

LA INVERSION EXTRANJERA DIRECTA EN ESPAÑA,
1961-88: UN ANALISIS EMPIRICO DE SUS
DETERMINANTES MACROECONOMICOS^(*)

Oscar Bajo Rubio^(**)
Simón Sosvilla Rivero^(***)

SGPE-D-91005

Septiembre, 1991

(*) Este trabajo, preparado para el IV Simposio de Moneda y Crédito, es una versión resumida de otro anterior de los autores (Bajo Rubio y Sosvilla Rivero, 1991), que contiene un análisis más detallado de la metodología econométrica utilizada. Los autores agradecen a S. Bentolila, J. Dolado y C. Molinas sus valiosos comentarios. Las opiniones expresadas son las de los autores, con las que no tiene por qué coincidir, necesariamente, la Dirección General de Planificación.

(**) UNED e Instituto de Estudios Fiscales

(***) U. Complutense y M. de Economía y Hacienda

RESUMEN

En este trabajo contrastamos empíricamente una serie de hipótesis propuestas en la literatura sobre los determinantes de la inversión extranjera directa (IED), en un intento de explicar los ingresos agregados por IED recibidos por la economía española durante el período 1961-1988. Para ello utilizamos algunos desarrollos econométricos recientes basados en el análisis de cointegración. Nuestros resultados tienden a apoyar la opinión de que los inversores extranjeros en España están más interesados en un mercado interno en expansión, así como en las expectativas favorables de estabilidad macroeconómica asociadas con la integración de España en la CEE, que en los menores costes laborales relativos españoles.

ABSTRACT

We test in this paper several hypotheses put forward in the literature on the determinants of foreign direct investment (FDI), in an attempt to explain the aggregate FDI inflows received by the Spanish economy during the 1961-1988 period. Some recently developed econometric techniques, based on cointegration analysis, are used in the empirical application. Our results tend to support the view that foreign investors in Spain are concerned with a growing domestic market, in addition to the favourable prospects of macroeconomic stability associated with the Spanish integration into the EEC, rather than with Spanish lower relative labour costs.

1. INTRODUCCION

La inversión extranjera directa (IED en adelante) ha desempeñado un papel crucial en el intenso proceso de transformación de la economía española ocurrido en los últimos treinta años. Como es sabido (véase, por ejemplo, Requeijo (1989)), a partir de las medidas liberalizadoras introducidas por el Plan de Estabilización de 1959, se registraron unas entradas crecientes de capital extranjero que permitieron a la economía española pasar de una situación hasta entonces caracterizada por un atraso relativo y un casi total aislamiento, a otra de una mayor integración en los mercados mundiales. Por otra parte, la incorporación de España a la Comunidad Económica Europea (CEE) el 1 de enero de 1986 ha significado un nuevo impulso para la IED, reflejando las perspectivas favorables para la economía española asociadas con la creación del mercado único europeo prevista para 1993¹.

Los cuadros 1 a 4 ofrecen una aproximación acerca de la importancia cuantitativa de la IED en la economía española. Con el fin de simplificar la presentación, hemos dividido el período de estudio en varios subperíodos caracterizados por un comportamiento relativamente homogéneo de la economía: la década de los sesenta (1961-70), los años de intenso crecimiento a comienzos de los setenta (1971-73), la primera parte de la crisis económica coincidente con la transición a la democracia (1974-77), la segunda parte de la crisis (1978-85) y los años de la recuperación, que se corresponden también con el período de integración en la CEE (1986-88).

El Cuadro 1 presenta las cifras globales de inversión extranjera bruta durante el período 1962-90 y los subperíodos considerados, así como su distribución por modalidades. Como puede apreciarse, la IED ha constituido tradicionalmente el componente dominante de los ingresos brutos por inversiones extranjeras, con porcentajes cercanos al 50%, si bien en los últimos años su peso relativo ha descendido en

¹ Véase Torres (1989) para una evaluación de las tendencias de la IED desde la entrada de España en la CEE.

CUADRO 1
LA INVERSIÓN EXTRANJERA EN ESPAÑA Y SUS COMPONENTES, 1962-90
(Inversión bruta, millones de pesetas)

	Inversión extranjera total	Inversión extranjera directa	Porcentaje s/total	Inversión extranjera en cartera	Porcentaje s/total	Inversión extranjera en inmuebles	Porcentaje s/total
1962-70	162086,90	80233,00	49,50	42942,10	26,49	38911,80	24,01
1971-73	174048,70	65311,90	37,53	29950,30	17,21	78786,50	45,27
1974-77	207896,90	104074,20	50,06	27994,60	13,47	75828,10	36,47
1978-85	1855076,00	945023,20	50,94	242193,90	13,06	667858,90	36,00
1986-90	11419368,00	3520482,00	30,83	6631347,00	58,07	1267539,00	11,10
1962-90	13818476,50	4715124,30	34,12	6974427,90	50,47	2128924,30	15,41

Fuente: Balanza de Pagos y elaboración propia.

CUADRO 2
IMPORTANCIA RELATIVA DE LOS FLUJOS DE IED EN ESPAÑA, 1961-89
(Inversión bruta, millones de pesetas)

	IED	PIB	Porcentaje s/PIB	FBC	Porcentaje s/FBC
1961-70	82481	1600881	0,46	4220230	1,95
1971-73	65312	10627781	0,61	2769440	2,35
1974-77	104807	27597109	0,38	7512920	1,39
1978-85	979565	151408530	0,65	31285470	3,13
1986-89	2263306	151889144	1,49	35104987	6,45
1986-89	3495471	341682645	1,02	80893047	4,32

Fuente: Balanza de Pagos, Corrales y Taguas (1989) y elaboración propia.

CUADRO 3**LA IED EN ESPAÑA Y SUS COMPONENTES, 1961-88****(Inversión bruta, millones de pesetas)**

	IED total	IED en actividades manufactureras	Porcentaje s/total	IED en actividades no manufactureras	Porcentaje s/total
1961-70	82481	58589	71,03	23892	28,94
1971-73	65312	53070	81,26	12242	18,74
1974-77	104807	78705	75,10	26102	24,90
1978-85	979565	622908	63,59	356657	36,41
1986-88	1456106	684267	46,99	771839	53,01
1961-88	2688271	1497539	55,71	1190732	44,29

Fuente: Balanza de Pagos y elaboración propia.

ORIGEN GEOGRAFICO DE LA IED EN ESPAÑA, 1961-88

(Inversión bruta, millones de pesetas)

	IED total	IED procedente de la CEE	Porcentajes/total	IED procedente de los EEUU	Porcentajes/total
1961-70	82481	27536	33,38	27330	33,13
1971-73	65312	26349	40,34	22888	35,04
1974-77	104807	42727	40,77	31717	30,26
1978-85	979565	401664	41,00	195287	19,94
1986-88	1456106	760876	52,25	77748	5,34
1961-88	2688271	1259152	46,84	354970	13,20

Fuente: Balanza de Pagos y elaboración propia.

beneficio de la inversión en cartera. De todas formas, si contempláramos las cifras de inversión extranjera neta (esto es, inversiones menos desinversiones), la menor participación de la IED en el total se relativizaría considerablemente dado el carácter especulativo de la inversión en cartera, que se manifiesta simultáneamente en un elevado volumen de desinversión.

En el Cuadro 2 se ofrecen los porcentajes que representa la IED sobre el Producto Interior Bruto (PIB) y la Formación Bruta de Capital (FBC), como un indicador de su importancia relativa en el conjunto de la economía española. Se observa la existencia de una tendencia creciente en ambos porcentajes (rota únicamente durante el subperíodo 1974-77, años de una gran inestabilidad política), que experimenta además un espectacular salto a partir de la incorporación de España a la CEE.

