especificación intra-grupos no ofrece en principio instrumentos internos, pero tampoco requiere el tratamiento de la tasa de beneficio desfasada como variable endógena a menos que $\pi_{i,t}$ esté autocorrelacionado.

Los resultados de la estimación aparecen en el Cuadro II. En ambas especificaciones, el coeficiente de la tasa de beneficio corriente se hace prácticamente nulo. Por tanto, presentamos también la versión restringida del modelo basada en la hipótesis de que la tasa de beneficio corriente no afecta a las decisiones de inversión, que no resulta rechazada.

Vale la pena señalar que los resultados del Cuadro II son muy similares a los obtenidos por Sebastián y Ley (1985) por lo que respecta al efecto acelerador de las ventas y la tasa de beneficio. En particular, ambos métodos de estimación coinciden en atribuir un efecto muy reducido al ritmo de crecimiento de la demanda sobre las decisiones de inversión.

Una explicación posible para este resultado es que las empresas toman sus decisiones de inversión de acuerdo con el ritmo esperado de crecimiento de la demanda a medio plazo, mientras que en la ecuación (1) estamos introduciendo la tasa de crecimiento de las ventas efectivamente observada

ciu corriente, un problema frecuente en la estimación del modelo del acelerador de la inversión (Eisner, (1978)) que debe atribuirse a un posible sesgo de simultaneidad - en la medida en que las decisiones de inversión de las empresas afecten negativamente a su rentabilidad en el mismo periodo. Así pues, el coeficiente de la tasa de beneficio corriente está con toda probabilidad sesgado a la baja.

La última línea del Cuadro 1 recoge el valor del estadístico X^2 correspondiente al test de Hausman, basado en la comparación de los dos estimadores presentados en el cuadro. Bajo la hipótesis de que el modelo está correctamente especificado, los resultados de ambos métodos de estimación no deberían presentar diferencias estadísticamente significativas.

El valor del estadístico con 5 grados de libertad es de 20.94, con lo que la hipótesis se puede rechazar incluso al 1% de significación.

A la vista de este resultado, procedemos a respecificar el modelo teniendo en cuenta la posible correlación de la tasa de beneficio con el término de error. Calculamos de nuevo los estimadores intra-grupos y GLS (este último según el procedimiento descrito en el Apéndice) mediante variables instrumentales. Adviértase que bajo los supuestos adoptados, y aun cuando la perturbación η_{it} no presente autocorrelación, la tasa de beneficio desfasada estará también correlacionada con la perturbación en la especificación GLS del modelo, debido a la presencia del término de error específico α_i . Así pues, en esta última hay que instrumentar dos variables (las tasas de beneficio corriente y desfasada), mientras que

Cuadro II

Estimación por variables instrumentales

	<u>Intra-grupos^a</u>		<u>GLS^b</u>	
Constante			.057	.033
			(.012)	(.003)
DVTAS	.074	.082	.123	.093
	(.034)	(.021)	(.040)	(.014)
TB	.020		-.039	
	(.080)		(.170)	
TB ₋₁	.122	.126	.162	.129
	(.024)	(.020)	(.095)	(.011)
RR	-.056	-.060	-.120	-.083
	(.035)	(.034)	(.059)	(.040)
TEND	-.040	.039	-.028	-.030
	(.018)	(.017)	(.013)	(.011)
S.E.E.	.0981	.0981	.0862	.0863

Notas: a - TB tratado como variable correlacionada con el error.

b - TB y TB₋₁ tratados como variables correlacionadas con el error.

en el período. Si suponemos que el ritmo esperado de crecimiento de las ventas se diferencia del actual en un término de error aleatorio, nos hallamos en una situación típica de "errores en las variables" que en general produce un sesgo a la baja en el coeficiente estimado de la variable observada con error.

Teniendo en cuenta estas consideraciones, eliminamos el ritmo de crecimiento de las ventas de la lista de variables no correlacionadas con el término de error² y reestimamos el modelo por variables instrumentales y mínimos cuadrados generalizados. Los resultados aparecen en el Cuadro III.

