

**Exportaciones e Importaciones de Bienes
y Servicios en la Economía Española**

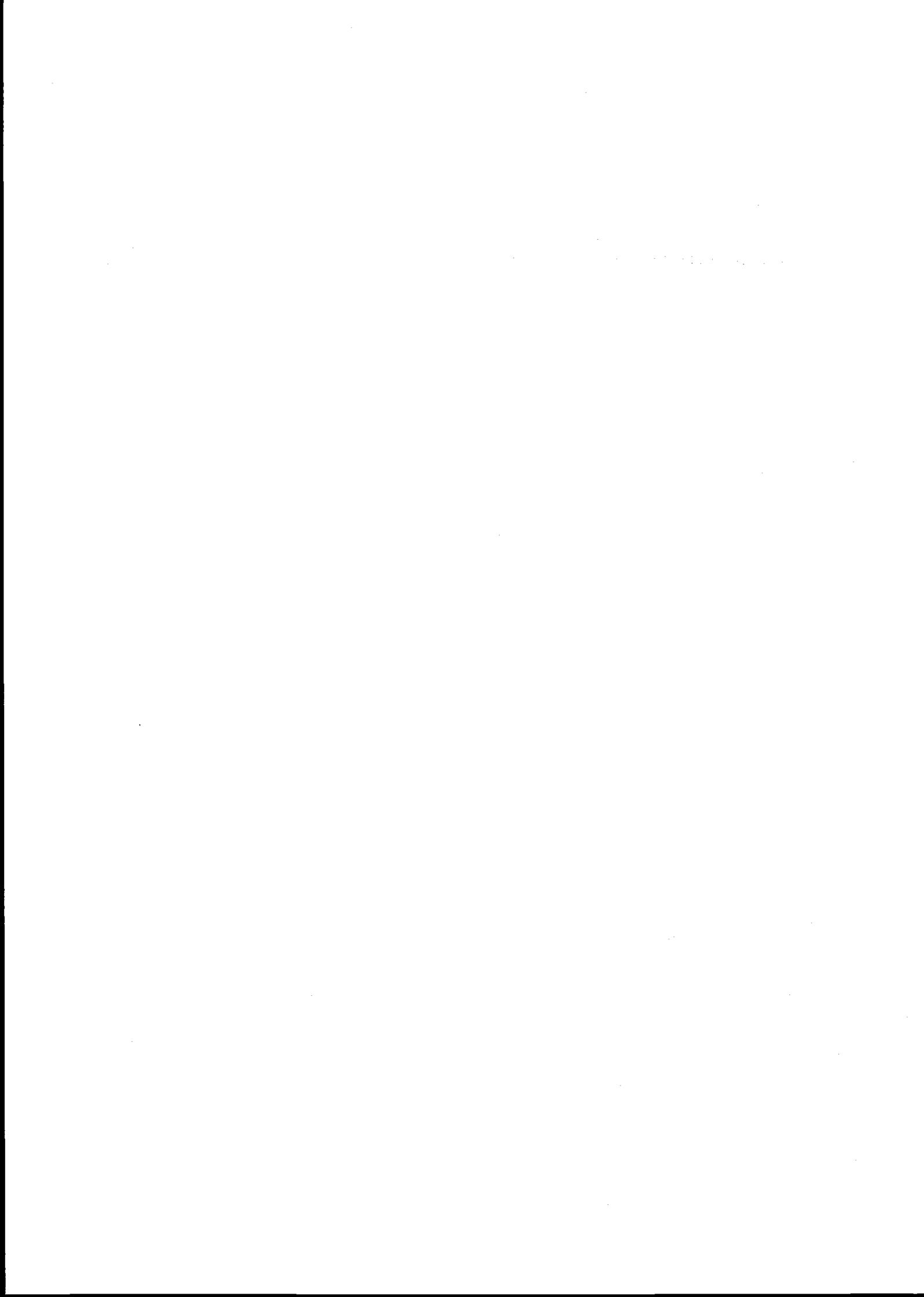
Rafael Doménech* y David Taguas**

D-97004
Julio, 1997

* Universidad de Valencia y Ministerio de Economía y Hacienda.