Según indica el Cuadro 3, las actividades manufactureras han atraído tradicionalmente la mayor parte de la IED (alrededor de un 70% del total), principalmente los sectores químico, vehículos y maquinaria. Sin embargo, en el último subperíodo parece registrarse un cambio de tendencia, al observarse una reducción de su participación por debajo del 50%, una disminución que se explicaría fundamentalmente por el aumento de la IED en actividades financieras, de seguros y de promoción inmobiliaria.

Por último, el Cuadro 4 muestra el desglose de la IED según su procedencia geográfica, centrándonos en sus dos principales fuentes de origen: la CEE y los Estados Unidos (EE.UU.). Si bien la participación de ambas áreas en el total fue similar en el primer subperíodo, se detecta un creciente peso de los flujos procedentes de la CEE y una disminución de los que tienen su origen en los EE.UU. De nuevo, esta tendencia se refuerza notablemente en el último subperíodo.

A pesar del papel decisivo de la IED en la evolución reciente de la economía española, la evidencia empírica disponible hasta ahora es más bien escasa, siendo en general de carácter descriptivo y, especialmente aquellos estudios de tipo intersectorial, a veces

parcial, en el sentido de examinar solamente un aspecto (como el comercio o la rentabilidad) en su relación con la inversión extranjera².

Desde un punto de vista macroeconómico, destaca en primer lugar el trabajo pionero de Varela y Rodríguez de Pablo (1974), donde se discuten los objetivos previstos para el capital extranjero dentro del proyecto liberalizador acometido en 1959: complemento del ahorro y la formación bruta de capital internos, mecanismo compensatorio del crónico déficit de la balanza comercial española, y aportación de la tecnología y experiencia imprescindibles para la renovación del sistema productivo español.

Posteriormente, Donges (1976) lleva a cabo un primer análisis de la relación existente entre la IED y sus posibles determinantes: el coste unitario relativo del trabajo entre el extranjero y España, y la variación porcentual del PIB español. Este estudio cubre el período 1959-74 y diferencia entre la IED total, la procedente de los EE.UU., Suiza y República Federal de Alemania, y la que significa una participación mayoritaria o minoritaria. Los resultados obtenidos mostraban una relación positiva y significativa de los flujos de IED con el coste laboral relativo, y una relación positiva pero no significativa (excepto para la IED procedente de Suiza y Alemania) con la tasa de crecimiento del PIB.

En un trabajo reciente, y en el contexto de un modelo global de la balanza de capitales para el período 1970-90, Felipe y Fernández (1991) obtienen un efecto sobre la IED de signo positivo por parte del nivel del PIB español y del índice de cotización bursátil de Madrid (como indicador de expectativas financieras), y de signo negativo por parte del riesgo político asociado con la transición a la democracia

² En el número 696/697 de Información Comercial Española (agosto/septiembre 1991) se presenta una colección de artículos sobre diversos aspectos relacionados con la inversión extranjera en España. Una panorámica de los principales estudios empíricos existentes puede encontrarse en Bajo Rubio (1991).

así como de un índice relativo de costes laborales unitarios entre España y un conjunto de países extranjeros (en este último caso, sin embargo, en el límite de significatividad al 10%).

Por último, en Bajo Rubio (1991) se obtiene, para el período 1961-88, que los flujos totales de IED vendrían mejor explicados por el tamaño del mercado español (aproximado por el nivel del PIB), así como por las perspectivas favorables de estabilidad macroeconómica asociadas con la integración española en la CEE, y no tanto por los menores costes laborales relativos que presenta nuestra economía. Estos resultados se mantienen en general al desglosar la IED en manufacturera y no manufacturera y para la procedente de la CEE, salvo por el papel significativo que sí parecen desempeñar los menores costes laborales españoles en el caso de la IED no manufacturera.

A partir de la evidencia examinada brevemente en los párrafos anteriores, y en particular la ofrecida por el último de los trabajos citados, el objetivo de este artículo sería el de proporcionar evidencia empírica adicional sobre la asignación a lo largo del tiempo de los flujos agregados de IED recibidos por la economía española durante el período 1961-88. Para ello utilizaremos algunos desarrollos econométricos recientes basados en el análisis de cointegración que nos permitirán obtener estimaciones robustas acerca de las relaciones de largo plazo entre la IED y sus posibles determinantes.

El trabajo se organiza de la manera siguiente. En la Sección 2 se presenta un modelo teórico simple del comportamiento de una empresa multinacional (EMN) que asigna sus factores productivos entre diferentes localizaciones geográficas. En la Sección 3 se modifica el modelo anterior con el fin de adaptarlo al análisis econométrico posterior, cuyos resultados se muestran en la Sección 4. Por último, la Sección 5 recoge las principales conclusiones e implicaciones de política económica derivadas de las secciones anteriores.

2. MODELO TEORICO

El objetivo de esta Sección es el de esbozar brevemente un modelo teórico sobre las decisiones de inversión llevadas a cabo por una EMN³.

La estructura del modelo es similar a la de los desarrollados, entre otros, por Ray (1977), Goldsbrough (1979), Stevens y Lipsey (1988), y Pain y Barrell (1990), y con él intentaremos destacar el papel desempeñado por el nivel de demanda y los costes relativos a la hora de determinar la localización de la producción y del volumen de capital por parte de una EMN.

Supondremos, en primer lugar, que la EMN se enfrenta a la decisión de llevar a cabo o no una IED, lo cual implicaría la elección de un nivel de producción en el país extranjero. La función de costes de la empresa tiene dos componentes, relacionados con la producción en la planta nacional y en la extranjera, respectivamente:

$$C = c_d(Q_d)Q_d + c_f(Q_f)Q_f, \quad (1)$$

donde C y c indican los costes totales y unitarios, Q es el nivel de producción, y los subíndices d y f hacen referencia a las variables nacionales y extranjeras, respectivamente. Por tanto, la empresa minimizaría (1) sujeta a la restricción de que la producción debería ser igual a la demanda total, \bar{D} :

$$Q_d + Q_f = \bar{D} \quad (2)$$

³ En Agarwal (1980) y Lizondo (1991) pueden encontrarse sendas panorámicas de la literatura sobre los determinantes teóricos de la IED.

Si definimos el lagrangiano

$$\mathcal{L} = c_d(Q_d)Q_d + c_f(Q_f)Q_f + \lambda(\bar{D} - Q_d - Q_f) , \quad (3)$$

y derivamos con respecto a Q_d , Q_f y λ , obtenemos las siguientes condiciones necesarias para la solución de este problema de optimización condicionada:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial Q_d} = c'_d Q_d + c_d(Q_d) - \lambda = 0 , \quad (4)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial Q_f} = c'_f Q_f + c_f(Q_f) - \lambda = 0 , \quad (5)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda} = \bar{D} - Q_d - Q_f = 0 , \quad (6)$$

donde $c'_d = \frac{dc_d}{dQ_d}$ y $c'_f = \frac{dc_f}{dQ_f}$. A partir de (4) y (5) tenemos que

$$c'_d Q_d + c_d = c'_f Q_f + c_f .$$

Si despejamos Q_f , después de sustituir Q_d a partir de (6), obtenemos que el nivel de producción de equilibrio en la planta extranjera viene dado por:

$$Q_f = \gamma_1 \bar{D} + \gamma_2 (c_d - c_f) , \quad (7)$$

donde $\gamma_1 = c'_d / (c'_d + c'_f)$ y $\gamma_2 = 1 / (c'_d + c'_f)$ son los dos

positivos⁴. Esto es, el nivel de producción en la planta extranjera vendría relacionado positivamente con la demanda total y negativamente con sus costes unitarios con respecto a los de la planta situada en el país de origen de la EMN.

