

UNA PERSPECTIVA DIFERENTE SOBRE EL DÉFICIT EXTERIOR*

IGNACIO MAULEÓN
Universidad de Alicante

El objetivo de este trabajo es explorar la posible influencia de factores de oferta en la aparición de déficit exteriores, y especialmente en el caso español. Para ello se expone brevemente una justificación teórica de la relación indicada, a partir de un modelo de M. Bruno (1976). A continuación se comprueba el posible cumplimiento en el caso español de las condiciones del modelo, si bien la validez del resultado se limita al período 1985-1990. El resultado es globalmente favorable a la tesis propuesta, es decir, existencia de un componente de oferta en la génesis y mantenimiento del déficit exterior de la economía española.

Palabras clave: déficit exterior, shock de productividad.

La evolución a grandes rasgos de las cifras principales del comercio exterior de nuestra economía, es un fenómeno bastante conocido. No obstante, puede ser interesante realizar algunas reflexiones adicionales. Para ello se presentan una serie de magnitudes, y su evolución en los años 1985-1990 (véase el cuadro 1). Algunos rasgos son bien conocidos: el déficit de mercancías se compensaba con un superávit de la balanza por cuenta corriente (prácticamente igual a la comercial en el caso español).

Para analizar la evolución de las variaciones anuales de los pasivos exteriores, algunos autores añaden el saldo de capital a largo plazo a la balanza por cuenta corriente. Parte de ese capital son créditos denominados en moneda extranjera, y constituyen una señal de futuros pagos en divisas. Por eso, otros autores que analizan más a fondo los problemas de la deuda externa, proponen añadir solamente la inversión directa y de cartera (véase el cuadro 1). La evolución de las cifras recogidas en el cuadro puede decirse que habla por sí sola: el deterioro del déficit de mercancías no ha podido ser compensado por el superávit de servicios, que además ha descendido; el creciente superávit de la balanza de inversiones ha tomado el relevo, pero el resultado final sigue siendo preocupante: aunque el saldo de la balanza objetivo fue positivo y creciente hasta 1988, a partir de ahí comenzó a descender peligrosamente, y de hecho el año 1990 fue negativo (la última columna recoge un resumen de las tendencias principales). Si a estas cifras se añade el hecho de que la inflación en España sigue siendo superior a la de la Comunidad Europea, una conclusión posible es que la causa de ambos fenómenos es un crecimiento de la demanda interna por encima de nuestras posibilidades.

* Agradezco los comentarios de J. Cañada, J. Segura, y los de dos evaluadores anónimos. La responsabilidad por los posibles errores es atribuible exclusivamente al autor.

Cuadro 1: EL DESEQUILIBRIO EXTERIOR EN ESPAÑA (% del PIB)

	85	86	87	88	89	90	90-85
I	-3,26	-3,37	-5,1	-5,92	-7,18	-6,81	-3,55
II	5,42	5,59	5,29	4,82	4,16	3,44	-1,98
III	2,16	2,22	0,19	-1,1	-3,02	-3,37	-5,53
IV	1,06	1,47	3,71	2,29	3,61	2,78	1,72
V	3,22	3,69	3,9	1,19	0,59	-0,59	-3,81

- (I): Balanza de mercancías
- (II): Balanza de servicios
- (III): Balanza comercial (excepto transferencias) (I+II)
- (IV): Inversión directa y de cartera
- (V): Balanza "objetivo" (III+IV)

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos citados en las referencias.

Esta es la conclusión a la que se llega desde un enfoque macroeconómico tradicional, cuyo núcleo explicativo es, precisamente, la demanda agregada.

Diversos fenómenos de importancia capital ocurridos en las dos décadas pasadas nos han recordado, sin embargo, que la oferta también es importante (precios de inputs importados, y desregulación, por ejemplo). El trabajo que se presenta aquí, en algún sentido se sitúa en esta corriente de análisis, y pretende subrayar la influencia de los shocks de productividad como causa explicativa del déficit exterior, adicionalmente a factores de demanda (cuya importancia no se pretende negar en ningún caso). Si además este shock de productividad se concentra en la industria, más expuesta a la competencia exterior que los servicios, esto contribuye a explicar la inflación de este último sector y, en general, la de la economía (Mauleón y Raymond (1993)). El análisis se concentra en el período 1985-1990, por lo que los resultados no son extrapolables, necesariamente, al período posterior ni a la actualidad. La sección 1.1, presenta un sencillo modelo teórico, que justifica la aparición de déficit exteriores ante incrementos de productividad; a continuación, la sección 1.2 está dedicada a comprobar la relevancia de dicho modelo teórico para el caso español. Una última sección recoge y pondera las conclusiones más importantes del trabajo.

1. UN ENFOQUE DE RACIONALIDAD INTERTEMPORAL

1.1. Justificación teórica

Para introducir este enfoque, vamos a considerar el equilibrio en una economía de dos periodos (o épocas, no necesariamente años). La ventaja de este procedimiento es su atractivo intuitivo, pues permite una explicación gráfica. Consideraremos que la economía posee una dotación inicial del único bien que existe, D ; sólo es posible consumir en el primer período la cantidad D_1 , y la cantidad restante $D_2=D-D_1$, pasa a ser, de este modo, una dotación del segundo período (el marco conceptual básico fue sugerido inicialmente por Bruno (1976), y desarrollado posteriormente por Muellbauer y Murphy (1990)). El bien mencio-

nado puede consumirse, C , o invertirse, I ; en este caso, la cantidad adicional obtenida en el segundo período será $f(I)$, siendo f la función de producción. De este modo, la línea D_1 , E_1 , y el arco restante hasta el eje de ordenadas, definen la frontera de posibilidades de consumo (cóncava, por suponerse la productividad marginal decreciente; la idea básica es que la utilización de una unidad adicional de factor productivo genera cada vez menor cantidad de producto, y a la inversa, de donde la concavidad se deduce sin problemas; una demostración más detallada puede encontrarse en cualquier libro introductorio de Microeconomía). Si no hay acceso a los mercados de capitales internacionales, el equilibrio se alcanza en un punto como el E_1 , donde se cumplen las condiciones usuales de optimalidad (es decir, tangencia de la curva de indiferencia con la frontera productiva). En ese punto se cumplirá que,

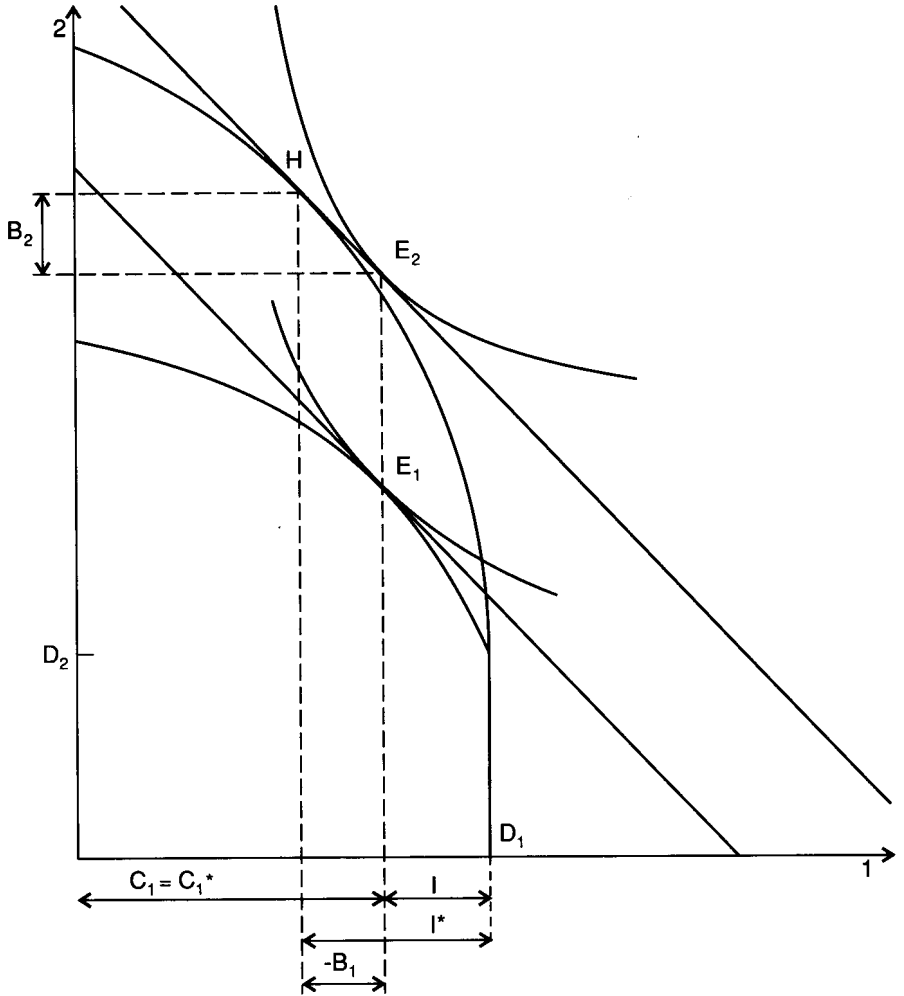
$$\begin{aligned} D_1 &= C_1 + I \\ C_2 &= D_2 + f(D_1 - C_1) \end{aligned} \quad (1)$$

Si existe acceso a los mercados internacionales de capital, se puede prestar y tomar prestado al tipo de interés mundial, que coincidirá con el nacional. En principio, y antes de la apertura de los mercados, el tipo de interés nacional no tiene por qué coincidir con el internacional. No obstante, y para centrar la exposición en el punto de interés, supondremos que esto es así, sin que esto afecte al argumento que se desarrolla en modo alguno. Además, después de la apertura se producirá una igualación internacional de rentabilidades, que es, en definitiva, lo que se ha supuesto que ocurre desde el principio. Así, la frontera de consumo estará definida, ahora, por la línea recta tangente a la anterior frontera, cuya pendiente será $(1+r)$, siendo r el tipo de interés real. Esta frontera ha aumentado sensiblemente respecto al caso anterior sin acceso a los mercados internacionales de capitales, debido a la posibilidad de prestar y tomar prestado internacionalmente. Por ejemplo, puntos a la izquierda de E_1 significan que la economía consume menos en el primer período: como la inversión permanece constante, se genera un exceso de ahorro que se presta al exterior y se recupera en el período siguiente. Estos flujos constituyen las balanzas comerciales en ambos períodos (B_1 , B_2). Así, se cumplirá que

$$\begin{aligned} D_1 &= C_1 + I + B_1 \\ D_2 + f(I) &= C_2 + B_2 \\ B_2 &= - (1+r) B_1 \end{aligned} \quad (2)$$