Como cabía esperar, el efecto de la tasa de crecimiento de las ventas asciende de forma notable. Sin embargo, existe una importante pérdida de precisión, y la mayoría de los coeficientes se hallan al borde de la insignificancia. En particular, los coeficientes de las tasas de beneficio corriente y desfasada presentan una correlación muy elevada. Para ganar precisión, podemos imponer dos restricciones que no resultan rechazadas, y que equivalen a condensar las dos tasas de beneficio y el tipo de interés real en una única variable que representa el diferencial entre la tasa media de beneficio y el tipo de interés real. La versión restringida del modelo aparece en la segunda columna. Parece confirmarse el ahora importante efecto de la demanda esperada, así como del diferencial de rentabilidad³.

Concluimos este apartado con un breve resumen de los resultados. La demanda de inversión se ve afectada positivamente por la tasa de beneficio y el ritmo de crecimiento de las ventas, lo que confirma los resultados obtenidos en estudios de sección cruzada (Sebastián y Ley (1985)) y de

Cuadro III

Estimacion por OLS/variables instrumentales ^a

Contente	.012 (.025)	.018 (.017)
DVTAS	.443 (.228)	.359 (.177)
TB	.127 (.124)	
TB ₋₁	.152 (.111)	
RR	-.416 (.214)	
(TB+TB ₋₁)/2 - RR		-.231 (.097)
TEND	-.053 (.025)	-.046 (.020)
S.E.E.	.1075	.1077

Notas: a - DVTAS, TB y TB₋₁ tratadas como variables correlacionadas con el error.

series temporales (Mauléon (1985)). El tipo de interés real y el nivel de endeudamiento de las empresas ejercen una influencia negativa sobre el ritmo de inversión. Este último resultado puede ser consistente con la idea de que las empresas se enfrentan a una curva de oferta de recursos financieros con pendiente positiva. En particular, la hipótesis de que la tasa (media) de beneficio y el tipo de interés real aparecen con el mismo coeficiente (y signos opuestos) no puede ser rechazada en la especificación del Cuadro III.

Cabría, pues, interpretar que la variable precio relevante para las decisiones de inversión es el diferencial entre la tasa de beneficio y el tipo de interés real, que representaría el rendimiento esperado de los activos reales y financieros de las empresas respectivamente.

No obstante, estas conclusiones han de tomarse con ciertas reservas. En primer lugar, la especificación final de estima con poca precisión, y bajo la hipótesis mantenida de que la tasa de endeudamiento y el tipo de interés real son instrumentos válidos.

En segundo lugar, el efecto de la tasa de beneficio puede muy bien reflejar problemas de liquidez, en la medida en que los proyectos de inversión se financian mediante beneficios retenidos. Mas en general, habría que investigar otras especificaciones alternativas de la demanda de inversión en que se reconociera explícitamente la posibilidad de que las diferentes empresas tomen sus decisiones de inversión sometidas a diferentes regímenes de racionamiento en los mercados financieros y/o en los mercados de bienes, pudiendo alterarse el régimen en vigor de un período a otro. Este

enfoque, sin embargo, sólo se puede formalizar mediante un modelo de desequilibrio cuya construcción y estimación dejamos para una futura investigación.

Conclusiones

En este trabajo hemos utilizado datos de panel para analizar las decisiones de inversión de capital fijo de las empresas. Los resultados parecen, en líneas generales, satisfactorios y son cualitativamente similares a los obtenidos en otros estudios referidos a España y a otros países.

Los resultados indican que la inversión de las empresas industriales se ve fuertemente afectada por el ritmo de la demanda y por la tasa de beneficio. Resulta así mismo interesante el hallazgo de un efecto significativo de las condiciones financieras de las empresas: tanto los niveles de endeudamiento como los tipos de intereses reales parecen influir negativamente en la inversión.