Sin embargo, una vez que se ha tomado la decisión de producir en el exterior, la EMN debe afrontar una segunda elección referente a la sustitución entre inputs dentro de la planta extranjera. Suponiendo por simplicidad que la producción en la planta extranjera se realiza utilizando dos inputs, trabajo (L) y capital (K), por medio de una tecnología Cobb-Douglas, la sucursal extranjera minimizaría sus costes totales

$$C_f = w_f L_f + q_f K_f , \quad (8)$$

(donde w y q indican, respectivamente, el salario y el coste de uso del capital, ambos en términos reales), sujeta a la restricción dada por la función de producción

⁴ Omitiendo subíndices, tenemos que $c' = \frac{MC - c}{Q}$, donde

MC indica el coste marginal. Siempre que no existan rendimientos crecientes, $MC > c$, y por tanto $\gamma_i > 0$, para $i = 1, 2$.

$$Q_f = L_f^\alpha K_f^{(1-\alpha)} \quad (9)$$

El lagrangiano

$$\mathcal{L} = w_f L_f + q_f K_f + \lambda (Q_f - L_f^\alpha K_f^{(1-\alpha)}) , \quad (10)$$

nos da las siguientes condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L_f} = w_f - \lambda \alpha \frac{Q_f}{L_f} = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial K_f} = q_f - \lambda (1-\alpha) \frac{Q_f}{K_f} = 0 , \quad (12)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda} = Q_f - L_f^\alpha K_f^{(1-\alpha)} = 0 . \quad (13)$$

De nuevo, a partir de (11) y (12) podemos obtener

$$\frac{w_f L_f}{\alpha Q_f} = \frac{q_f K_f}{(1-\alpha) Q_f}$$

de manera que, sustituyendo L_f a partir de (13) y despejando K_f tenemos que

$$K_f = \left(\frac{1-\alpha w_f}{\alpha Q_f} \right)^\alpha Q_f \quad (14)$$

Sustituyendo posteriormente Q_f a partir de (7), obtenemos la expresión final para el volumen de capital total deseado por la sucursal de la EMN en el país extranjero:

$$K_f = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{w_f}{Q_f} \right)^\alpha [\gamma_1 \bar{D} + \gamma_2 (c_d - c_f)] \quad (15)$$

Como puede verse en (15), el volumen de capital deseado aparece relacionado positivamente con la demanda total, que aproximaría la rentabilidad de la IED; y negativamente con los costes unitarios del país de destino de la inversión, relativos a los del país de origen de la EMN. Adviértase, no obstante, que ahora el efecto de los costes unitarios relativos no es inequívoco en el caso del trabajo, al tener en cuenta la sustitución entre inputs: un aumento de los salarios en el país receptor de la inversión podría llevar a un mayor (en vez de menor) volumen de capital si en dicho país existe un fuerte efecto sustitución entre trabajo y capital (véase Cushman (1987) para un análisis más detallado)⁵.

La ecuación (15) podría ampliarse por dos vías. En primer lugar, podría introducirse el efecto de las barreras comerciales en el

⁵ Puede demostrarse que, para que un aumento de los costes laborales unitarios en el país receptor de la inversión (indicados por c_f^L) afecte negativamente al volumen de capital deseado en dicho país, se requiere (a partir de la ecuación (15)) el cumplimiento de la condición $\alpha < \gamma_2 (c_f^L / Q_f)$.

país receptor de la inversión mediante un término adicional en la función de costes (1), que daría lugar a una relación positiva con Q_f (y por tanto con K_f): unas barreras comerciales altas implicarían un incentivo para aquellas empresas que desearan acceder a dicho mercado, estableciéndose allí por medio de la IED con objeto de vencer dichas barreras⁶. En segundo lugar, podría considerarse al tipo de cambio (necesario para convertir los costes relativos a una moneda común) como un factor separado que influiría sobre la IED: como señalan Froot y Stein (1989), un bajo valor real de la moneda nacional estaría relacionado con entradas de IED debido a la existencia de información imperfecta en el mercado de capitales, ya que esta depreciación aumenta la posición relativa de riqueza de los agentes extranjeros y por tanto puede llevarles a adquirir activos nacionales.

A partir de la discusión anterior, omitiendo subíndices y agregando entre sucursales de empresas extranjeras, podemos escribir una expresión para el volumen deseado de capital extranjero en el país receptor de la inversión, indicado por K^* , como sigue

$$K^* = \varphi[DA, CUR, T, TCR] \quad (16)$$

+ - (?) + +

donde K^* dependería positivamente del nivel de demanda agregada (DA); negativamente de los costes unitarios relativos (del país receptor con

⁶ Formalmente, (1) debería ampliarse con el término $t(Q_d - D_d)$, donde $Q_d - D_d$ son las exportaciones de la compañía matriz al país receptor de la IED (es decir, la diferencia entre producción y demanda en el país de origen), y t es el tipo arancelario aplicado a tales exportaciones en dicho país. En este caso, (4) debería reemplazarse por

$$c_d Q_d + c_d + t - \lambda = 0,$$

lo que daría lugar a la siguiente versión modificada de (7):

$$Q_f = \gamma_1 \bar{D} + \gamma_2 [(c_d - c_f) + t].$$

respecto al país de origen de la inversión) (CUR), a menos que existiese un fuerte efecto sustitución entre capital y trabajo, como se indicó anteriormente -véase nota 5; positivamente del nivel de barreras arancelarias (T); y positivamente del tipo de cambio real (TCR), en el sentido de que una depreciación daría lugar a unas mayores entradas de IED.

Obsérvese finalmente que el nivel de IED en un período sería el resultado de una acumulación de decisiones pasadas con objeto de modificar el volumen de capital deseado, de manera que, debido a costes de ajuste y desfases operativos, podemos escribir

$$IED = \Phi(B) (K^* - K_{-1}), \quad (17)$$

donde $\Phi(B)$ es un polinomio en el operador de desfases B. Por lo tanto, la IED sería una función de los determinantes de K^* (tal como aparecen en (16)), así como del volumen de capital extranjero al comienzo del período (K_{-1}).

3. MODELO EMPIRICO

Nuestro análisis empírico se basará en las ecuaciones (16) y (17), que han sido ampliadas con objeto de considerar dos efectos adicionales. En primer lugar, la inestabilidad de carácter macroeconómico, que reflejaría la existencia de presiones económicas internas y de incapacidad para equilibrar el presupuesto o restringir la oferta monetaria, podría afectar a las expectativas de rentabilidad de los inversores internacionales. Hemos utilizado la tasa de inflación de la economía española como indicador de dicha inestabilidad, en el sentido de que una menor tasa de inflación debería indicar un mejor clima para la inversión extranjera, favoreciendo por tanto las entradas de IED en nuestro país.

En segundo lugar, la integración de España en la CEE el 1 de enero de 1986 debería haber significado un cambio en las expectativas de los inversores extranjeros en nuestro país: si bien la reducción en las barreras comerciales podría llevar a una preferencia por las exportaciones en lugar de la IED, cabría argumentar también que los inversores extranjeros podrían esperar mejores perspectivas para una economía definitivamente integrada en la Europa desarrollada, especialmente de cara a la creación de un mercado único europeo en 1992, con la posibilidad adicional de utilizar España como plataforma exportadora para abastecer otros mercados europeos. Hemos aproximado los efectos derivados de la integración española en la CEE mediante una variable "dummy" para los años de pertenencia a la Comunidad.

En nuestra aplicación empírica no se incluirá la variable K_{-1} , al no existir estimaciones del volumen de capital extranjero en España. Precisamente por ello, utilizaremos como variable dependiente los ingresos por IED recibidos por la economía española según cifras de balanza de pagos (véase más abajo), si bien esta variable no es estrictamente equivalente a la formación de capital por parte de los agentes extranjeros⁷.