Formalmente, el problema será maximizar la utilidad intertemporal, que dependerá del consumo de ambos períodos, $U(C_1, C_2)$, sujeta a las restricciones anteriores. Dados D_1 y D_2 , el problema se puede formular matemáticamente como la optimización de un lagrangiano, respecto a las cinco variables del problema (C_1, I, B_1, C_2, B_2). Alternativamente, podemos despejar en las restricciones anteriores I y B_2 , lo que permitiría escribir el consumo del segundo período como $C_2 = f(D_1 - C_1 - B_1) + D_2 + (1+r)B_1$, es decir, la dotación del segundo período, más el producto de la inversión y el préstamo internacional del primer período. Sustituyendo, ahora, esta expresión en la función de utilidad, el problema es una maximización convencional de una función respecto a dos variables, C_1 y B_1 . Las condiciones de primer orden se obtienen con facilidad, y están dadas por,

Gráfico 1: PERTURBACIÓN DE OFERTA



$$U_1/U_2 = f_1 = (1+r) \quad (3)$$

es decir, que la tasa de sustitución intertemporal del consumo sea igual a la rentabilidad de la inversión, y al tipo de interés real exterior (más uno). Estas son las dos condiciones habituales de tangencia, que gráficamente son obvias (véase el gráfico 1).

En el caso representado en el gráfico suponemos, por conveniencia, que no existe desequilibrio externo inicialmente (punto E_1). A continuación se estudian los efectos de las posibles perturbaciones de oferta y demanda en esta economía. La perturbación puede ser de oferta, y concretamente de productividad. El primer efecto de un aumento de la productividad de la inversión consistirá en un desplazamiento hacia arriba de la curva de posibilidades de producción, obviamente. Como la dotación del primer período es fija, no obstante, en este período la curva no se desplaza a la derecha: en este caso, y como muestra el gráfico, el equilibrio se alcanza en el punto E_2 . El consumo y la inversión del primer período, posterior al shock de productividad, se designan por C_1^* y I^* , respectivamente: por comodidad, suponemos que el equilibrio se alcanza en un punto tal que el consumo permanece constante en el primer período ($C_1=C_1^*$). Sin embargo, y dado que la combinación de consumo e inversión en el primer período está dada por el punto H de la frontera productiva (véase el gráfico), el nuevo valor de la inversión I^* , es superior al anterior, I , y esta diferencia es precisamente igual al déficit comercial B_1 (notese que $B_1 < 0$, y en el gráfico se escribe $-B_1$, para indicar la diferencia $C_1^*+I^*-D_1$, que es positiva). En el período 2, es evidente gráficamente que el consumo aumentará (compárese la ordenada correspondiente al punto E_2 con la de E_1). Pero, también, este consumo, C_1 , será menor a la disponibilidad total del bien (diferencia entre las ordenadas de H y E_2): esta diferencia será, precisamente, igual al ahorro necesario para devolver el préstamo inicial B_1 , más los intereses por él generados, $B_1 \cdot r$ (gráficamente también es inmediato que $B_2 = -(1+r)B_1$). Así, es racional y conveniente endeudarse hoy en el exterior, para crecer más deprisa y consumir más mañana. Para que sean relevantes los resultados de este gráfico deben cumplirse los siguiente hechos:

- 1) existencia de un shock de productividad.
- 2) que ese shock sea la causa del déficit externo.
- 3) que el acceso a los mercados de capitales esté garantizado.
- 4) que la inversión mejore la balanza exterior en el futuro.

Los apartados siguientes estudian el posible cumplimiento de estas condiciones, en cierto período reciente, en el que se considera que la explicación propuesta puede tener cierta relevancia.

El caso de shocks de demanda merece un comentario especial. Bajo el supuesto de la hipótesis Ricardiana, aparentemente no puede producirse un déficit exterior, que sería evidencia directa en contra del cumplimiento de esta hipótesis (recuérdese que la capacidad financiera de la nación es igual al ahorro doméstico menos la inversión doméstica (pública más privada), y es igual al préstamo neto al exterior, es decir, el saldo de la balanza por cuenta corriente). Sin embargo, y como gráficamente se comprueba, la racionalidad intertemporal no implica necesariamente el equilibrio continuo de las cuentas exteriores. No obstante, si el origen de un déficit externo es una perturbación de demanda, el problema es mayor por: 1) es preciso suponer racionalidad intertemporal estricta para que sea sostenible, y, 2) al no invertirse productivamente el préstamo externo, se limitan

las posibilidades de pagos futuros de intereses. En cualquier caso, la hipótesis Ricardiana no parece cumplirse en el caso español (véase, por ejemplo, Mauleón (1989), y Calvo y Mauleón (1993)), lo que justificaría atribuir el déficit exterior a una expansión de la demanda interna. Pero el déficit exterior mide la capacidad financiera de la nación (ahorro doméstico menos inversión), de modo que puede producirse igualmente con incrementos del ahorro y de la inversión (de hecho, este parece ser el caso durante el período considerado).

1.2. Comprobación empírica

a) Shocks de productividad

El primer punto que se requiere comprobar para considerar la relevancia práctica de las consideraciones teóricas expuestas en el apartado anterior, es la posible existencia de incrementos sustanciales en la productividad del capital de la economía española en los últimos años del período considerado. Una primera aproximación al problema se puede obtener a partir de algunos cálculos sencillos, elaborados a partir de series de stock de capital, empleo y producción (véase Corrales y Taguas (1989), para las cifras del stock de capital). Los Cuadros 2 y 3 presentan el resultado de estos cálculos básicos:

Los datos del Cuadro 2 permiten extraer algunos de los rasgos básicos relevantes al problema en discusión: por una parte observamos un incremento importante en la productividad del trabajo, paralela a un descenso en la del capital, en el primer período (73/82); por otra, la productividad de ambos factores aumenta en el segundo período (82/89). Es útil recordar, por otra parte, que en una función de producción Cobb-Douglas la productividad marginal es una proporción fija de la media, y que dicha función de producción ajusta razonablemente bien los datos de la economía española. Una estimación que justifica la capacidad de ajuste de la Cobb-Douglas a la economía española es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log } (y) &= 0,36 \Delta \text{log } (K) + 0,625 \Delta \text{log } (L) \\ &\quad (4,7) \qquad \qquad (5,2) \\ &- 0,33 \text{Log } (y/L)_{-1} + 0,2 \text{Log } (K/L)_{-1} \\ &\quad (8,9) \qquad \qquad (8,5) \end{aligned}$$

$T = 29$ (1961-1989) ; $R^2 = 0,85$; $\sigma = 0,0153$ (4)

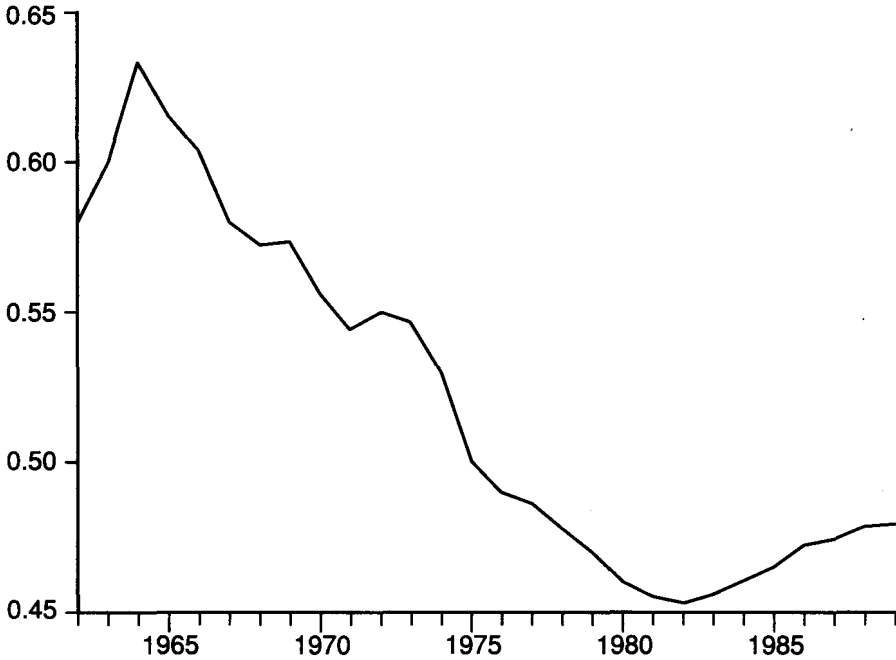
Cuadro 2

	73	82	89
Y/K	0,866	0,72	0,75
Y/L	1,17	1,57	1,71

Y: Pib, K: capital, L: empleo

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos citados en las referencias

Gráfico 2: RENTABILIDAD DEL CAPITAL



(los contrastes estadísticos relevantes, junto con una discusión de los resultados, se presentan en el Anexo 1).