Estos resultados se prestan a varias posibles interpretaciones. Señalamos aquí dos de ellas: en primer lugar, las empresas se enfrentan a una curva de oferta de financiación creciente, sea porque el coste de los créditos recibidos aumenta con el volumen de endeudamiento o porque los propietarios/accionistas de las empresas exigen un tipo de rendimiento más elevado sobre los proyectos de inversión a medida que asciende el nivel de endeudamiento (y con él el riesgo de quiebra). Alternativamente, las empresas pueden comportarse como inversores que diversifican entre activos, de modo que su inversión real vendría gobernada por la diferencia entre los tipos de rendimiento esperados de los activos reales y financieros (la tasa de beneficio y el tipo de

interés real respectivamente), pudiendo representar la tasa de endeudamiento un elemento adicional de riesgo con que las empresas descuentan la rentabilidad de sus proyectos de inversión en capital productivo.

Sin embargo para avanzar en el conocimiento de estas cuestiones es preciso estudiar de forma simultánea las decisiones de inversión real y financiera de las empresas, tema que esperamos abordar en el futuro.

APENDICE

El modelo de componentes del error

Partimos del modelo

$$(A1) \quad y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \eta_{it} \quad i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T$$

donde se supone que $y_{it} \sim iid(0, \sigma^2 \eta)$, $\alpha_i \sim iid(0, \sigma^2 \alpha)$, $E[y_{it}/X_{it}] = 0$ y las α_i reflejan los efectos individuales no observados. Las dos especificaciones más frecuentes se basan en las propiedades de α_i . Si $E(\alpha_i/X_{it}) = 0$, es posible obtener un estimador consistente de β adoptando un enfoque condicional sobre los valores realizados de α_i en la muestra (Mundlak, (1978)). Aquel se puede calcular definiendo las matrices idempotentes

$$P = I_N \cdot 1/T \cdot 1 \cdot 1'$$

$$Q = I_{NT} - P$$

donde 1 es un vector de unos de orden $T \times 1$.

Si los datos están agrupados por individuos, la matriz P transforma un vector de observaciones en un vector de medias individuales, y la matriz Q lo transforma en un vector de desviaciones con respecto a las medias. Obsérvese que Q es por construcción ortogonal a cualquier variable que adopte valores constantes a lo largo del tiempo. Premultiplicando por Q en (A1) tenemos

$$Qy_{it} = Qx_{it}\beta + Q\alpha_i + Q\eta_{it}$$

donde $Qx_i = 0$. Definiendo $y^*_{i,t} \equiv Qy_{i,t}$, $x^*_{i,t} \equiv Qx_{i,t}$, $\eta^*_{i,t} \equiv Q\eta_{i,t}$, tenemos

$$(A.2) \quad y^*_{i,t} = x^*_{i,t}\beta + \eta^*_{i,t}$$

Aplicando mínimos cuadrados a (A.2) se obtiene un estimador consistente de β , denominado "estimador intra-grupos" porque solamente hace uso de la variación de las variables dentro de cada grupo i . El estimador intra-grupos es por tanto ineficiente a menos que todas las variables x se hallen correlacionadas con el término de error x_i , en cuyo caso se convierte en el estimador de Gauss-Markov (Mundlak (1978)).

El estimador alternativo es el de mínimos cuadrados generalizados (GLS) que se puede expresar como combinación lineal de los estimadores intra-grupos e inter-grupos. Este último resulta de premultiplicar el modelo (A1) por la matriz P y aplicar mínimos cuadrados ordinarios. Bajo el supuesto de que $E(\epsilon_i/x_{i,t}) = 0$, el estimador GLS es Gauss-Markov para la ecuación (A1).