⁷ Véase Carrascosa (1990) para una discusión detallada de la diferencia entre IED y FBC en el caso español.

Según lo anterior, el modelo empírico puede escribirse como sigue:

$$IED_t = \beta_0 + \beta_1 PIB_t + \beta_2 INF_t + \beta_3 CLUR_t + \beta_4 PROT_t + \beta_5 TCER_t + \beta_6 DCEE_t + u_t, \quad (18)$$

que, de acuerdo con las hipótesis teóricas discutidas en la Sección 2 y las consideraciones adicionales anteriormente expuestas, daría lugar a los siguientes signos esperados para los distintos coeficientes:

$$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \beta_4 > 0, \beta_5 < 0, \text{ y } \beta_6 > 0.$$

A partir de la ecuación (18), los ingresos por IED estarían, pues, relacionados con:

- a) El Producto Interior Bruto español en términos reales (PIB), como variable aproximativa del tamaño del mercado español⁸.
- b) La tasa de inflación española (INF), como una aproximación al grado de inestabilidad macroeconómica.

⁸ Se trataría con ello de reflejar la denominada "hipótesis del tamaño del mercado" (muy común en los estudios empíricos sobre la IED), que establece una asociación positiva entre la IED y las ventas esperadas de las sucursales extranjeras en el país receptor de la inversión, como un indicador de la rentabilidad de la IED. Nótese, por otra parte, que una relación no significativa entre IED y tamaño de mercado significaría que las empresas extranjeras estarían más interesadas en la exportación que en el abastecimiento del mercado interno.

c) Los costes laborales unitarios relativos (españoles en relación a los extranjeros) (CLUR)⁹.

d) Una medida de las barreras comerciales (PROT).

e) El tipo de cambio efectivo real de la peseta frente a los países industrializados (TCER)¹⁰.

f) Una variable "dummy" para los años de integración en la CEE (DCEE), que reflejaría las expectativas asociadas con la pertenencia a la Comunidad.

Con respecto a la variable dependiente, utilizaremos, en primer lugar, los ingresos brutos por IED recibidos por la economía española, según cifras de balanza de pagos, en porcentaje de la FBC total, que denominamos INV. Asimismo, analizaremos la IED en actividades manufactureras y no manufactureras, y la procedente de la CEE y los EE.UU., expresadas también como porcentajes de la FBC, que denominamos INVM, INVN, INVE e INVUS, respectivamente¹¹.

Por último, la definición exacta de las diferentes variables, así como las fuentes de datos, se detallan en el Apéndice.

⁹ Nótese que hemos utilizado solamente los costes laborales al no haber encontrado ninguna medida relativa de costes de uso del capital. De todas formas, hemos usado en algunas estimaciones una medida del coste de uso del capital español en términos reales (tomada de Andrés, Escribano, Molinas y Taguas (1990)), pero el signo de su coeficiente no estaba claramente definido y no era nunca significativo.

¹⁰ Obsérvese que este índice está construido de manera que una disminución significaría una depreciación de la peseta, lo que llevaría aparejadas unas mayores entradas de IED, como vimos en la Sección anterior.

¹¹ Nótese que, a la hora de analizar la IED procedente de la CEE y de los EE.UU., la variable CLUR se expresará en términos de los costes laborales de la CEE y los EE.UU., pasando a denominarse CLURE y CLURUS, respectivamente (véase más abajo).

4. RESULTADOS ECONOMETRICOS

En esta Sección vamos a llevar a cabo el análisis de las relaciones de equilibrio a largo plazo entre la IED y sus determinantes en la economía española mediante el uso de la técnica econométrica de la cointegración¹².

Como es bien sabido, el primer paso en este tipo de análisis consiste en la determinación del orden de integrabilidad de las variables seleccionadas por el modelo teórico. Existen diversos contrastes estadísticos para este fin, si bien nosotros utilizaremos los contrastes no paramétricos propuestos por Phillips y Perron (1988), que generalizan la especificación del proceso generador de los datos (PGD), abandonando el supuesto simplificador de perturbaciones idéntica e independientemente distribuidas subyacente en los contrastes clásicos de Dickey y Fuller (1979, 1981), e imponiendo condiciones más generales sobre la secuencia de la perturbación¹³. Los resultados de estos contrastes (no presentados aquí, pero que pueden obtenerse de los autores) muestran que todas las series son integrables de orden 1 (es decir, que la serie de sus primeras diferencias sería estacionaria), excepto INVUS que es integrable de orden 0 (es decir, estacionaria en niveles).

Una vez que hemos determinado el orden de integrabilidad de las diferentes variables, investigamos la existencia o no de relaciones de cointegración entre ellas siguiendo el método en dos etapas sugerido por Engle y Granger (1987).

Para ello, en una primera etapa, llevamos a cabo regresiones de cada una de nuestras variables dependientes (excepto INVUS, que resultaba ser estacionaria) sobre los posibles determinantes que aparecen en la ecuación (18). Tradicionalmente, la estimación se

¹² Véase Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990) para una revisión de la literatura.

¹³ La generalización da lugar a que el PGD pueda englobar virtualmente cualquier modelo ARIMA con una raíz unitaria.

obtiene por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que si bien da lugar a estimadores superconsistentes asintóticamente (véase Stock (1987)), pueden presentar sesgos importantes en muestras pequeñas (véase Banerjee, Dolado, Hendry y Smith (1986)). No obstante, este sesgo puede eliminarse mediante el uso del procedimiento de estimación propuesto por Phillips y Hansen (1990)¹⁴.

Nótese además que, si bien la dependencia conjunta de la mayor parte de las series macroeconómicas y su no estacionariedad invalida la aplicación rutinaria de muchos procedimientos estadísticos al uso, el método de Phillips y Hansen permite el cálculo de un tipo de contrastes de Wald con correcciones semiparamétricas para los casos de correlación serial y endogeneidad (denominados contrastes de Wald plenamente modificados, distribuidos en el límite como una χ^2), que hacen posible llevar a cabo la inferencia estadística de acuerdo con los procedimientos habituales.

Para contrastar la hipótesis nula de no cointegración hemos utilizado tanto los estadísticos habituales (el Durbin-Watson de la regresión de cointegración (CRDW) y el Dickey-Fuller aumentado sobre los residuos de la regresión (CRADF)), como los contrastes más recientes propuestos por Phillips y Ouliaris (1990) ($CR\hat{Z}_t$), basados

en la aplicación de los tests de Phillips y Perron (1988) a los residuos de la regresión de cointegración. En este análisis de las posibles relaciones de largo plazo entre las variables adoptamos una estrategia gradual, partiendo de la combinación más general (ecuación (18)), y eliminando variables en la medida en que las ecuaciones estimadas no resultaran del todo satisfactorias.

¹⁴ Véase Ngama y Sosvilla-Rivero (1990) para una explicación detallada del procedimiento de Phillips y Hansen.

La ecuación de largo plazo estimada para la IED total, una vez eliminadas las variables no significativas, es la siguiente:

$$INV_t = 3,51 + 0,15PIB_t - 0,12INF_t - 0,01TCER_t + 1,79DCEE_t + \hat{u}_t$$

(11,49) (8,70) (55,11) (9,06) (54,43)

$$R^2=0,93, CRDW=1,81, CRDF=-4,43, CR\hat{Z}_t=-4,44, T=25 (1964-88)$$

(19)

Adviértase que los números entre paréntesis debajo de cada coeficiente no son los habituales estadísticos t sino, como mencionamos anteriormente, los estadísticos de Wald plenamente modificados que se distribuyen con una χ^2 con un grado de libertad, cuyos valores críticos son 3,84 y 6,63 para unos niveles de significatividad de un 5% y un 1%, respectivamente.