** Ministerio de Economía y Hacienda.

Los Documentos de Trabajo de la Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria no representan opiniones oficiales del Ministerio de Economía y Hacienda. Los análisis, opiniones y conclusiones aquí expuestos son los de los autores, con los que no tiene que coincidir, necesariamente, la Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria. Ésta considera, sin embargo, interesante la difusión del trabajo para que los comentarios y críticas que suscite contribuyan a mejorar su calidad. Los autores agradecen las sugerencias recibidas en la presentación de este trabajo en el Ministerio de Economía y Hacienda (DGAPP), Servicio de Estudios del Banco de España y en el XXI Simposio de Análisis Económico, así como las de I. Fernández, J. Fernández-Villaverde, J. Martín, V. Orts, J. Pernias y dos evaluadores anónimos. R. Doménech agradece la ayuda del proyecto SEC96-1435 financiado por la CICYT.

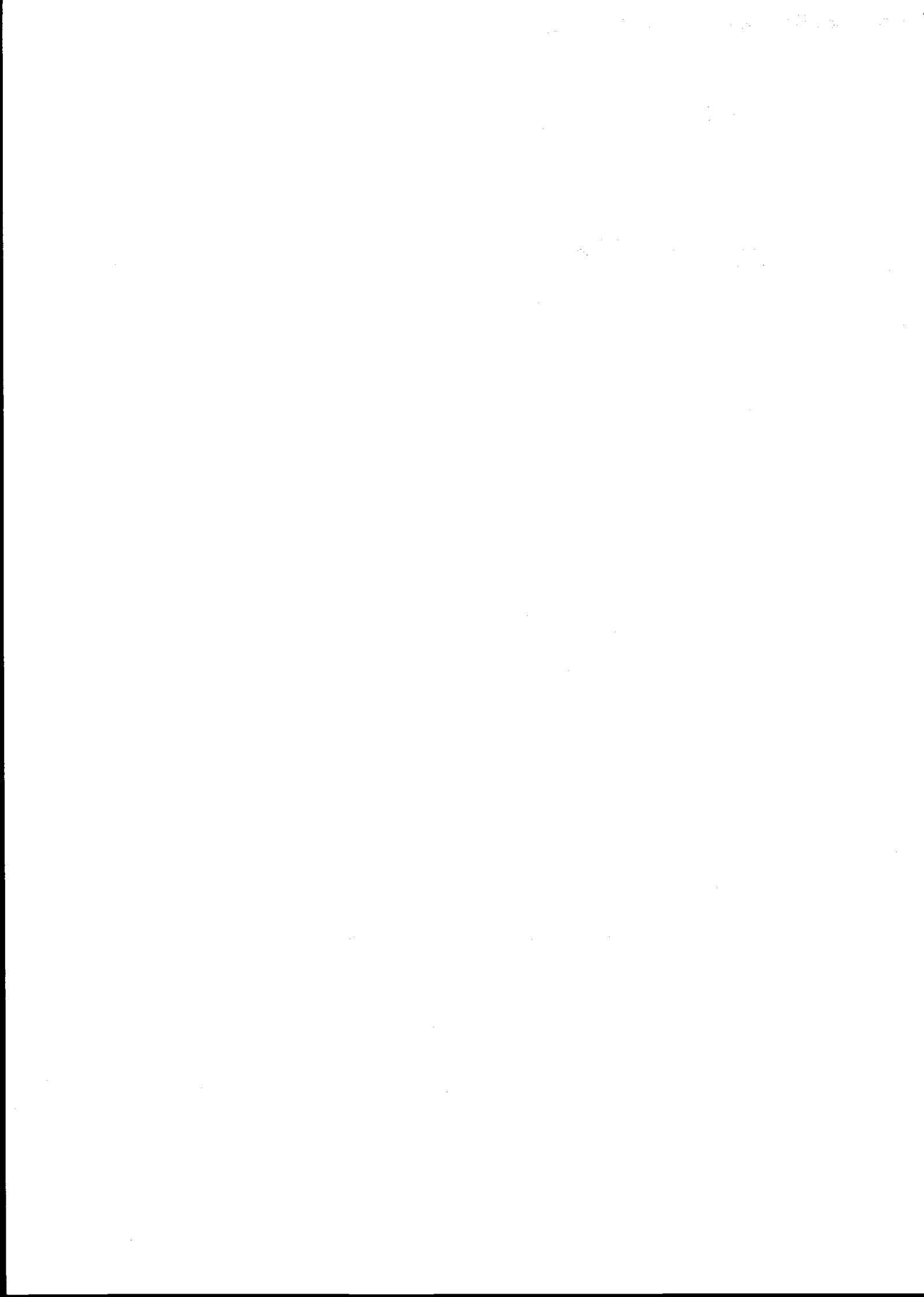


Resumen

En este trabajo se realiza un recorrido exhaustivo por las relaciones de largo plazo de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios, teniendo en cuenta las aportaciones que se han realizado recientemente en la literatura empírica referida al sector exterior de la economía española. En particular, se discuten algunas de las características cíclicas de estas variables, el papel de los impuestos ligados a la importación, de la inversión extranjera directa y de la inversión española en el exterior, la existencia de posibles cambios en las relaciones de cointegración durante el periodo 1985-95, cómo afectan las distintas alternativas en la definición de las variables utilizadas, la robustez de las relaciones de largo plazo ante diferentes métodos de estimación y la exogeneidad de algunos de los regresores utilizados. En el trabajo también se ofrece una estimación tentativa de un tipo de cambio de equilibrio obtenido a partir de las relaciones de largo plazo para las exportaciones e importaciones españolas así como modelos dinámicos en forma de mecanismos de corrección de error para las exportaciones, las importaciones y los precios relativos de importación.

Clasificación del JEL: F14, F31.

Palabras clave: exportaciones, importaciones, tipo de cambio, vectores de cointegración.



1. Introducción

En los últimos años el comportamiento del sector exterior de la economía española ha estado sujeto a un intenso debate. La recesión económica iniciada a finales de 1992 en un contexto igualmente recesivo a nivel internacional, junto con las devaluaciones de la peseta dentro del SME, han sido sin duda factores determinantes de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios en este periodo. En el Gráfico 1 puede apreciarse