El Cuadro 3 contiene las tasas de crecimiento anual porcentual de las variables relevantes. En conjunto, los datos de estos dos cuadros, unidos a hechos bien conocidos que no es necesario repetir aquí, son susceptibles de la interpretación siguiente: En el primer período (73/82), y como consecuencia de la elevación de los precios de las materias primas, y especialmente el petróleo, descienden los precios reales que pueden pagarse a los factores productivos nacionales (trabajo y capital), compatibles con el mantenimiento del nivel de actividad. Dada la rigidez de los salarios reales a la baja, y el descenso de los tipos reales de interés

Cuadro 3

	$\Delta\%$ (Y/L)	$\Delta\%$ (Y/K)	$\Delta\%Y$	$\Delta\%K$	$\Delta\%L$
73/82	3,32	-2	2,4	5,1	-1
82/89	1,23	0,58	3,9	3,3	2,3

en el período (los tipos nominales no reflejan la aceleración de los precios), se produce una sustitución de trabajo por capital (este es el enfoque de Bruno y Sachs). Simultáneamente la tasa de crecimiento del PIB se ralentiza considerablemente, como consecuencia del incremento en el precio de la energía, relativamente al deflactor del valor añadido. La consecuencia es un importante incremento de la inversión, un descenso del empleo, un incremento de la productividad del empleo, y un descenso de la del capital.

En el segundo período la situación cambia drásticamente: en primer lugar, los precios relativos de los factores domésticos tienden a recuperar la situación inicial (contención de los salarios reales, e incremento del tipo de interés real); en segundo lugar, se produce una expansión notable de la actividad interna y mundial. En los datos de los Cuadros 2 y 3, esto se refleja en un incremento de la inversión más lento, una recuperación decidida del empleo, y un incremento en la productividad media de ambos factores. En concreto, la productividad del capital pasa de caer a un ritmo del 2% anual en el primer período, a crecer al 0,6% anual aproximadamente, como puede observarse en el gráfico 2. Este punto, no obstante, merece una discusión más detallada. Existen, en principio, al menos tres medidas posibles de rentabilidad del capital: 1) rentabilidad contable (ésta parece ser la medida publicada en el n.º 51 de la revista *European Economy* (EE)), 2) productividad marginal del capital, y, 3) coste del capital. Sólo si las condiciones de primer orden para un óptimo se cumplen, coinciden las tres (véase el Anexo 1). De otro modo, como parece ser el caso relevante aquí (véase el Anexo 1 de nuevo), no será así, y se plantea el problema de cual seleccionar. La medida contable de EE se multiplica por 2,15 en el período 1981-1990, lo que corresponde a una tasa de crecimiento anualizada del 8,9%, y no registra descensos en ese período (excepto uno muy leve en el año 1983). Sin embargo, la tasa de crecimiento real promedio de la inversión bruta en bienes de equipo en el período 1981-1984 es -2,97%, mientras que la del período 1985-1989 es 13,86% (según las Cuentas Financieras publicadas por el Banco de España, para 1981-1990): teniendo en cuenta que la hipótesis de la Q de Tobin se basa en la existencia de costes de ajuste, es razonable, asimismo, que el despegue de la rentabilidad sea previo al de la inversión. Así, y sin que ello signifique de ningún modo negar la validez e interés de la serie de rentabilidad contable del capital, parece que el comportamiento de la inversión, concuerda más con la medida de rentabilidad basada en la productividad del capital, como aquí se propone. Merece señalarse, también, que el perfil de la productividad del capital propuesto aquí, es similar al obtenible a partir de la relación capital/producto derivada por Raymond (1993), al menos para el período 1975-1990, aunque en este caso el despegue de la rentabilidad sea algo posterior (el pico de rentabilidad asignado al año 1964 en el gráfico 2 es discutible, pero no afecta a la base del argumento defendido en esta sección). Esto es todavía más importante, si cabe, dada la incertidumbre existente respecto a la estimación de las cifras de stock de capital (por ejemplo, la estimación implícita en Raymond (1993), es muy superior a la de Corrales y Taguas, y se basa en una tasa de depreciación mucho menor, que se estima económicamente, en lugar de asignarle un valor apriorístico).

La tercera medida posible de rentabilidad del capital es su coste. Esta medida presenta un problema importante, que es la medición del tipo de interés real. En la práctica, los tipos nominales en España han seguido una evolución histórica muy difícilmente relacionable con la tasa de inflación (véase, por ejemplo, Calvo

y Mauleón (1993)). Esto puede explicarse por varias razones, pero una de ellas puede ser la dificultad para que los agentes económicos formen expectativas de inflación correctas (véase Mauleón y Pérez (1984)). Así, y en definitiva, la medida de rentabilidad propuesta en el gráfico 2, aunque no única ni indiscutible en modo alguno, tampoco es fácilmente descalificable, y presenta, por el contrario, un perfil compatible con una explicación de la inversión basada en la hipótesis de la Q de Tobin (apoyo empírico para esta hipótesis en el caso español puede encontrarse en Mauleón (1986a)).

La productividad del capital aumenta en el segundo período sin lugar a dudas, como se quería comprobar. Pero es importante profundizar en este hecho: por una parte, el incremento del empleo es una causa directa del incremento en la productividad del capital; por otra, el alza en la productividad de ambos factores refleja un incremento genuino de la productividad general de la economía, ocasionada por el progreso técnico (cuyo origen, a su vez, puede residir en el mayor nivel tecnológico del capital incorporado en los últimos años). De hecho, estas dos fuentes básicas del crecimiento de la productividad son las identificadas en una reciente investigación de Martín (1992), referida a la industria en el período 1981-1986. Aunque el período no sea coincidente con el aquí considerado, las fuentes del crecimiento de la productividad identificadas en este trabajo son lógicas económica e intuitivamente: por un lado, el gasto en I+D y en pagos tecnológicos explicaría, aproximadamente, el 40% del crecimiento de la productividad; por otro, la incorporación de nuevo capital tecnológicamente más avanzado, bien sea debido a la rotación simple de empresas, o a la inversión neta total positiva (expansión de la actividad y el stock de capital), explicaría un 50% adicional; finalmente, el 10% restante podría explicarse por el aumento de la demanda, que probablemente implica una mayor utilización de la capacidad productiva (en realidad, esto no supondría un incremento genuino de la productividad del capital instalado, pero su contribución, en todo caso, es marginal).

Por último, es interesante estudiar la evolución anual de dicha productividad, comprobándose fácilmente, que dicho incremento se ha concentrado aproximadamente en el último quinquenio, que es precisamente el período en el que el déficit comercial exterior comenzó a acentuarse. En resumen, efectivamente la productividad del capital de la economía española ha aumentado apreciablemente en los últimos años del período considerado, con lo que el primer requisito para la aplicabilidad del marco teórico expuesto en el apartado anterior se cumple.

b) Déficit comercial, shocks de oferta y de demanda

El principal objetivo de este apartado es presentar estimaciones que permitan descomponer la parte del déficit comercial atribuible a la expansión de la demanda interna, y la parte correspondiente al incremento de productividad observada en la economía española. En lugar de especificar ecuaciones de exportaciones e importaciones por separado, aquí se propone una ecuación directa para la balanza comercial. La razón es doble: 1) este es el objetivo del análisis presente, y 2) razones de índole práctica. En este segundo grupo, un punto crucial comúnmente olvidado es que existe un gran volumen de importaciones dependientes de las exportaciones (por ejemplo, el refinado de petróleo (maquilas), la importación de componentes y exportación de vehículos, etc.). Designando, entonces, a este tipo de exportaciones e importaciones dependientes respectivamente por X_d y M_d , y al resto por X_r y M_r , tendremos que $X = X_d + X_r$, $X_d = M_d$, $M = M_d + M_r = X_d + M_r$ (podría suponerse, alternativamente, y de forma más realista, quizás, que $M_d = f(X_d)$, siendo

f(.) una función creciente; el argumento que se presenta a continuación, no se ve afectado sustancialmente por esta generalización, no obstante). La existencia de este componente común en ambos conceptos presenta ciertos inconvenientes desde el punto de vista de la estimación. Así, y denominando los precios relativos por "q", tendremos que, $dX_d(q)/dq > 0$, $dM_r(q)/dq < 0$, de modo que el signo de la derivada $dM(q)/dq = dX_d(q)/dq + dM_r(q)/dq$ no está definido, en principio, lo que explica la dificultad empírica para encontrar un efecto significativo de los precios relativos en las importaciones (véase Mauleón (1985b)). Además, una modelización más cuidadosa, en la que se desagregan las importaciones energéticas y las no energéticas, para evitar la posibilidad de que los fuertes cambios en el precio de la energía puedan alterar el impacto estimado de los precios relativos, tampoco resuelve el problema que se comenta (véase Mauleón (1988)). Este problema, sin embargo, puede resolverse fácilmente modelizando el saldo de la balanza, ya que en ese caso,

$$\begin{aligned} X - M &= X_r - M_r \\ d(X-M)/dq &= dX_r(q)/dq - dM_r(q)/dq > 0 \end{aligned} \quad (5)$$

cuyo signo es inequívocamente positivo.

El modelo, y las variables básicas propuestas para explicar el déficit comercial, son las siguientes:

$$BM = BM(\text{PROD}, \text{DD}, \text{YW}, \text{ICO}) \quad (6)$$

BM: saldo de la balanza de mercancías (X-M), en pesetas reales.

PROD: productividad.

DD: índice de demanda interna.

YW: índice de actividad real exterior.

ICO: índice de competitividad.