Como se aprecia en la ecuación (19), una primera variable que aparece como muy influyente es el tamaño del mercado español, aproximado por el nivel del PIB a precios constantes. De hecho, la hipótesis del tamaño del mercado ha desempeñado generalmente un papel altamente significativo en otros estudios anteriores, tanto en términos de niveles, como en este trabajo (Bandera y White (1968), Scaperlanda y Mauer (1969, 1972), Goldsbrough (1979), Lunn (1980,1983), Scaperlanda y Balough (1983), Culem (1988), o Pain y Barrell (1990)) como en términos de crecimiento (Goldberg (1972), Root y Ahmed (1979), Scaperlanda y Balough (1983), o Culem (1988)).

Otras variables que parecen mostrar un efecto relevante son la inflación y la integración en la CEE, lo que sugiere que la incertidumbre que trae consigo una tasa elevada de inflación habría perjudicado la IED, mientras que las expectativas asociadas con la integración española en la CEE la habrían favorecido. Este resultado es

similar al obtenido por Schmitz y Bieri (1972), quienes hallaron un crecimiento notable de la IED procedente de los EE.UU. en la CEE al constituirse ésta.

Por último, se obtiene también un coeficiente negativo y significativo para el tipo de cambio efectivo real, confirmando los argumentos expuestos en la Sección 2 (véanse Cushman (1985, 1988), Froot y Stein (1989) y Pain y Barrell (1990))¹⁵.

Los costes laborales unitarios relativos aparecían con un coeficiente positivo pero no significativo, por lo que no se incluyen en la ecuación (19). Cuando los costes laborales españoles y extranjeros se incluían separadamente en la regresión, ambos coeficientes eran también negativos y no significativos. De hecho, la evidencia disponible en la literatura no es totalmente clara a este respecto, e incluye tanto efectos negativos y significativos de los costes laborales relativos (del país receptor con respecto al país de origen de la inversión) sobre las entradas de IED (véanse, por ejemplo, Goldsbrough (1979), Cushman (1987) o Pain y Barrell (1990)), como resultados no concluyentes (Culem (1988) o Cushman (1988)). En este sentido, podría pensarse que la hipótesis de una asociación negativa entre costes laborales relativos e IED sería más apropiada si el país receptor de la inversión tuviera un nivel de desarrollo notablemente diferente en comparación con el del país en el que se origina dicha inversión (véanse, por ejemplo, los resultados obtenidos por Riedel (1975) para Taiwan en el período 1955-71, o los de Donges (1976) para España en el período 1959-74).

Por otra parte, no se obtuvo tampoco una relación significativa de largo plazo entre los ingresos totales por IED y nuestra variable de barreras comerciales. De todas formas, la evidencia en este caso es bastante poco concluyente (véanse, por ejemplo, Scaperlanda y Mauer (1969), Goldberg (1972), Lunn (1980, 1983), o Culem (1988)),

¹⁵ Obsérvese que las regresiones que incluyen TCER se han estimado desde 1964 en adelante, ya que esta variable estaba disponible únicamente a partir de dicho año.

siendo una excepción los resultados claramente significativos (Scaperlanda y Balough (1983)).

Pasando ahora a los componentes de los ingresos totales por IED, las relaciones de largo plazo estimadas son las siguientes, para la IED manufacturera y la no manufacturera, respectivamente:

$$\text{INVM}_t = -7,18 + 0,17\text{PIB}_t - 0,08\text{INF}_t + 0,08\text{CLUR}_t + 0,65\text{DCEE}_t + \hat{u}_t$$

(14,37) (58,81) (33,43) (15,67) (5,88)

$$R^2=0,78, \text{CRDW}=1,91, \text{CRDF}=-4,98, \text{CR}\hat{Z}_t=-5,07, T=28 (1961-88)$$

(20)

$$\text{INVN}_t = 0,12\text{PIB}_t - 0,07\text{INF}_t + 1,58\text{DCEE}_t + \hat{u}_t$$

(50,82) (16,32) (32,65)

$$R^2=0,81, \text{CRDW}=1,46, \text{CRADF}=-4,45, \text{CR}\hat{Z}_t=-3,48, T=28 (1961-88)$$

(21)

Como puede verse en las ecuaciones (20) y (21), los resultados para la IED manufacturera y no manufacturera son en general similares a los obtenidos para la IED total, con dos excepciones:

- a) Para ningunas de las dos se halló un papel significativo para el tipo de cambio efectivo real, si bien su coeficiente era del signo "correcto" (es decir, negativo).
- b) Los costes laborales relativos aparecían con un coeficiente positivo y significativo en la ecuación para la IED manufacturera, lo que podría indicar un fuerte efecto sustitución entre trabajo y capital a raíz de una variación en los salarios españoles, que

sería superior al efecto directo de los costes laborales sobre la rentabilidad (véase la discusión en la Sección 2). Alternativamente, ello podría revelar una preferencia por parte de los inversores extranjeros en la industria manufacturera española por una mano de obra cualificada (ya que una mayor cualificación vendría reflejada en unos salarios más altos), de acuerdo con el argumento frecuentemente citado (véase, por ejemplo, Porter (1986)) sobre la tendencia de las EMNs, a la hora de escoger un país en el que localizar sus inversiones, a asignar un menor valor a la disponibilidad de recursos naturales y mano de obra barata sin cualificar, dando por tanto un mayor peso a otros factores tales como personal cualificado científico y técnico, avanzada infraestructura, etc.¹⁶. Por el contrario, en el caso de la IED no manufacturera, los costes laborales unitarios relativos aparecían con un coeficiente negativo y significativo, pero los residuos de dicha ecuación no eran estacionarios, por lo que dicha variable fue eliminada de la relación a largo plazo y no aparece en la ecuación (21). Una vez más, los resultados no se veían alterados cuando se introducían separadamente los costes laborales españoles y extranjeros.

Finalmente, la relación de largo plazo obtenida para los ingresos por IED procedentes de la CEE fue la siguiente:

¹⁶ Esta línea de razonamiento vendría apoyada por el efecto altamente significativo obtenido para las variables representativas de la cualificación laboral sobre la asignación interindustrial de la IED manufacturera en Bajo Rubio (1991). Por otra parte, la cualificación de la mano de obra (medida en este caso por los niveles de educación) desempeñaba también un papel muy significativo en la asignación interterritorial de la IED en Egea Román y López Pueyo (1991b).

$$\text{INVE}_t = -0,32 + 0,16\text{PIB}_t - 0,07\text{INF}_t + 1,17\text{DCEE}_t + \hat{u}_t$$

$$(6,88) (141,20) \quad (66,91) \quad (69,52)$$

$$R^2=0,91, \text{CRDW}=2,30, \text{CRDF}=-6,27, \text{CRZ}_t=-6,43, T=28 (1961-88)$$

(22)

donde el efecto más sobresaliente es el del PIB real, siendo también significativos los coeficientes de la tasa de inflación y la variable "dummy" representativa de la integración española en la CEE. No se hallaron, por el contrario, relaciones significativas con los costes laborales unitarios relativos (y lo mismo ocurría cuando se introducían separadamente los costes españoles y los de la CEE), con las barreras comerciales y con el tipo de cambio efectivo real.

Señalaremos por último que los contrastes de cointegración que se muestran en la última línea de las ecuaciones (19) a (22) nos permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración, por lo que dichas ecuaciones pueden considerarse, de manera provisional, como relaciones de equilibrio a largo plazo.

La segunda etapa del procedimiento de Engle y Granger consiste en la especificación dinámica mediante la estimación de los denominados "modelos de corrección del error" (MCE)¹⁷. De acuerdo con el Teorema de Representación de Granger (véanse Granger (1986) y Engle y Granger (1987)), si un conjunto de variables están cointegradas, entonces existe una representación de dichas variables en forma de MCE, y viceversa. Esta correspondencia entre cointegración y MCE puede utilizarse como una contrastación más robusta de la validez de las regresiones de cointegración como relaciones a largo plazo.