la magnitud de estos cambios: la tasa de crecimiento de las importaciones caía desde el 15.7 al -5.4 por ciento entre 1989 y 1993, mientras que la de las exportaciones aumentaba del 6 al 16 por ciento entre 1989 y 1994, con la consiguiente mejora del saldo de la balanza por cuenta corriente. El diseño de la política económica durante los últimos años no ha sido ajeno a las controversias que ha originado el comportamiento del sector exterior, que ha dado lugar a explicaciones muy diversas, que este trabajo pretende evaluar. Así, por ejemplo, en 1994 la fuerte aceleración de las importaciones de bienes y servicios, que se produjo a pesar de las tres devaluaciones de la peseta habidas entre septiembre de 1992 y mayo de 1993, se atribuyó por algunos especialistas a la elevada tasa de crecimiento de las exportaciones. Sin embargo, cuando en 1995 la tasa de crecimiento de las exportaciones de bienes y servicios se redujo 6 puntos porcentuales respecto a la del año anterior, la de las importaciones sólo lo hizo en algo más de un punto.

Mientras las exportaciones e importaciones se encontraban sometidas a una oscilación cíclica tan intensa, han aparecido varios trabajos empíricos (Buisán y Gordo (1994 y 1995), Bajo y Montero (1995), Aguado y González (1995) y Mauleón y Sastre (1994, 1996a y 1996b)) que tratan de modelizar el comportamiento de estas variables. Sin embargo, el hecho de que todos ellos (excepto Aguado y González (1995), Buisán y Gordo (1995) para las importaciones no energéticas y Mauleón y Sastre (1996b)) utilicen un periodo muestral que finaliza en 1992, constituye sin duda una buena invitación para evaluar su comportamiento durante el periodo 1993-95. Por otro lado, estos trabajos han utilizado diferentes conjuntos de variables explicativas, del corto y del largo plazo, en la especificación y estimación de funciones de exportación e importación. Buisán y Gordo (1994 y 1995) encuentran que el comportamiento de las exportaciones no energéticas se explica en el largo plazo por la evolución de los mercados españoles en el área de la OCDE y por un indicador de la competitividad frente al mundo, y el de las importaciones por la evolución de la demanda final española y su competitividad, en donde destaca el papel de la protección nominal. En el trabajo de Bajo y Montero (1995), el grado de utilización de la capacidad productiva (*CU*) y las inversiones directas ejercen una influencia notable sobre las exportaciones e importaciones. Aguado y González (1995) obtienen que las exportaciones dependen del comercio mundial y la competitividad, mientras que las importaciones lo hacen de la demanda final, los precios relativos y el tipo efectivo de los impuestos a la importación. Por último, Mauleón y Sastre