Se han probado varias posibles variables de demanda interna. La más común, el PIB, tiene la dificultad de ser igual a la demanda interna más el saldo de la balanza comercial, lo que sesga los coeficientes. Así, y si para simplificar expresamos de modo compacto la relación anterior en la forma,

$$B = a(\text{DD} + B) + e \quad (7)$$

siendo "e" un error con propiedades clásicas, e incorrelacionado con la demanda interna, es sencillo derivar el sesgo asintótico del estimador mínimo cuadrático de "a", que está dado por $s_e^2 / (s_y^2(1-a))$, siendo "s" las respectivas desviaciones estándar de "e" y de $y = \text{DD} + B$ (si la variable DD posee tendencia, es evidente que su varianza no existe, y por tanto el sesgo desaparece: no obstante, si la varianza del error aumenta con la media de DD, el sesgo se mantiene; véase el Anexo 2). Además, el objetivo principal que nos ocupa es separar el déficit generado exclusivamente por una expansión de la demanda interna, y el generado por el alza de productividad. Otra posibilidad es utilizar algún índice de gasto público, pero esta variable no dió resultados aceptables en las estimaciones. Finalmente, la variable más razonable teóricamente, y que mejores resultados ha dado, es la demanda interna de consumo, público más privado. El índice de competitividad es un índice de tipo de cambio efectivo real. Aumentos indican que el país se hace más competitivo (depreciaciones, o diferencial de inflación menor). La variable YW es una media ponderada del PIB de los países que mayor importancia poseen en

nuestro comercio exterior (las variables ICO e YW han sido calculadas explícitamente para este estudio, a partir de los datos del F.M.I.). A continuación se presentan algunas regresiones descriptivas que permiten caracterizar los rasgos más notables de los datos, sin considerar su validez formal profundamente. La primera estimación que se va a presentar, recoge las tendencias básicas a largo plazo de la balanza comercial y sus factores explicativos (relación de largo plazo en el sentido de que relaciona los niveles de las variables):

$$BM = - 4,96 DD + 0,24 ICO - 1,45 PROD + 3,25 YW$$

$$(5,9) \quad (1,13) \quad (7,0) \quad (4,4)$$

$$R^2 = 0,81 ; T = (1961-1989) = 29 ; DW = 0,71 \quad (8)$$

El ajuste es aceptable, especialmente teniendo en cuenta el bajo número de variables empleadas en relación al período de tiempo explicado (4 para 29 años): dado que las ecuaciones econométricas se obtienen mediante búsquedas de especificación basadas simplemente en el método de prueba y error, el nivel de significación final es mucho menor que el teórico (véase, por ejemplo, Leamer (1978) sobre este problema); en general, cuanto mayor sea el número de variables de una ecuación, mayor habrá sido la búsqueda, por lo que los resultados finales serán mucho menos fiables. Este problema se acentúa cuando se utilizan una variedad de transformaciones y especificaciones dinámicas, y cuando las variables poseen tendencia: el ejemplo típico de este problema sería una regresión con 20-25 observaciones anuales en niveles, y con 7 u 8 variables explicativas (véase el Anexo 2). El DW indica ciertos problemas de autocorrelación, aunque no puede descartarse la cointegración de las variables consideradas. No obstante, y como existen otras consideraciones que cuentan en este sentido (especialmente dinámicas), a continuación se presenta el resultado de estimar en primeras diferencias (relaciones de corto plazo, si se quiere),

$$\Delta BM = - 4,64 \Delta DD + 0,38 \Delta ICO - 0,5 \Delta PROD + 3 \Delta YW$$

$$(4,9) \quad (2,3) \quad (2,1) \quad (3,2)$$

$$R^2 = 0,65 ; T = (1962-1989) = 28 ; DW = 1,3 \quad (9)$$

Los resultados de esta estimación son globalmente positivos, y coinciden con los anteriores. Son especialmente destacables los siguientes:

- 1) La demanda interna y la mundial juegan un papel importante en la explicación de la balanza, a corto y largo plazo.
- 2) La competitividad es importante a corto, pero no tanto a largo.
- 3) La productividad es importante a largo, pero no tanto a corto. Esto es lógico, si se tiene en cuenta que la productividad determina la rentabilidad de la inversión, variable esta última más influida por consideraciones de largo plazo.

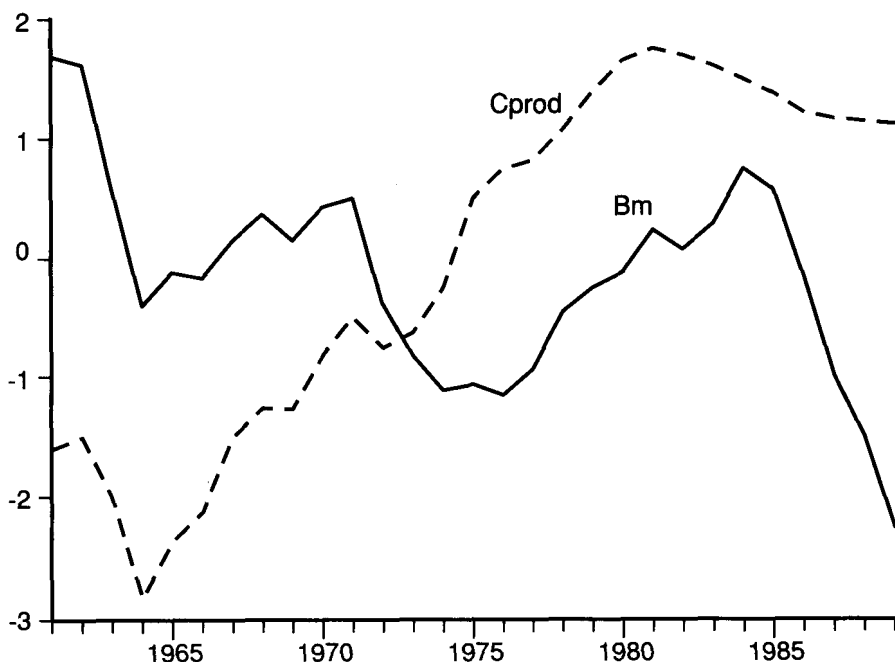
En todos los casos los coeficientes poseen el signo correcto y, en particular, aumentos de productividad conducen a deterioros de la balanza comercial. Para integrar los dos enfoques anteriores, se presenta a continuación una ecuación con mecanismo de corrección de error,

$$\Delta BM = - 5,3 \Delta DD + 0,33 \Delta ICO - 0,9 \Delta PROD + 3,8 \Delta YW - 0,32 MCE_2$$

$$(5,9) \quad (2,2) \quad (3,4) \quad (4,2) \quad (2,0)$$

$$R^2 = 0,74 ; T = 1964-1981 = 26 ; DW = 1,97 \quad (10)$$

Gráfico 3: BALANZA DE MERCANCÍAS Y FACTORES EXPLICATIVOS
(series normalizadas)



Bm: Balanza de mercancías. Cprod: Contribución de la productividad

donde MCE son los errores del ajuste de la ecuación en niveles, es decir, el comúnmente denominado mecanismo de corrección de error (un análisis estadístico más formal, que incluye contrastes de validación, y análisis de cointegración, se presenta en el Anexo 2). Es interesante observar que, ahora, los coeficientes a corto se acercan a los de largo plazo: en definitiva, y dado que el ajuste de esta última ecuación es algo lento, una elección prudente para el impacto a medio plazo de cada variable en el saldo comercial, serían los coeficientes a corto de esta última estimación. En este caso concluiríamos que, tanto la productividad, como el índice de competitividad, son significativos. La conclusión final es, por tanto, que el origen del deterioro de la balanza comercial española en los últimos años se debe a perturbaciones de oferta (shock de productividad) y de demanda (originado por shocks de riqueza financiera e inmobiliaria, posiblemente, y por la disminución de aranceles). La influencia de la pérdida de competitividad es de orden menor a largo plazo, de acuerdo a la estimación presentada. No obstante, este resultado refleja, probablemente, un promedio histórico no tan relevante hoy día: de hecho, estimaciones con una muestra no tan alejada en el tiempo, sí detectan un impacto significativo e importante de la competitividad, a corto y

largo plazo, en ambas balanzas, comercial y de servicios (véase, por ejemplo Mauleón (1992)). El gráfico 3, por último, visualiza la contribución de la productividad al deterioro de la balanza comercial en los últimos años.

El paso siguiente en este apartado es analizar otros componentes de la balanza de pagos relevantes al problema bajo estudio. En concreto, interesa saber hasta que punto el déficit comercial es financiable fácilmente o no, con el superávit de servicios y la inversión exterior. Respecto a la balanza de servicios, su saldo ha sido favorable durante los últimos 25 años, y su valor promedio sobre el PIB del 5%, sin grandes oscilaciones: esto indica que alrededor de un 5% sobre el PIB del déficit de la balanza de mercancías, es financiable cómodamente mediante la venta de servicios. Por otra parte, la balanza de servicios es muy sensible a los precios relativos (Padilla (1988), Mauleón (1992)), de modo que la reciente pérdida de competitividad puede dificultar esta vía de financiación. Respecto a la inversión exterior, directa y de cartera, es razonable suponer que parcialmente está inducida por el incremento de la productividad en nuestro país: así, esta variable explica el mayor déficit comercial, pero también provoca una financiación más fácil a través de la atracción del capital exterior (véase Sastre (1993)). De todos modos, no se debe confiar demasiado en este efecto, puesto que su relevancia empírica no está totalmente comprobada. Además, la inversión exterior está influenciada, en gran medida, por expectativas de difícil medición, lo que explicaría su notoria volatilidad.

c) Integración de los mercados internacionales de capitales

En la introducción a este trabajo se ha visto que la integración del mercado de capitales nacional con el internacional, es imprescindible para poder financiar cómodamente un desequilibrio externo. Se ha mostrado gráficamente, además, que el origen de este desequilibrio pueden ser las mayores posibilidades de crecimiento de un país: en resumen, la libre circulación de capitales puede ser muy beneficiosa desde un punto de vista nacional (véase, asimismo, por ejemplo, Siebert (1989)).

La cuestión siguiente es comprobar si efectivamente se da esa movilidad o, por el contrario, si existen trabas que la dificultan. Estas trabas pueden ser de diversos tipos, como por ejemplo, a) legales, b) técnicas, y, c) puramente económicas (incertidumbre y riesgo, principalmente). Una primera aproximación al problema puede obtenerse siguiendo el enfoque recientemente propuesto por Taylor (1989). Este autor propone evaluar la integración de los mercados de capitales, comparando el tipo de interés nacional a corto plazo, con el correspondiente tipo en los mercados internacionales. Si existe un mercado a plazo internacional sobre la moneda considerada, el valor a un plazo de tipo de cambio define un tipo de interés, ya que,

$$i_A = (e^f/e-1) + i_w \quad (11)$$

donde e^f es el tipo de cambio a plazo (unidades nacionales por unidad exterior), i_w el tipo mundial al mismo plazo que el contrato de tipo de cambio, y i_A es el tipo implícito. El eventual diferencial ($i-i_A$), siendo i el tipo nacional a corto, es un reflejo de las dificultades para establecer arbitrajes, y por tanto de la ausencia de integración de los mercados de capitales. En general, los resultados de este ejercicio muestran una integración alta a corto plazo. Pero la integración de los mercados a corto no implica la integración de los mercados a largo. Como señalaron Feldstein y Horioka (1980) en un artículo de gran impacto hace unos años,

la existencia de curvas de tipos generalmente no horizontales puede ser reflejo, parcialmente, de la falta de integración de los mercados a corto y largo nacionales y, por tanto, de los mercados a largo internacionales, aún cuando los mercados a corto estén integrados. Otra posibilidad para valorar el problema bajo estudio que estos autores comentan, es la comparación de los flujos de operaciones corrientes y de capital. En el caso español, el cuadro 4 puede ser ilustrativo.