¹⁷ Los MCEs fueron introducidos por Sargan (1964), sobre la base de algunas ideas expuestas previamente por Phillips (1954). Para una exposición detallada de esta clase de modelos, véase Banerjee, Dolado, Galbraith y Hendry (1992).

El MCE permite capturar la dinámica del corto plazo hacia un equilibrio de largo plazo, en forma de ajuste gradual e incorporando la información proporcionada por los desequilibrios pasados. El MCE vendría dado, pues, por

$$\Delta IED_t = \delta W_{t-1} + \gamma \Delta X_t + v_t \quad (23)$$

donde W_{t-1} sería igual a \hat{u}_{t-1} (esto es, el error de equilibrio

desfasado de las regresiones de cointegración (19) a (22)), X sería el vector de variables explicativas que aparecen en la ecuación (18), y

Δ indica el operador de primeras diferencias (es decir, para una variable cualquiera $Y: \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$). Bajo la hipótesis nula de que no

existe corrección del error, el coeficiente $\hat{\delta}$ debería ser igual a cero.

Siguiendo la metodología de modelización "de lo general a lo específico" (véanse, por ejemplo, Hendry (1979); Hendry, Pagan y Sargan (1984) o Gilbert (1986)), comenzamos el análisis del corto plazo con un modelo sobreparametrizado con dos desfases en todas las variables (tanto la dependiente como las explicativas), que se fue simplificando (eliminando aquellas variables que no resultaban significativas) hasta obtener una representación escueta del PGD¹⁸.

¹⁸ Nótese que la primera diferencia de nuestra variable representativa del efecto de la integración española en la CEE ($\Delta DCEE$) sería una variable "dummy" de tipo impulso, en lugar de tipo escalón, y podría interpretarse como una aproximación a una variación "de una vez por todas" en la IED a consecuencia de la pertenencia a la CEE.

Los resultados de aplicar esta metodología se presentan en el Cuadro 5 para INV, INVM, INVN, e INVE¹⁹. En dicho cuadro mostramos también algunos contrastes estadísticos de validación: N es un contraste de la normalidad de los residuos del modelo, que se distribuye como una χ^2 (2) (Jarque y Bera (1980)); ARCH es un contraste de la heteroscedasticidad condicional autorregresiva de los residuos, que se distribuye como una F(2,8), F(3,10), F(3,10) y F(3,13), respectivamente (Engle (1982)); y LM es un contraste de la autorrelación de los residuos, que se distribuye como una F(2,10), F(3,13), F(3,13) y F(3,16), respectivamente (Harvey (1981) y Kiviet (1986)).

Como puede verse en el Cuadro 5, la hipótesis nula de no existencia de un mecanismo de corrección del error (es decir, $\hat{\delta} = 0$) se rechaza en todos los casos, confirmándose los resultados obtenidos en las ecuaciones de largo plazo. Los únicos puntos que merecen la pena destacar se refieren a la ecuación estimada para INV donde, en primer lugar, la variable TCER no resultaba significativa y, en segundo lugar, se observó un efecto positivo del CLUR actual junto a un efecto negativo de la misma variable desfasada dos períodos, lo que podría explicar el efecto global no significativo hallado en la ecuación de largo plazo (19). Finalmente, los contrastes de validación no mostraban ninguna señal de mala especificación en ninguna de las ecuaciones estimadas.

¹⁹ Las ecuaciones que se muestran en el Cuadro 5 incluyen también variables "dummy" con objeto de controlar la existencia de residuos atípicos.

CUADRO 5
MODELOS DE CORTO PLAZO

	Variable dependiente			
	ΔINV_t	ΔINVM_t	ΔINVN_t	ΔINVE_t
ΔPIB_t		0.19 ^b (2.24)		
ΔPIB_{t-1}	0.28 ^a (4.57)		0.20 ^b (2.20)	0.25 ^a (3.11)
ΔINF_t	-0.07 ^a (-5.70)	-0.05 ^b (-2.38)	-0.06 ^a (-4.52)	-0.09 ^a (-5.65)
ΔINF_{t-1}	-0.12 ^a (9.09)			
ΔCLUR_t	0.07 ^a (3.64)			
ΔCLUR_{t-2}	-0.13 ^a (-6.02)	0.09 ^a (3.37)		
ΔDCEE_t	0.76 ^a (4.91)	1.34 ^a (5.56)	0.63 ^a (3.65)	0.96 ^a (4.88)
W_{t-1}	-0.52 ^a (-4.67)	-0.72 ^a (-4.02)	-0.54 ^a (-4.58)	-1.40 ^a (-10.23)
R^2	0.98	0.88	0.94	0.89
σ	0.13	0.20	0.17	0.19
N	4.58	0.45	0.17	0.62
ARCH	1.72	1.95	2.80	3.34
LM	0.00	1.38	0.25	0.84

NOTAS: (i) Estadísticos t entre paréntesis.
(ii) "a" y "b" indican significatividad a un nivel de confianza del 1% y del 5%, respectivamente.

5. CONCLUSIONES

Hemos examinado a lo largo de este trabajo la validez empírica de una serie de hipótesis propuestas en la literatura con objeto de explicar la evolución de los ingresos agregados brutos por IED recibidos por la economía española durante el período 1961-88. Para ello, tras haber estructurado algunas de dichas hipótesis en un modelo teórico simple del comportamiento de una EMN que asigna sus factores productivos entre diferentes localizaciones geográficas, hemos utilizado una serie de técnicas econométricas recientemente desarrolladas, basadas en el análisis de cointegración, que nos permiten obtener estimadores robustos de los diferentes parámetros en las correspondientes relaciones empíricas.

Una vez determinado el orden de integrabilidad de las variables, hallamos una relación de largo plazo entre los ingresos brutos totales por IED y una serie de variables macroeconómicas: el nivel de PIB real, la tasa de inflación, las expectativas asociadas con la integración española en la CEE y el tipo de cambio efectivo real.

Al separar los ingresos totales por IED en sus dos componentes de IED manufacturera y no manufacturera, encontramos que sus determinantes eran en líneas generales los mismos, con las excepciones del tipo de cambio efectivo real, que no resultaba nunca significativo, y de los costes laborales unitarios reales, que resultaban significativos en el caso de la IED en actividades manufactureras. Por otra parte, se obtuvo que los flujos de IED procedentes de la CEE estaban relacionados con las mismas variables que la IED total, aunque con un efecto más fuerte por parte del nivel de PIB real, no encontrándose de nuevo un papel significativo para el tipo de cambio efectivo real.

Finalmente, se obtuvo también evidencia de que los datos pueden identificar un MCE apropiado para la dinámica de corto plazo, proporcionando así un respaldo adicional a las ecuaciones de cointegración como relaciones de equilibrio a largo plazo.

Los resultados obtenidos en este trabajo confirman en general los anteriores de Bajo Rubio (1991)²⁰, y están también en la línea de los de Egea Román y López Pueyo (1991b) para la distribución por comunidades autónomas de la IED total, quienes concluían que aquellas comunidades que han recibido un mayor volumen de IED (fundamentalmente Madrid y Cataluña) venían caracterizadas por unos mayores niveles de renta "per capita" y por trabajador, una fuerza de trabajo altamente cualificada, y una estructura productiva basada predominantemente en actividades industriales y de servicios.