La hipótesis nula de que $E(\epsilon_i/x_{i,t}) = 0$ se puede contrastar mediante un simple test de especificación. Llamando $\hat{\beta}_i$ al estimador intra-grupos y $\hat{\beta}_{GLS}$ al de mínimos cuadrados generalizados, tenemos que en un modelo con k regresores (excluidos los que no varían en el tiempo)

$$[\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_i]' [Cov(\hat{\beta}_i) - Cov(\hat{\beta}_{GLS})]^{-1} [\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_i] \sim \chi^2_k$$

como demuestra Hausman (1981). Un test idéntico se obtiene comparando los estimadores inter- e intra-grupos (Hausman y Taylor (1981)). Adviértase que, en principio, el test debe rechazar la hipótesis nula si efectivamente $E(\epsilon_i/x_{i,t}) \neq 0$,

pero también en el caso más general en que exista un error de especificación que introduce inconsistencias distintas en ambos estimadores. Esto podría ocurrir en un contexto de errores en las variables o endogeneidad de las X_i (Griliches y Hausman, (1984)). La especificación original (A1) puede ser todavía estimada si se cuenta con instrumentos apropiados. Las columnas de X que se sospechan correlacionadas con ϵ , pero no por el error de medida, se pueden instrumentar con su variación intra-grupos como se hace efectivamente al calcular el estimador intra-grupos. Para las variables que se suponen alteradas con error se pueden utilizar instrumentos externos al modelo (si estos existen), la variación intra-grupos de otras variables no correlacionadas con el término de error. El procedimiento propuesto por Griliches y Hausman de usar en las diferencias sucesivas de las propias variables sujetas a error. En último y esencial un único problema práctico al aplicar el método de la muestra es que cuando y/o algunos regresores presentan autocorrelación de tipo transversal. Cualesquiera que sean los instrumentos utilizados, el estimador eficiente se calcula en dos etapas. En la primera se obtiene una estimación consistente de la matriz de covarianza del error. Bajo los supuestos iniciales, y si el error de medida no presenta correlación transversal, entonces la matriz es diagonal por bloques. En el texto se han calculado los estimadores propuestos por Wallace y Hussain (1969) a partir de los residuos de la estimación preliminar de (A1) por variables instrumentales.

En la segunda etapa se construye la matriz Ω^{-1} , definida como

$$\Omega^{-1} = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \eta \\ \sigma^2 & \eta \\ \sigma^2 + T\sigma^2 & \alpha \\ \eta & \alpha \end{bmatrix}^{-1} \quad P = Q$$

y se premultiplica el modelo (A1) por $P_1 \Omega^{-1/2}$, donde P_1 es la matriz de proyección ortogonal sobre el espacio de las columnas de los instrumentos Z , es decir

$$P_1 = Z (Z'Z)^{-1} Z'$$

Nótese que al premultiplicar el modelo (A1) por $\Omega^{-1/2}$, la matriz de covarianza de la perturbación $\Omega^{-1/2} \epsilon_{it}$ es diagonal (Hausman, (1978)). La especificación final es de la forma

$$(A3) \quad P_1 \Omega^{-1/2} y_{it} = P_1 \Omega^{-1/2} X_{it} \beta + P_1 \Omega^{-1/2} \alpha_{it} + P_1 \Omega^{-1/2} \eta_{it}$$

Aplicando mínimos cuadrados en (A3) se obtiene el estimador eficiente de β . Las posibles discrepancias entre este y el estimador (ineficiente) de la primera etapa pueden utilizarse para construir tests de especificación (White, (1982)); en nuestro caso los resultados de ambas etapas fueron siempre muy similares. Asimismo, la validez de los instrumentos utilizados en (A3) se pueden contrastar mediante la comparación de los distintos estimadores β obtenidos al reducir el conjunto de variables instrumentales (Griliches y Hausman (1984)).