Antes de la primera crisis del petróleo, la integración de España se reflejó en una tendencia progresiva a la integración financiera (a partir de 1965 especialmente, véase el gráfico 4). Este proceso se estancó (e incluso se invirtió ligeramente) en los años posteriores: como producto de la crisis, la mayor volatilidad de los tipos de cambio introdujo, probablemente, un grado de incertidumbre que frenaba los movimientos de capitales internacionales (zona II, gráfico 4). Finalmente, con la integración económica en Europa, la integración financiera se ha acentuado extraordinariamente (zona III, gráfico 4). Feldstein y Horioka (F-H) argumentan que estos movimientos y volúmenes comparativos pueden ser engañosos. Así, un bajo volumen de transacciones financieras internacionales puede ser el resultado, simplemente, de unos tipos de interés a largo muy igualados, y reflejo, por tanto, de mercados integrados. Por el contrario, volúmenes altos pueden indicar exclusivamente tomas estratégicas de posición de las carteras institucionales (resultado de la política de diversificación de riesgos, por ejemplo). Por estas razones, F-H proponen contrastar la integración de los mercados mediante la siguiente idea: una alta correlación del ahorro e inversión nacionales, sería indicativo de que el capital nacional no busca alternativas de inversión fuera de sus fronteras. En resumen, una alta correlación del ahorro y la inversión sería indicativo de falta de integración, y a la inversa (como es sabido, el resultado obtenido por estos autores, fue una notable ausencia de integración). El enfoque de F-H es discutible por, al menos, las tres razones siguientes (véase, también, por ejemplo, Bayoumi (1990), y Enders *et. al.* (1990)):

1) La correlación S/I doméstica puede deberse a una política consciente de los gobiernos, que tratan de corregir los desequilibrios externos (algunos autores del FMI sostienen esta hipótesis).

Cuadro 4: OPERACIONES CORRIENTES Y DE CAPITAL
(millones de dólares USA)

	1960	1965	1970	1974	1980	1985	1989
I	1.020	2.846	5.190	15.372	37.517	37.602	79.232
II	148	364	923	2.560	6.717	8.071	35.998
II/I	0,145	0,128	0,178	0,166	0,179	0,215	0,454

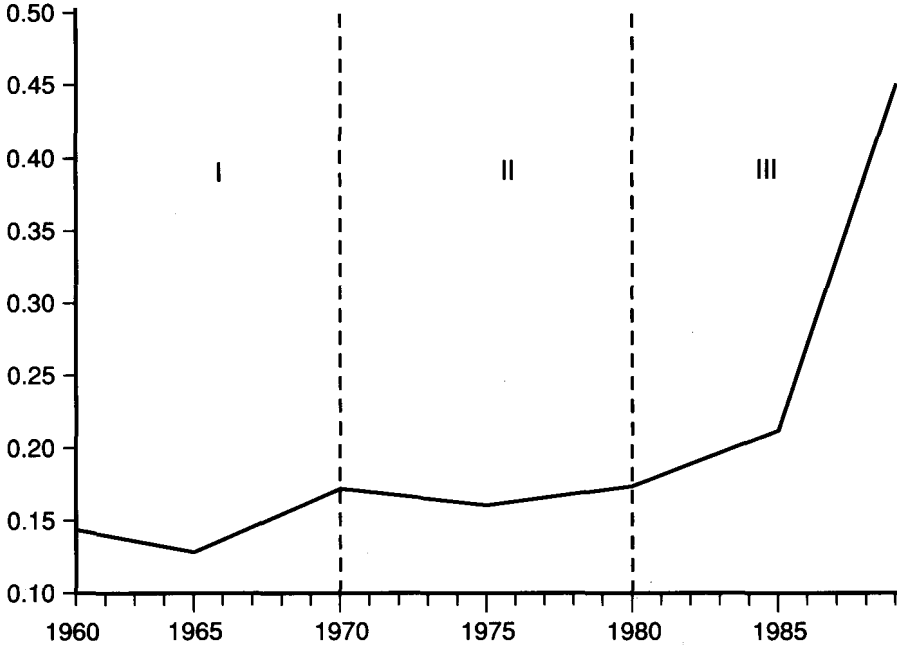
I: Volumen de operaciones por cuenta corriente (excluidas transferencias).

II. Volumen de operaciones de capital a largo plazo.

En todos los casos, promedios de ingresos y pagos.

Fuente: Banco de España (Informes Anuales, varios años) y elaboración propia.

Gráfico 4: OPERACIONES CORRIENTES Y DE CAPITAL



Balanza de pagos
Proporción de operaciones de capital sobre operaciones corrientes

2) Corrección consciente de los desequilibrios por parte del sector privado (racionalidad intertemporal, y cumplimiento de la restricción intertemporal de la nación).

3) La alta correlación entre exportaciones e importaciones, que es el reflejo de la correlación entre inversión y ahorro nacionales, puede ser debida al fenómeno comentado en otro apartado de este trabajo, relativo al contenido importante de importaciones en las exportaciones (reexportación de productos elaborados, básicamente). Esto es debido a que la diferencia entre el ahorro (S) y la inversión (I) interior totales (pública más privada) es igual al saldo de la balanza por cuenta corriente ($S-I=X-M$).

Por último, se plantea otro problema de mayor envergadura: si la ausencia de correlación entre S e I nacionales se interpreta como movilidad de capitales, entonces, un déficit comercial, por el mero hecho de existir, es prueba de que se puede financiar sin problemas. Está claro que aquí hay una conclusión tautológica de peligroso alcance dado que, precisamente, lo que se debe contrastar es la movilidad de capitales internacionales, para evaluar las posibilidades de financiar un déficit futuro.

La idea básica que se propone aquí para contrastar la integración es elemental, y en cierto modo la más obvia, y se basa en lo siguiente: si los mercados no

están integrados, será preciso un diferencial de intereses a favor del país deficitario para financiar el desequilibrio, mayor cuanto menor sea la integración. Por el contrario, si los mercados están perfectamente integrados, las rentabilidades se igualan mundialmente, la movilidad de capitales es perfecta, y cualquier déficit puede financiarse sin problemas. Se trata, por consiguiente, de estimar una ecuación del tipo,

$$i - i_w = a_0 + a_1 (B/Y) \quad (12)$$

donde B es el saldo de la balanza comercial, e "Y" el PIB del país correspondiente. Si los mercados no están integrados, a_1 será negativo ($B < 0$ implica un déficit). Si, por el contrario, están integrados, a_1 será aproximadamente cero. El contraste estadístico es de una cola (no dos) y la hipótesis nula de integración es $a_1 > 0$ (se admite la posibilidad de que $a_1 > 0$ por posibles errores estadísticos y de especificación). Aunque no se pretende dar una interpretación teórica sólida a la ecuación (12), debe observarse que puede ser reinterpretada como la ecuación típica de movimientos exteriores de capitales, en la que los flujos netos se hacen depender del diferencial correspondiente de tipos de interés.

Como en los últimos años se han producido cambios importantes en la legislación cambiaría y de otro tipo, es importante introducir un elemento tendencial en la ecuación explicativa de los tipos de interés. Además, puede ser interesante presentar dos tipos de contrastes: 1) Integración del mercado español con el mundial, y, 2) Integración de los principales mercados europeos. La motivación para este segundo contraste, reside en que la legislación española está liberalizándose considerablemente en este aspecto: tiene interés, por tanto, contrastar la integración del mercado de capitales en el que estamos cada vez más integrados.

Respecto al primer contraste, las variables mundiales han sido construidas mediante promedios, donde cada país recibe la ponderación que posee en la composición de la deuda externa española. El resultado principal es el siguiente:

$$(r - r_w) = - 0,4 + 11,8 (B/Y) - 3,7 ((B/Y) \log(t))$$

(0,2) (2,2) (2,3)

$$u = 0,69 u_{-1} + e$$

(4,8)

$$T = 28 (1962-1984) ; R^2 = 0,6 ; D.W = 1,85 \quad (13)$$

donde "r" es el tipo de interés real español, y "r_w" el mundial relevante (también se probó la variable $(i - i_w - \Delta \log(e))$, es decir, el diferencial descubierto, pero no dió ningún resultado claro). Dado el coeficiente negativo de la variable tendencial, parece que podemos concluir que el mercado de capitales español tiende a disociarse del europeo (el t ratio de una cola al 97,9% es 2,06). Sin embargo, esto es, probablemente, el resultado de años de política monetaria restrictiva y controles legales muy rígidos a los movimientos exteriores de capitales. Aunque es cierto, entonces, que el fenómeno captado en la ecuación es real y no un artificio estadístico, también es verdad que es reflejo de controles legales.