A partir de los resultados anteriores podemos extraer algunas implicaciones de política económica de cara a las posibilidades futuras de atracción de IED por parte de la economía española. En primer lugar, se confirma que la combinación de una economía estable y en crecimiento constituye el marco imprescindible para sostener un elevado nivel de ingresos por IED en los próximos años. Asimismo, las expectativas generadas por la creación de un mercado único europeo en 1992, con la consiguiente adopción de posiciones estratégicas por parte de las EMN, desempeñarán un papel fundamental a la hora de atraer hacia nuestra economía una porción creciente de los flujos de inversión internacionales. A este respecto es interesante señalar que Fernández y Sebastián (1989), en su estudio sobre los determinantes de exportaciones e importaciones, obtuvieron un efecto significativo de la integración española en la CEE solamente para el comercio con dicha área geográfica pero no para el total, mientras que para el caso de la IED nosotros obtenemos un efecto significativo de la integración tanto para la IED procedente de la CEE como para la total. Este hecho podría interpretarse como una indicación de que la integración española en la CEE habría afectado más intensamente a los flujos de inversiones exteriores que a los intercambios comerciales.

No obstante, ello no nos debe hacer olvidar que, dada la necesidad de una creciente FBC en la economía española para hacer

²⁰ La única diferencia digna de reseñar consiste en que en este trabajo utilizamos el PIB en términos reales, en vez de nominales, lo que trae consigo la pérdida de significatividad de la variable de costes laborales.

frente a los retos de 1992, y teniendo en cuenta las nuevas oportunidades para los inversores extranjeros surgidas en los países del Este de Europa, el fomento del ahorro nacional debería ser un objetivo fundamental para las autoridades económicas (Lasheras y Monés (1990)).

De todas formas, pensamos que la posibilidad de que determinados flujos de IED pudieran desviarse desde España hacia los países del Este de Europa debería ser matizada considerablemente. En efecto, la situación actual de dichos países, caracterizada por un descenso en los niveles de producción y una fuerte inestabilidad política (véase OECD (1991)), junto a una todavía insuficiente adaptación a los mecanismos de una economía de mercado, hacen difícil, en nuestra opinión, que este bloque de países sean unos serios competidores del tipo de IED que tiene como destino nuestra economía. En todo caso, estos países serían más capaces de atraer un cierto tipo de inversiones dirigida a sectores más tradicionales que utilizan una mano de obra relativamente barata, que no parecen ser los que constituyen el grueso de la IED que recibe España.

Por otra parte, de nuestro análisis empírico se deduce que los costes laborales relativos no parecen haber constituido un factor particularmente relevante para los inversores extranjeros en España, que estarían más interesados en un mercado interno en expansión y en una mano de obra cualificada ²¹. Un apoyo adicional a esta hipótesis vendría dado por la experiencia de Portugal, un país, en comparación con España, caracterizado por poseer un mercado de menor tamaño y una mano de obra menos cualificada junto a unos costes laborales más bajos, y que, desde su incorporación a la CEE, no ha experimentado un crecimiento tan espectacular en sus ingresos por IED, que además se han dirigido preferentemente a sectores tradicionales (Corado y Leite (1991)). Más aún, como señalan Bentolila y Blanchard (1990), una preocupación excesiva por la reducción de los costes laborales

²¹ Los costes laborales, por otra parte, no parecen desempeñar tampoco un papel significativo en la asignación intersectorial de la IED; véanse Bajo Rubio (1991) y Egea Román y López Pueyo (1991a).

unitarios podría empeorar el clima sociopolítico, lo que podría afectar a las expectativas de las EMNs, disuadiéndolas de invertir en España.

En cualquier caso, si bien las perspectivas con respecto a los flujos agregados de IED nos permiten ser razonablemente optimistas, no se debería perder de vista un aspecto tan fundamental como es el de su asignación entre las diferentes actividades económicas. En este sentido, los resultados preliminares obtenidos en algunos estudios recientes para la industria manufacturera (véanse Bajo Rubio (1990, 1991)) apuntarían a la existencia de una cierta división "indeseable" del trabajo entre productores extranjeros y nacionales, donde los primeros parecerían especializarse en bienes altamente diferenciados (y presumiblemente de alta calidad), producidos a pequeña escala y para el mercado interno, mientras que los segundos lo haría en bienes estandarizados con un menor valor unitario. Todo ello constituiría un argumento en favor de una política de inversiones extranjeras que incentivara la entrada de capital multinacional en aquellos sectores que se considerasen de mayor futuro o de una mayor rentabilidad social.²²

Por último, debería subrayarse la importancia de una política dirigida a la promoción de las exportaciones por parte de las EMNs, dado el carácter todavía relativamente cerrado de la economía española y los problemas derivados de los cuantiosos déficits por cuenta corriente que viene registrando. En este sentido, la no significatividad obtenida por la variable de propensión exportadora en recientes estudios interindustriales de la IED manufacturera en España (véanse Bajo Rubio (1991) o Egea Román y López Pueyo (1991a)) podría considerarse como un motivo de preocupación adicional, ilustrando la necesidad

²² A este respecto, pensamos que debería relajarse considerablemente la tradicional reticencia hacia el capital extranjero: en un contexto caracterizado por la creciente internacionalización de la economía mundial, una empresa intentará maximizar sus resultados globales, independientemente del país donde lleve a cabo sus actividades, al tiempo que los intereses de los ciudadanos no tienen por qué verse mejor satisfechos por las empresas radicadas en su propio país (véanse Reich (1990, 1991)).

de una política dirigida a la promoción de las exportaciones por parte de las EMNs que operan en España.

APENDICE.- DEFINICION DE LAS VARIABLES Y FUENTES DE LOS DATOS**Variables dependientes:**

INV, INVM, INVN, INVE e INVUS son los ingresos brutos por IED recibidos por la economía española, totales, dirigidos a actividades manufactureras, dirigidos a actividades no manufactureras, procedentes de la CEE, y procedentes de los EE.UU., respectivamente. Todas las cifras vienen expresadas como porcentaje de la FBC total. Fuentes: Balanza de Pagos de España y Corrales y Taguas (1989).

Variables explicativas:

PIB = Producto Interior Bruto, a precios de mercado, en billones de pesetas de 1980. Fuente: Corrales y Taguas (1989).

INF = Tasa de variación del deflactor del PIB, a precios de mercado. Fuente: Corrales y Taguas (1989).

CLUR= Índice de los costes laborales unitarios reales españoles dividido por el mismo índice para los países que invierten en España, calculándose éste como la media ponderada (según su participación en la IED total) de los índices correspondientes a la CEE, los EE.UU. y Japón. Fuente: Eurostat y elaboración propia.

CLURE = Índice de los costes laborales unitarios reales españoles dividido por el mismo índice para los países de la CEE. Fuente: Eurostat.

CLURUS = Índice de los costes laborales unitarios reales españoles dividido por el mismo índice para los EE.UU. Fuente: Eurostat.

PROT = Media anual de derechos arancelarios más compensación en frontera por impuestos indirectos (el impuesto de compensación de gravámenes interiores o ICGI hasta 1985, y el impuesto sobre el valor añadido o IVA desde 1986), ponderada por el valor de las importaciones. Fuente: Gámir (1990).

TCER = Índice del tipo de cambio efectivo real de la peseta frente a los países industrializados. Fuente: base de datos del MOISEES.

DCEE = Variable "dummy" que toma el valor uno para los años 1986, 1987 y 1988, y cero en los demás casos.

REFERENCIAS

Agarwal, J. P. (1980), "Determinants of foreign direct investment: A survey", Weltwirtschaftliches Archiv 116.

Andrés, J.; A. Escribano; C. Molinas y D. Taguas (1990), La inversión en España. Econometría con restricciones de equilibrio, Antoni Bosch, Barcelona.

Bajo Rubio, O. (1990), "Organización industrial, proporciones factoriales y comercio internacional de manufacturas. Evidencia para el caso español", Cuadernos Económicos de ICE 45.

Bajo Rubio, O. (1991), "Determinantes macroeconómicos y sectoriales de la inversión extranjera directa en España", Información Comercial Española 696/697.