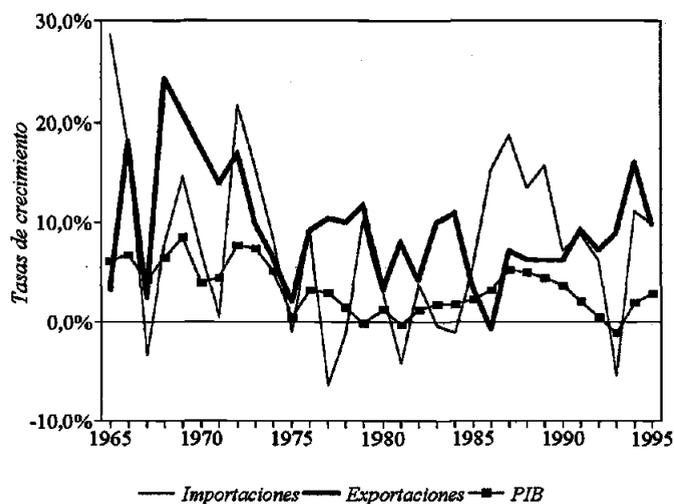


Gráfico 1: *Tasas de crecimiento de las importaciones, de las exportaciones y del PIB. Base 1980. Fuente: Moisees.*

(1996a y 1996b) encuentran que las inversiones extranjeras en España a corto plazo y las exportaciones a largo plazo tienen una elevada capacidad explicativa en la ecuación de importaciones.

Adicionalmente, la modelización del sector exterior realizada en el MOISEES, que ha dado lugar a distintos trabajos empíricos (Fernández y Sebastián (1989a, 1989b y 1991), Andrés *et al.* (1990) y Sebastián (1991)), requiere en principio su actualización, ya que las ecuaciones de exportaciones e importaciones se estimaron con una muestra que llegaba únicamente hasta 1988. En ese momento, sólo habían pasado dos años desde la incorporación de España a la UE, quedando fuera del periodo muestral la entrada de la peseta al SME y el último ciclo experimentado por la economía española. El objetivo principal de este trabajo es discutir las distintas propuestas aparecidas recientemente en la literatura empírica sobre el sector exterior de la economía española y analizar con detalle su comportamiento cíclico, prestando especial atención a los cambios acaecidos durante los últimos años, lo que permite actualizar las relaciones que utiliza el MOISEES.

La estructura de este trabajo es la siguiente. En la segunda sección se presenta la evidencia empírica preliminar sobre las relaciones entre las exportaciones e importaciones de bienes y servicios con un conjunto de variables explicativas, así como su comportamiento cíclico. En la tercera sección, se discute la especificación y estimación de las relaciones de largo plazo de las funciones de exportación e importación. En la cuarta sección se presenta un ejercicio

que trata de estimar la evolución de un tipo de cambio de equilibrio a partir de las relaciones de largo plazo obtenidas para las exportaciones e importaciones de bienes y servicios. En la quinta sección se discuten algunos modelos dinámicos para las exportaciones, importaciones y precios relativos de importación, así como su capacidad predictiva. En la sexta sección se resumen las principales conclusiones de este trabajo y, por último, se presenta un apéndice que recoge resultados econométricos que se discuten en el texto.

2. Evidencia preliminar sobre las exportaciones e importaciones españolas

Como es bien sabido, el saldo de operaciones corrientes con el resto del mundo (SOC_{rm}) se define como:

$$SOC_{rm} \equiv X - M + CFNR - CFR_{rm} - ROC_{rm} \quad (2.1)$$

en donde X y M son las exportaciones e importaciones de bienes y servicios, $CFNR$ es el consumo final de los no residentes en el territorio económico, CFR_{rm} el consumo final de los residentes en el resto del mundo y ROC_{rm} incluye las restantes operaciones por cuenta corriente pagadas al resto del mundo.¹ Por otro lado, dicho saldo de operaciones corrientes con el resto del mundo es idéntico a la capacidad o necesidad de financiación frente al resto del mundo ($CNFN$) más el flujo de transferencias netas de capital pagadas al resto del mundo (TNK_{rm}),

$$SOC_{rm} \equiv CNFN + TNK_{rm} \quad (2.2)$$

A su vez esta identidad se puede escribir en términos de la cuenta de capital de la economía nacional, en la que se obtiene como saldo la capacidad o necesidad de financiación de la nación frente al resto del mundo a partir del ahorro nacional bruto, la formación bruta de capital y el flujo de transferencias de capital con el resto del mundo:

$$CNFN \equiv S - I - TNK_{rm}$$

Sustituyendo esta expresión en la identidad (2.1) se obtiene el saldo de operaciones corrientes con el resto del mundo:

$$SOC_{rm} \equiv S - I \quad (2.3)$$

Evidentemente el mensaje que se deriva, es que el flujo de bienes y servicios de la balanza comercial está intrínsecamente conectado al saldo de la balanza de capital (que incluye la inversión extranjera neta), que no es más que la diferencia entre el ahorro y la inversión nacionales. El impacto de la política económica sobre la balanza comercial puede examinarse simplemente analizando sus efectos sobre el ahorro y la inversión. En definitiva, sustituyendo la identidad (2.1) en (2.3) se puede ver que:

$$X - M + CFNR - CFR_{rm} \equiv S - I + ROC_{rm} \quad (2.4)$$

Las identidades anteriores suelen expresarse en precios corrientes de cada año ya que la contabilidad nacional no proporciona deflatores de las rentas y, por tanto, tampoco del