Respecto al caso europeo, el procedimiento elegido para el contraste ha sido ligeramente más complejo. En primer lugar se han seleccionado los principales países de la comunidad europea, Alemania (A), Francia (F), Inglaterra (UK), e Italia (I), y se ha especificado el modelo siguiente,

$$(r_i - r_w)_i = a_i + d (B/Y)_{it} + g (\log(t) B/Y)_{it}$$

$$i = (A,F,UK,I) \quad (14)$$

Es decir, se estima una ecuación similar al caso de un país, pero se permiten constantes diferentes. Como era de esperar, estos mercados parecen bastante integrados de acuerdo a los resultados econométricos, y la tendencia es, en todo caso, a una mayor integración (es decir, "d" es próximo a cero, y "g" es positivo). Finalmente, la evidencia de diversos tipos presentada en este apartado es clara: los mercados de capitales españoles han estado relativamente aislados, pero caminamos inexorablemente hacia un área altamente integrada financieramente (véase, también, Sastre (1993), donde se constatan resultados en el mismo sentido).

d) Inversión y balanzas comerciales sectoriales

El objeto de este apartado, es clarificar el destino de la inversión en su relación con los déficit comerciales. Más específicamente, se trata de determinar si una mayor inversión actual se traducirá en un menor déficit comercial futuro. Eso puede ocurrir por dos razones fundamentales: 1) aumento de la capacidad de oferta interna, que cerrará la brecha con la demanda interna, y, 2) aumento de calidad en los productos, que favorezcan su exportación.

Este efecto podría estudiarse, en principio, con datos agregados. La idea consistiría en introducir el stock de capital retrasado, o alguna transformación oportuna de esta variable, como regresor en la ecuación propuesta para explicar la balanza comercial. El problema es que en esta ecuación aparecen ya numerosas variables explicativas. Además, disponemos de una fuente de información independiente, como son los datos desagregados por sectores industriales. Por esta razón se ha optado aquí, por explotar esta fuente de información. El objetivo de este apartado es, por consiguiente, determinar si los sectores que invierten más, mejoran su balanza comercial, o por el contrario, si no existe relación (o incluso si es negativa; este procedimiento está basado en una sugerencia de Muellbauer (1990)).

La muestra utilizada consiste en observaciones sobre la industria desagregada en 14 sectores, en el período 1978-1987 (la fuente de los datos es la Encuesta Industrial, reelaborada en la Fundación Empresa Pública). Los resultados presentados se basan en un análisis de datos de sección cruzada, y las variables están definidas en la forma, $Z = (X_{87}/X_{78})$, es decir, lo que analizamos en cada caso es el crecimiento de la variable en el período considerado (exportaciones, precios, inversión, etc...). La definición de las variables es la usual: X son las exportaciones, M las importaciones, I la inversión, P_x y P_m los precios de exportaciones e importaciones respectivamente. La muestra corresponde a los 13 sectores industriales básicos, y el sector 14 se excluye por ser algo marginal, bastante heterogéneo, y que ha ido perdiendo peso en la economía española (madera, muebles y otros). La ecuación estimada es la siguiente,

$$\begin{aligned} M/X &= 6,0 - 3,43 (PM/PX) - 1,12 I \\ &\quad (3,1) \quad (1,8) \quad (2,1) \\ R^2 &= 0,67 ; 13 \text{ sectores} ; \text{Período (78/87)} \end{aligned} \quad (15)$$

Los resultados de la ecuación son, en conjunto, bastante alentadores: la inversión tiende a reducir el déficit comercial, y de forma significativa estadísticamente. Por otra parte, los precios relativos también poseen el signo correcto, lo que permite considerar a la ecuación obtenida, como una balanza comercial sectorial. Las únicas variables omitidas son las demanda exterior y la interna. En todo caso,

si introducimos la demanda interna como explicativa, su coeficiente no es significativo. Por otra parte, es prácticamente imposible obtener una variable de demanda mundial desagregada por sectores. En conjunto, por tanto, podemos pensar que no existen sesgos importantes debidos a la omisión de variables, y que el coeficiente de la inversión está bien captado.

La conclusión fundamental de este apartado se puede formular resumidamente en la forma siguiente: Los sectores que más invierten, son los que obtienen mejoras más importantes en su balanza comercial.

2. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo ha sido investigar las posibles causas de la evolución reciente de las cuentas exteriores, e intentar descubrir otra explicación complementaria a la explicación convencional, basada en una expansión de la demanda interna. Para ello se ha partido de un esquema teórico sencillo, que permita integrar la oferta como factor explicativo de los déficit comerciales, y más específicamente los shocks de productividad. El análisis se centra en el período comprendido entre los años 1985-1990, período en el que comenzaron a generarse déficit comerciales persistentes y sin precedentes históricos en la economía española. El objetivo no ha sido en ningún caso obtener resultados formalmente muy acabados sino, más bien, sugerir explicaciones alternativas del problema, abordándolo desde diversos ángulos: esta es una propuesta metodológica distinta a la más convencional, pero puede ser especialmente útil, precisamente para explorar nuevas hipótesis, no tan establecidas y aceptadas. A la luz de los resultados conseguidos hasta ahora, puede concluirse que el déficit exterior es un problema importante de la economía española, y que la preocupación pública por este problema está justificada. Esta afirmación se fundamenta en el hecho de que parte del déficit externo se explica por un shock de demanda, provocada posiblemente por un incremento de la riqueza (inmobiliaria y financiera), por la supresión de restricciones (liberalización del crédito al consumo, y disminución de barreras arancelarias), y por la pérdida de competitividad basada en el apreciación de la peseta (hasta la última devaluación de la primavera de 1993, al menos). No obstante, el análisis del problema se ha simplificado en exceso y, al menos para el período analizado, existen otros aspectos alentadores, todos ellos relacionados con fenómenos del lado de la oferta, principalmente. Esta afirmación se basa en los resultados siguientes:

- a) La productividad del capital de la economía española experimentó un incremento notable en el período 1985-1990. Esto se debe, tanto a un incremento del empleo, como a un incremento genuino de productividad de la economía, resultado del progreso técnico.
- b) El incremento de productividad por encima del tipo de interés real internacional justifica, desde una perspectiva intertemporal, que una economía se endeude externamente para crecer más deprisa. El déficit comercial externo es, en este sentido, parcialmente el reflejo del incremento de productividad mencionado y refleja, por tanto, una decisión racional.
- c) La economía española se encuentra involucrada en un proceso decidido de integración en los mercados financieros internacionales, especialmente el euro-

peo. Ello hace que las necesidades de financiación externas se puedan cubrir con facilidad.

- d) Los sectores industriales que más han invertido en el pasado, son los que han obtenido mejoras más significativas en su balanza comercial. Esto puede ser debido a dos causas, a) aumento de la oferta interna, con el consiguiente descenso en la demanda hacia el exterior, y, b) mayores exportaciones, consecuencia del aumento en la calidad de los productos nacionales.

Las conclusiones anteriores pueden parecer demasiado optimistas, y quizás lo sean. No obstante, pretenden llamar la atención contra las excesivas simplificaciones en el análisis de los problemas reales, que en este caso han conducido, equivocadamente, a atribuir toda la responsabilidad del déficit a una explosión de demanda interna. Teniendo en cuenta los resultados de este trabajo, se hace más explicable la resistencia del déficit exterior a las políticas de demanda instrumentadas para combatirlo, máxime si además han pivotado especialmente sobre la política monetaria, cuya misma eficacia como política de demanda se ha visto considerablemente mermada (Mauleón (1989). En resumen, y para finalizar: 1) un déficit comercial es equivalente a una necesidad de financiación del país, es decir, a un descenso del ahorro financiero (ahorro menos inversión); pero esto puede deberse a un descenso del ahorro, o a un incremento de la inversión. Es evidente que la situación es radicalmente diferente en ambos casos, tanto desde el punto de vista de su origen, como desde su amenaza para la estabilidad, y las consiguientes políticas para gestionarlo, y, 2) en el caso español, y para el período 1985-1990, parece que una parte importante del déficit ha sido debida al incremento de la inversión, como se ha tratado de mostrar en este trabajo. Esto no implica, de ninguna manera, que este factor sea necesariamente relevante en el período posterior (1991 hasta la actualidad), y, de hecho, probablemente no lo es.

ANEXO ESTADÍSTICO

1. *Shcoks de productividad*

En el caso de una Cobb-Douglas con progreso técnico tendríamos,

$$y = \phi e^{\beta t} K^{\alpha} L^{1-\alpha} \quad (\text{A.1})$$

siendo L el empleo, ϕ y β constantes, y α un valor entre cero y uno. En este caso es inmediato que,

$$\begin{aligned} y_K &= \phi \alpha e^{\beta t} K^{\alpha-1} L^{1-\alpha} \\ &= \phi \alpha e^{\beta t} (L/K)^{1-\alpha} \\ &= \phi y/K \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

es decir, la productividad marginal es igual a la productividad media multiplicada por " α ". Además, es función del cociente (L/K), y del tiempo, positivamente. Similarmente,

$$\begin{aligned} y_L &= \phi (1-\alpha) e^{\beta t} (K/L)^{\alpha} \\ &= (1-\alpha) y/L \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

Así, no es posible que ambas productividades aumenten, a no ser que exista progreso técnico. Por otra parte, estos resultados son bastante generales en el caso de las funciones de producción homogéneas de grado uno, casos en los que se

cumple que,

$$Y_K = F(t, L/K) \tag{A.4}$$

siendo ambas derivadas positivas, y similarmente para el caso del trabajo (estos resultados se utilizan explícita o implícitamente en algunos pasos del texto; véase también Segura (1969), para un tratamiento más completo de estos temas).

Un aspecto importante a tener en cuenta relacionado con las series, es la inclusión o exclusión del sector agrícola, dado que el stock de capital productivo está concentrado en industria y servicios (al menos cabría sospechar esto, en principio, y si omitimos el factor tierra, por supuesto, que en cualquier caso es constante). De hecho, a partir de las tablas Input-Output del año 1985, puede comprobarse que la inversión agrícola sólo supuso un 1,6% de la total, mientras que la producción agrícola fue un 8%, también de la total. El criterio utilizado para calcular la inversión agrícola ha consistido en sumar las demandas que este sector hizo en ese año a los sectores de productos metálicos, maquinaria, y construcciones. Así, podemos concluir que el error cometido al excluir el sector agrícola en las estimaciones de una función de producción, es menor que el que se cometería al incluirlo. Por esta razón se omite, de modo que las series de producto y empleo corresponden a los sectores no agrarios (series de elaboración propia, a partir de publicaciones del B. de España, y Contabilidad Nacional, varios años). La serie de capital utilizada es la de capital productivo, público más privado (excluye, por tanto, el capital residencial). Las series de Corrales y Taguas se han prolongado del modo obvio, y estimando la inversión productiva en una proporción de la total, igual al cociente de los respectivos capitales promedios. A partir de aquí, y de la estimación de la función de producción, la productividad marginal del capital se estima mediante la expresión $0.61 (Y/K)$, que es la solución de equilibrio. De todas formas, debe insistirse en que el perfil final de la serie de productividad del capital en la última parte de la muestra, es muy robusto frente a mediciones alternativas de las series implicadas, como se discute en el texto principal.