Notas

1. Este tema se analiza en Sebastián (1986).
2. Véase por ejemplo los trabajos de Mauleón (1985) y Sebastián y Ley (1985).
3. Una derivación rigurosa del modelo puede hallarse en Hallinvaud (1983). véase también Artus y Muet (1984).
4. El hecho de que los datos de la Central de Balances no son objeto de ningún tratamiento estadístico, unido al empleo por nuestra parte de un procedimiento de estimación iterativo que hace repetido uso de una aproximación de la matriz de covarianzas de los errores, convierte a los outliers en un auténtico problema desde el punto de vista práctico. Para solventar la cuestión, recurrimos a un rudimentario análisis preliminar de las variables de interés, descartando aquellas observaciones que presentan "anomalías" en alguna de las variables. Para formalizar mínimamente este proceso esencialmente arbitrario se recurrió a un plot propuesto por Tuckey (1978) orientado a aislar aquellas observaciones que se hallan muy lejos (usando como criterio los estadísticos de orden) del conjunto de la muestra. Este procedimiento condujo a la eliminación de 53 empresas (entre las que, por ejemplo, se encontraban muchas en situación de quiebra técnica, con una tasa de endeudamiento mayor que 1). Cabe señalar que todas estas observaciones

habrían resultado sobradamente significativas si se hubiera aplicado a las variables originales la técnica de la desviación absoluta máxima estudentizada, incluso con un nivel de significación del 1%. Así mismo, una regresión preliminar con todas las observaciones incluidas, en la que se analizaron los residuos mediante esta última técnica llevó también a la eliminación de 37 de las mismas.

5. Un procedimiento alternativo de estimación sería el de Griliches y Hausman: bajo supuestos específicos sobre la correlación temporal del error de medida, es posible utilizar como instrumento las diferencias sucesivas de la variable sujeta a error. El procedimiento empleado en el texto producirá estimadores consistentes (pero no eficientes) aunque el error de medida está autocorrelacionado.
6. Los resultados obtenidos aplicando el método de Griliches y Hausman (1984) bajo el supuesto de que el error de medida no está autocorrelacionado no son muy distintos de los del Cuadro III. Eliminando las observaciones del año intermedio, y utilizando como instrumentos adicionales las diferencias de las variables sujetas a error, obtenemos:

	<u>Coefficiente</u>	<u>S.E.</u>
Constante	.05	(.03)
DVTAS	.29	(.11)
TB	.1	(.15)
TB ₋₁	.22	(.10)

RREAL	- .21	(.16)
TEND	- .03	(.01)

La pérdida de precisión es sin embargo mayor debido a la eliminación de un tercio de las observaciones iniciales.

BIBLIOGRAFIA

Arlus, P. y Muel, P.A (1984): "Un panorama des developpements récents de l'économétrie de l'investissement", Revue économique 35.

Eisner, R. (1978): Factors in bussiness investment, Ballinger, Cambridge, Mass.

Griliches, Z., y Hausman, J. (1984): "Errors in variables in panel data", NBER Technical Working Paper núm. 37.

Hausman, J. (1978): "Specification tests in econometrics", Econometrica 46.

Hausman, J. y W. Taylor (1981): "Panel Data and unobservable individual effects", Econometrica 49.

Maignesse, J. y B. Dormont (1985): "Labor and investment demand at the firm level", NBER Working Paper núm. 1554.

Malinvaud, E. (1983): Essays sur la Theorie du chômage, Calamann - Lévy, Paris.

Mauleón I. (1985): "La inversión en bienes de equipo", Documento de trabajo 8515, Banco de España.

Mundlak, Y. (1978): "On the pooling of Cross Section and Time Series Data", Econometrica 46.

Sebastián, C. (1986): "Algunos aspectos del comporta-

miento de la empresa privada en 1983-84", Documento 86/05, FEDEA.

Sebastian, C., y Ley, E. (1985): "Una aproximación econométrica al comportamiento de la empresa industrial española en 1983", Documento 85/02, FEDEA.

Wallace, T. y Hussain, A. (1969): "The use of error components models in combining cross section with time series data", Econometrica 37.

White, H., (1980): "Instrumental variables regression with independent observations", Econometrica 50.