Bajo Rubio, O. y S. Sosvilla Rivero (1991), "Modelling foreign direct investment in Spain, 1961-1988: An application of cointegration analysis", trabajo presentado en la Reunión Europea de la Econometric Society, Cambridge.

Bandera, V. N. y J. T. White (1968), "US direct investments and domestic markets in Europe", Economia Internazionale 21.

Banerjee A.; J. Dolado; J. Galbraith y D. Hendry (1992), Equilibrium and error correction in econometrics, de próxima aparición en Oxford University Press, Oxford.

Banerjee, A.; J. Dolado; D. Hendry y G. Smith (1986), "Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: Some Monte Carlo evidence", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48.

Bentolila, S. y O. Blanchard (1990), "Spanish unemployment", Economic Policy 10.

Carrascosa, A. (1990), "Inversión extranjera e inversión productiva", Economía Industrial 274.

Corado, C. y A. Leite (1991), "Inversión extranjera directa y localización de la industria en la Península Ibérica", Información Comercial Española 696/697.

Corrales, A. y D. Taguas (1989), Series macroeconómicas para el período 1954-88: Un intento de homogeneización, Instituto de Estudios Fiscales, Monografía 75.

Culem, C. (1988), "The locational determinants of direct investments among industrialized countries", European Economic Review 32.

Cushman, D. O. (1985), "Real exchange rate risk, expectations, and the level of direct investment", Review of Economics and Statistics 67.

Cushman, D. O. (1987), "The effects of real wages and labor productivity on foreign direct investment". Southern Economic Journal 54.

Cushman, D. O. (1988), "Exchange-rate uncertainty and foreign direct investment in the United States", Weltwirtschaftliches Archiv 124.

Dickey, D. y W. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", Journal of the American Statistical Association 74.

Dickey, D. y W. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", Econometrica 49.

Dolado, J. J.; T. Jenkinson y S. Sosvilla-Rivero (1990), "Cointegration and unit roots", Journal of Economic Surveys 4.

Donges, J. (1976), La industrialización en España. Políticas, logros, perspectivas, Oikos-Tau, Barcelona.

Egea Román, M.P. y C. López Pueyo (1991a), "Comportamiento sectorial de la inversión extranjera directa en España (1986-1989)", Información Comercial Española 696/697.

Egea Román, M.P. y C. López Pueyo (1991b), "Un estudio sobre la distribución geográfica de la inversión extranjera directa en España", Información Comercial Española 696/697.

Engle, R. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation", Econometrica 50.

Engle, R. y C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing", Econometrica 55.

Felipe, J. y P. Fernández (1991), "Un modelo de la balanza de capitales española", trabajo presentado en la V Reunión Asepelt-España, Las Palmas de Gran Canaria.

Fernández, I. y M. Sebastián (1989), "El sector exterior y la incorporación de España en la CEE: Análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones". Moneda y Crédito (2ª época) 189.

Froot, K. y J. Stein (1989), "Exchange rates and foreign direct investment: An imperfect capital markets approach", National Bureau of Economic Research, Working Paper 2914.

Gámir, L. (1990), "Política arancelaria", Información Comercial Española 677.

Gilbert, C. L. (1986), "Professor Hendry's econometric methodology", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48.

Goldberg, M. A. (1972), "The determinants of US direct investment in the EEC: Comment", American Economic Review 62.

Goldsbrough, D. (1979), "The role of foreign direct investment in the external adjustment process", IMF Staff Papers 26.

Granger, C. W. J. (1986), "Developments in the study of cointegrated economic variables", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48.

Harvey, A. C. (1981), The econometric analysis of time series, Philip Allan, Oxford.

Hendry, D. (1979), "Predictive failure and econometric modelling in macroeconomics: The transactions demand for money", en P. Ormerod (ed.), Economic modelling, Heinemann, London.

Hendry, D.; A. Pagan y D. Sargan (1984), "Dynamic specification", en Z. Griliches y M. Intriligator (eds.), Handbook of econometrics, Vol. 2, North-Holland, Amsterdam.

Jarque, C.M. y A.K. Bera (1980), "Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals", Economics Letters 6.

Kiviet, J.F. (1986), Testing the specification of the linear regression model, University of Amsterdam, Amsterdam.

Lasheras, M.A. y M.A. Monés (1990), "La fiscalidad del ahorro en España ante la liberalización de capitales y la integración monetaria europea", Hacienda Pública Española 114.

Lizondo, J. S. (1991), "Foreign direct investment", en Determinants and systemic consequences of international capital flows, International Monetary Fund, Occasional Paper 77.

- Lunn, J. (1980), "Determinants of US direct investment in the EEC: Further evidence", European Economic Review 13.
- Lunn, J. (1983). "Determinants of US direct investment in the EEC: Revisited again", European Economic Review 21.
- Ngama, Y. L. y S. Sosvilla-Rivero (1990), "An empirical examination of absolute purchasing power parity: Spain 1977-1988", de próxima aparición en Revista Española de Economía.
- OECD (1991), Economic Outlook 49.
- Pain, N. y R. Barrell (1990), "An econometric analysis of US foreign direct investment", National Institute of Economic and Social Research, Discussion Paper 117.
- Phillips, A.W. (1954), "Stabilization policy in a closed economy", Economic Journal 64.
- Phillips, P. C. B. y B. E. Hansen (1990), "Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes", Review of Economic Studies 57.
- Phillips, P. C. B. y S. Ouliaris (1990), "Asymptotic properties of residual based tests for cointegration", Econometrica 58.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", Biometrika 75.
- Porter, M.E. (1986), "Competition in global industries: A conceptual framework", en M.E. Porter (ed.), Competition in global industries, Harvard Business School Press, Boston.
- Ray, E.J. (1977), "Foreign direct investment in manufacturing", Journal of Political Economy 85.

Requeijo, J. (1989), Introducción a la balanza de pagos de España, 3ª edición, Tecnos, Madrid.

Reich, R. (1990), "Who is us?", Harvard Business Review 68.

Reich, R. (1991), "Who is them?", Harvard Business Review 69.

Riedel, J. (1975), "The nature and determinants of export-oriented direct foreign investment in a developing country: A case study of Taiwan", Weltwirtschaftliches Archiv 111.

Root, F.R. y A.A. Ahmed (1979), "Empirical determinants of manufacturing direct foreign investment in developing countries", Economic Development and Cultural Change 27.

Sargan, D. (1964), "Wages and prices in the U.K.: A study in econometric methodology", en P. Hart, G. Mills y J. Whittaker (eds.), Econometric analysis for national planning, Butterworths, London.

Scaperlanda, A. y R. Balough (1983), "Determinants of US direct investment in the EEC: Revisited", European Economic Review 21.

Scaperlanda, A. y L.J. Mauer (1969), "The determinants of US direct investment in the EEC", American Economic Review 59.

Scaperlanda, A. y L.J. Mauer (1972), "The determinants of US direct investment in the EEC: Reply", American Economic Review 62.

Schmitz, A. y J. Bieri (1972), "EEC tariffs and US direct investment", European Economic Review 3.

Stevens, G. y R. Lipsey (1988), "Interactions between domestic and foreign investment", National Bureau of Economic Research, Working Paper 2714.

Stock, J. (1987), "Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors", Econometrica 55.

Torres, A. (1989), "Trade and foreign direct investment in Spain after EEC integration", trabajo preparado para el proyecto "Economic integration in an enlarged European Community", Center for Economic Policy Research y Comisión de las Comunidades Europeas (de próxima aparición en Alianza Editorial, Madrid).

Varela, F. y J. Rodríguez de Pablo (1974), "Las inversiones extranjeras en España: 1959-1974. Una vía al desarrollo", Información Comercial Española 493.