Los contrastes estadísticos correspondientes a la función de producción presentada en el texto principal, son los siguientes:

– Correlación serial

$$(T-K-P) R^2 (u/u_{-1}, x) = (27-4-5) \times 0,088 = 1,58 \approx x^2 (1)$$

$$(T-K-P) R^2 (u/u_{-2}, x) = (27-4-5) \times 0,034 = 0,61 \approx x^2 (1) \tag{A.5}$$

– Normalidad

$$\text{Contraste de Bera y Jarque} \quad 0,99 \approx x^2 (2) \tag{A.6}$$

– Estabilidad

6 últimas observaciones

$$F(6,19) = 0,6 \quad ; \text{ valor crítico al 95\% , 2,6}$$

4 primeras observaciones

$$F(4,21) = 2,04 \quad ; \text{ valor crítico al 95\% , 2,87}$$

Muestra dividida (61-74 ; 75-89)

$$F(4,21) = 0,45 \quad ; \text{ valor crítico al 95\% , 2,87} \tag{A.7}$$

Tiene interés observar, también, que los términos en niveles de la ecuación (4) del texto principal, pueden escribirse como,

$$- 0,33 \log(y) - 0,61 \log(K) - 0,39 \log(L)_{,1} \quad (A.8)$$

(8,9) (35,0) (35,0)

El valor de α de equilibrio y su t-ratio están dados por, $\alpha = 0,2/0,33 = 0,6062$ (35,0). Este valor es algo elevado, en principio, a juzgar por información independiente que los situaría en un valor de $\alpha = 0,4$ ($1-\alpha=0,6$, que es aproximadamente el porcentaje de las rentas del trabajo en el PIB). Existe una explicación de tipo teórico basada en la hipótesis de la "Q" de Tobin, según la cual el valor verdadero de α podría ser perfectamente mayor que 0,4. Para ver este punto, recordemos que por el Teorema de Euler, y a partir de las condiciones de primer orden, suponiendo que los beneficios extraordinarios se anulan ($p.y=c.K+w.L$), se obtiene fácilmente la relación,

$$K(p.f_K - c) + L(p.f_L - w) = 0 \quad (A.9)$$

lo que implica que las condiciones de primer orden, o se cumplen ambas o ninguna, y más específicamente,

$$P f_K > c \quad \text{implica} \quad P f_L < w \quad (A.10)$$

y a la inversa. Pero precisamente puede definirse la Q de Tobin como hace Sargent, es decir, $Q=P.f_K-c$, de modo que la hipótesis de la Q de Tobin implica que el factor trabajo está retribuido por encima de su productividad. En el caso de la función Cobb-Douglas, además,

$$P f_L = (1-\alpha) P y/L < w$$

$$1-\alpha < w.L/(P.y) \quad (A.11)$$

de modo que si $w.L/(P.y) = 0,6$, entonces, $1-0,6 = 0,4 < \alpha$. Así, el hecho de que las rentas del trabajo en el PIB sean el 60%, no implica que $\alpha=0,6$, siempre que se cumpla la hipótesis de la Q de Tobin, cuyo fundamento último es la existencia de costes de ajuste, que impiden el cumplimiento instantáneo de las condiciones de optimalidad de primer orden. Pero, precisamente al estimar la función de producción hemos comprobado la existencia de importantes costes de ajuste, de modo que podemos concluir: 1) la hipótesis de la Q de Tobin es relevante, 2) el valor de α , en consecuencia, será mayor que 0,4.

En este contexto pueden discutirse convenientemente, también, diferentes medidas teóricas de la rentabilidad del capital. Una definición contable de la rentabilidad (*profitability*) sería $p_f = (p.y-w.L)/K$. Siguiendo la misma línea argumental que conduce a (A.9), cuando se cumplen las primeras condiciones es inmediato que $p_f = c = f_K$, es decir, las tres medidas de rentabilidad del capital, productividad marginal, coste del capital, y rentabilidad contable, coinciden. Si las primeras condiciones no se cumplen, como se argumenta aquí, las tres medidas serán, en general, diferentes.

2. Déficit comercial, shocks de oferta y de demanda

Comenzaremos por discutir la relevancia de la simultaneidad en presencia de regresiones tendenciales. Este punto se ha mencionado en el apartado 1.2.b del texto principal, y la discusión se ha relegado a este anexo. Consideremos, ahora, un modelo sencillo dado por,

$$\begin{aligned} y_t &= a \cdot x_t + u_t & u_t &\sim (0, \sigma) \\ x_t &= t + v_t & E(u_t, v_t) &= k \end{aligned} \quad (\text{A.12})$$

Teniendo en cuenta que $\sum t^s = O(T^{s+1})$, donde el sumatorio va desde 1 hasta T, y $O(\cdot)$ significa orden de magnitud (estocástico o no, según el contexto), es sencillo comprobar que, $(a_{MCO} - a) = O(T^{-3/2})$, siendo a_{MCO} el estimador mínimo cuadrático de a. Así, la presencia de simultaneidad no sesga el estimador de "a". Pero supongamos, de modo probablemente mucho más realista, que el componente estocástico de las variables económicas no tiende a cero con el paso del tiempo, es decir, que el cociente entre su media y desviación típica no tiende a infinito (ni a cero). Por ejemplo,

$$E(u_t^2) = k_u \cdot t^2 \quad ; \quad E(v_t^2) = k_v \cdot t^2 \quad ; \quad E(u_t, v_t) = t_{uv} \cdot t^2 \quad (\text{A.13})$$

En este caso podemos escribir,

$$\begin{aligned} \sum (t \cdot u_t / T^3) &= T^{-1} \sum (t/T)^2 (u_t/t) \\ \sum (v_t \cdot u_t / T^3) &= T^{-1} \sum (t/T)^2 (u_t/t) (v_t/t) \end{aligned} \quad (\text{A.14})$$

de donde aplicando resultados centrales del límite convencionales, y después de cierta álgebra, es inmediato que, $\text{plim}(a_{MCO}) = a_p$, que será distinto de cero, es decir, el problema de simultaneidad persiste.

Obsérvese, además, que en este último caso, y aunque $a=0, a_p$ será diferente de cero, con lo cual obtendremos,

$$y_t - a_p \cdot x_t = u_t - v_t - a_p \cdot t = e_t - a_p \cdot t = w_t \quad (\text{A.15})$$

Por medio de cálculos algebraicos sencillos, aunque algo largos, y utilizando el aparato estadístico mencionado en los párrafos anteriores, se obtiene sin excesiva dificultad que,

$$\text{plim} \sum (w_t w_{t-1}) / \sum w_t^2 = a_p / (a_p + k_e) < 1 \quad (\text{A.16})$$

donde $k_e = k_u + k_v - 2 \cdot k_{uv} > 0$, por construcción, y que implica que el plim del estimador autorregresivo es menor que uno. Lo que esto implica es que es perfectamente posible que, si los datos siguen el modelo estadístico propuesto, se obtenga una correlación espuria al relacionar las variables en niveles, sin que ello implique una raíz unitaria en los residuos de la regresión cointegrada. Por tanto, la posibilidad de obtener correlaciones espurias al relacionar variables en niveles sigue en pie y, por el mismo motivo, sigue siendo imprescindible proporcionar una justificación económica a las relaciones econométricas "cointegradas", de largo plazo.

Respecto a la estimación de la ecuación con MCE, debe señalarse, en primer lugar, que el mecanismo de ajuste dinámico de la variable dependiente es un AR(2) con raíces complejas y módulo 0,56, lo que implica cierta lentitud señalada en el texto, y que quizás pueda ser discutible, dada la naturaleza anual de los datos. En segundo lugar, a continuación se presentan los resultados de una batería de contrastes de especificación:

- 1) Estabilidad para las 2 y 4 últimas observaciones respectivamente,

$$\begin{aligned} F(2,17) &= 2,07 & (3,59 \text{ al } 95\%) \\ F(4,17) &= 2,44 & (2,96 \text{ al } 95\%) \end{aligned} \quad (\text{A.17})$$

- 2) Normalidad (Bera y Jarque)

$$X^2(2) = 0,37 \quad (5,99 \text{ al } 95\%) \quad (\text{A.18})$$

3) Correlación serial (Lagrange)

$$\begin{aligned} (T-K-p).R^2(e/e_{-1},x) &= 1,95 = X^2(1) && (3,84 \text{ al } 95\%) \\ (T-k-p).R^2(e/e_{-1},x) &= 2,47 = X^2(1) && (3,84 \text{ al } 95\%) \end{aligned} \quad (\text{A.19})$$

“e”, errores de la regresión con MCE.

4) Heterocedasticidad (Breusch y Pagan).

$$0,6 - N(0,1) \quad (\text{A.20})$$

5) Variables excluidas.

coeficiente $t(\text{MCE}_{-1}) = 0,67$

Significatividad conjunta de las variables de MCE estimando sus coeficientes individualmente = 4,25 = $X^2(4)$ (9,49 al 95%) (A.21)

En tercer lugar, en el cuadro adjunto se presentan los elementos básicos que permiten un análisis de cointegración más formal. Los resultados de los contrastes ADF para las series individuales se recogen en el cuadro 5.

Todas las series tienen, por tanto, y de acuerdo a este análisis, una raíz unitaria. Podría procederse a analizar la posible presencia de otra raíz unitaria, especialmente en los casos de BM y DD. No obstante, la justificación económica para la existencia de otra raíz es altamente discutible y, en caso de detectarse, puede deberse más probablemente a un cambio de media (este punto se señaló originariamente en la literatura española en Mauleón, (1986a)). En conjunto, existe fundamento para aplicar un análisis de cointegración entre las variables mencionadas. El contraste ADF, a partir de los errores “e” de la regresión en niveles presentada en el texto, ofrece el resultado,

$$\Delta e = \begin{matrix} 0,05 & - & 0,52 & e_{-1} & + & 0,42 & \Delta e_{-1} \\ (0,8) & & (2,8) & & & (2,3) & \end{matrix}$$

$$T = 26 \text{ (64-89)} ; R^2 = 0,28 ; D.W = 2,1 \quad (\text{A.22})$$

En principio, no está del todo claro que no exista una raíz unitaria en los residuos, a partir de esta regresión y de los valores significativos correspondientes del contraste para este caso. No obstante, la sensibilidad de estos resultados a la

Cuadro 5

Δx	cte.	x_{-1}	Δx_{-1}	D.W.
ΔBM	-0,05 (0,7)	-0,15 (1,5)	0,76 (4,4)	1,9
ΔDD	0,04 (1,8)	0,004 (0,3)	0,68 (4,1)	2,2
ΔICO	-0,09 (1,3)	-0,1 (1,3)	0,22 (1,16)	2,0
ΔPROD	-0,06 (1,5)	-0,04 (1,0)	0,11 (1,0)	1,6
ΔYW	0,09 (3,5)	0,003 (0,27)	0,23 (1,1)	1,9

T = 28 (1962 - 1989) en todos los casos.

muestra seleccionada es considerable (acortándola por el principio los resultados son más aceptables). Además, la potencia de este contraste con el tipo de datos que se utilizan aquí es ínfima, o prácticamente inexistente (véase, por ejemplo, las simulaciones presentadas en Mauleón y Raymond (1993)). Finalmente, en opinión del autor, es considerablemente más importante la plausibilidad económica de las respuestas dinámicas a corto y medio plazo de una ecuación económica, que una hipotética solución de largo plazo, cuya mera existencia y relevancia es a veces discutible, además de que probablemente sea demasiado optimista pensar que puedan captarse, con la observación de series tan cortas y tan poco homogéneas, debido a cambios estructurales, como las habitualmente disponibles. Por último, puede ser conveniente señalar que las variables están normalizadas para evitar errores numéricos en los cálculos de la regresión, dado que no se han tomado logaritmos (como BM puede cambiar de signo, no es posible seguir la práctica habitual de tomar logaritmos en este caso).

3. Integración de los mercados de capitales

Técnicamente, el método más cómodo para efectuar esta estimación consiste en especificar un sistema de cuatro ecuaciones, y estimarlo conjuntamente por el método SURE teniendo en cuenta que hay restricciones cruzadas entre ecuaciones. En la práctica se encontró aconsejable, asimismo, añadir un proceso AR(1) en los errores, común para todas las ecuaciones. EL modelo no es lineal en este caso, pero se estima con facilidad con programas econométricos convencionales.

Los resultados principales de la estimación son,

$$\begin{aligned} d &= -0,004 \quad (t = 0,4) \\ g &= 0,0026 \quad (t = 0,6) \\ AR(1) &= 0,68 \quad (t = 8) \\ R^2 &= 0,6 \quad (\text{valor promedio de las cuatro ecuaciones}) \end{aligned} \quad (A.23)$$

Así, podemos concluir que existe una cierta evidencia de falta de integración a corto plazo ($d < 0$) pero que a largo plazo se ve neutralizada ($g > 0$).

4. Inversión y balanzas comerciales sectoriales

La ecuación ha sido corregida por heterocedasticidad, dividiendo todas las variables por el valor añadido de cada sector. Esta corrección se introdujo después de comprobar que la varianza residual de la ecuación sin corregir, estaba fuertemente correlacionada con el cuadrado de dicha variable (el valor añadido). La importancia de corregir la heterocedasticidad se debe, también, a que puede ayudar a detectar la presencia de valores atípicos (al ponderar cada variable por su importancia relativa). Además, incluso el ajuste puede mejorar substancialmente, aunque esto no tiene por qué ser así.

Al optar por reducir la muestra a 14 observaciones agregando las series anuales, se está siguiendo el procedimiento simplificado de Muellbauer y Murphy (1990), en un ejercicio similar para el Reino Unido. Esto es una simplificación justificable, dado el considerable volumen de datos y regresiones manejadas en el estudio, de diversa procedencia. No obstante, merece discutirse algo más las implicaciones de tal procedimiento. Esto tiene importancia adicional en el caso español, dado lo extendido de la práctica de estimar ecuaciones con datos anuales en lugar de trimestrales. En esencia, los datos anualizados eliminan dinámica y estacionalidad, pero añaden simultaneidad (véase, por ejemplo, Mauleón (1985a)). Por otra parte, pierden la información suministrada por la variación intraanual

(Johnston 1989), aunque al ser una media o un agregado, una observación anual transmite, obviamente, más información que una trimestral. Otro aspecto frecuentemente olvidado de la cuestión, es que para disponer de series mínimamente largas, como para poder desarrollar estimaciones econométricas (20 ó 25 años, sería un absoluto mínimo), es preciso mezclar períodos institucionales, y económicos en general, radicalmente diferentes: en resumen, es poco creíble que las series estén libres de cambios estructurales. Las series trimestrales, por el contrario, permiten obviar este problema, siempre que se disponga de ellas y gocen de una fiabilidad mínima, naturalmente.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Banco de España: *Cuentas Financieras de la Economía Española, 1981-1990*, Madrid, 1991, Informes Anuales y Apéndices Estadísticos. (Varios años, desde 1968).
- Bayoumi, T. (1990): *Saving-Investment Correlations*, IMF Staff Papers.
- Bruno, M. (1976): "The two sector open economy and the real exchange rate", *American Economic Review*.
- Calvo, J.L., y Mauleón, I. (1993): "Determinantes de los tipos de interés: una exposición gráfica", *Perspectivas del Sistema Financiero. Papeles de Economía Española. n.º 43*.
- Corrales, A. & Taguas, D. (1989): *Series macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización*, Documento de Trabajo. Dir. Gral. de Planificación. Ministerio de Economía.
- Encuesta Industrial: Instituto Nacional de Estadística (varios años).
- Enders, W. & Lee, B-S. (1990): "Current account and budget deficits: Twin or distant cousins?", *The Review of Economics and Statistics*.
- Estadísticas Financieras Internacionales: Fondo Monetario Internacional; Anuario, 1992. *European Economy*, n.º 51.
- Feldstein, M. & Horioka, Ch. (1980): "Domestic saving and international capital flows", *The Economic Journal*.
- Johnston, J. (1989): *Métodos de Econometría*, Ed. Vicens Vives. Barcelona.
- Learner, E. (1978): "Specification searches", *John Wiley & Sons. Inc. New York*.
- Martín, A. (1992): *Los determinantes del crecimiento de la productividad en la industria española*, Documento de Trabajo, 9204. Fundación Empresa Pública.
- Muellbauer, J. & Murphy, A. (1990): "The U.K. current account deficit", *Economic Policy*. October.
- Mauleón, I. (1985a): "Consideraciones sobre la determinación simultánea de precios y salarios", *Investigaciones Económicas*, n.º 26.
- (1985b): *Análisis econométrico de las importaciones españolas*, Documento interno, EC/1985/33. Servicio de Estudios. Banco de España.
- (1986a): "La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad", *Investigaciones Económicas*, Vol. X, n.º 2. (También, Doc. de Trabajo 8509. Servicio de Estudios, Banco de España).
- (1986b): "Una función de exportaciones para la economía española", *Investigaciones Económicas*, Vol. XII, n.º 3.
- (1988): "A quarterly econometric model for the spanish economy", in *Economic modelling in OECD countries*, ed. H. Montamen. Chapman and Hall. Londres.
- (1989): *Oferta y Demanda de dinero: Teoría y evidencia empírica*, Alianza Editorial, Madrid.
- (1992): "Crecimiento, competitividad, y la restricción exterior", *Papeles de Economía Española*, n.º 52/53.

- y Pérez, J. (1984): "Interest rate determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain", en *Nominal and real interest: Determinants and influences*. Bank for International Settlements. (Basilea).
- y Raymond, (1993): "Inflation in Spain: a two sector model approach", en *Controlling inflation during the transition to EMU*, eds., G. Tullio, and P. de Grauwe Oxford University Press (en imprenta). También como Doc. de Trabajo, Fundación Empresa Pública 9304.
- Padilla, R. (1988): "La demanda de servicios turísticos en España", *Investigaciones Económicas*, Vol. XII, n.º 1.
- Raymond, J.L. (1992): "Inflación y competitividad de la economía española", *Revista de Economía Vasca*, n.º 24.
- Sastre, L. (1993): *Modelización de la balanza de capitales española*, Tesis doctoral no publicada. UNED.
- Segura, Julio (1969): *Función de producción. Macrodistribución y desarrollo*, Tecnos. Madrid.
- Siebert, H. (1989): "Trade balances and capital Mobility". Traducido en *ICE*, noviembre.
- Taylor, M. (1989): "The European Monetary System, Capital Controls and European Financial Area: Retrospect and Prospect". Traducido en *ICE*, noviembre.

Fecha de recepción del original: Noviembre, 1992
Versión final: Julio, 1993

ABSTRACT

The aim of this paper is to explore the possible influence of supply factors in the appearance of foreign trade deficit, with particular reference to the Spanish case. For this purpose, we provide a brief exposition of a theoretical justification for the said relationship, on the basis of M. Bruno's model (1976). Thereafter the possible compliance of the Spanish case with the conditions of the model is demonstrated, although the validity of the result is limited to the period 1985-1990. The result is favourable overall to the thesis as proposed, that is to say, a supply component exists in the genesis and maintenance of the foreign trade deficit of the Spanish economy.

Keywords: foreign deficit, productivity shock.