¹ Estas operaciones son las rentas netas del trabajo y la propiedad, las operaciones de seguro de accidentes, las transferencias corrientes diversas netas y los impuestos netos de subvenciones ligados a la producción e importación pagados al resto del mundo.

ahorro. Sin embargo, los hechos que se pretenden ilustrar tienen más sentido cuando el análisis se lleva a cabo utilizando magnitudes reales. Evidentemente, la identidad (2.4) debe verificarse tanto a precios corrientes como a precios constantes del año base elegido. Una forma sencilla de obtener el deflactor del saldo de operaciones corrientes con el resto del mundo ($SOC_{rm} \equiv S - I$) consiste en calcular un único deflactor implícito para S y ROC_{rm} que satisfaga la identidad (1) en términos reales, a partir de los deflatores de X , M , $CFNR$, CFR e I que proporciona la contabilidad nacional.² Ello permite analizar la evolución del ahorro nacional bruto en términos reales, cuyo significado en este contexto es la capacidad de compra de bienes de inversión y de bienes y servicios del exterior. El deflactor así obtenido para S fluctúa más que el del PIB , proporcionando una explicación diferente de la capacidad de compra durante la recesión de los primeros ochenta.

En el Cuadro 2.1 se puede ver la evolución del saldo de operaciones corrientes durante las últimas tres décadas, tanto en términos nominales como reales. Para ello se han considerado cinco subperíodos, en cada uno de los cuales se presentan los valores medios de las variables que aparecen en las identidades anteriores. Como se puede apreciar, el saldo de operaciones corrientes se ha reducido considerablemente en el último trienio (1993-95) respecto al período de expansión económica inmediatamente anterior (1988-92). Un primer aspecto a tener en cuenta es que dicha reducción no es tan acusada cuando no se incluye el saldo del turismo, debido a la importante mejora del mismo en los últimos años. Una segunda cuestión es que la mejora del saldo de operaciones corrientes se puede explicar en base a que el ahorro nacional bruto ha aumentado más que la formación bruta de capital. Sin embargo, cuando se analiza la evolución de estas variables en términos reales las conclusiones son bien diferentes. Como se puede ver en el Cuadro 2.1, la reducción en el saldo de operaciones corrientes en términos reales experimentada durante el último período considerado (1993-95) respecto al inmediatamente anterior (1988-92) no es tan importante, ni tampoco lo es la mejora experimentada por el turismo. La consecuencia que se puede extraer es que la mejora en el saldo de operaciones corrientes en términos reales se explica por la disminución experimentada por la formación bruta de capital, ya que el ahorro nacional no se ha alterado en términos reales respecto al período anterior.

Del análisis anterior se desprende que el saldo de la balanza por cuenta corriente viene determinado por decisiones intertemporales de consumo-ahorro y de inversión, por lo que, desde el punto de vista empírico, en la medida que tanto S como I estuvieran adecuadamente modelizados a nivel agregado, la modelización del sector exterior podría considerarse innecesaria. Esto es precisamente lo que hacen los modelos dinámicos de equilibrio general como, por ejemplo, los de Backus, Kehoe y Kydland (1994), Cardia (1991), Mendoza (1991)

² También se ha probado a utilizar otro tipo de deflatores para la variable ROC_{rm} como, por ejemplo, el del PIB , obteniendo el del ahorro nacional a partir de la ecuación (2.1). En este caso, la evolución del ahorro nacional en términos reales es similar a la que se obtiene bajo el supuesto de que el deflactor de S y de ROC_{rm} es el mismo.

o Baxter y Crucini (1993). Sin embargo, la modelización del sector exterior tiene interés por sí misma, como lo demuestra la abundante literatura existente. Primero, porque los modelos de equilibrio general no son capaces de reproducir todas las regularidades observadas en los datos, por lo que la utilización de formas reducidas puede estar justificada desde el punto de vista empírico.³ Segundo, porque la desagregación de $X - M$ en sus dos componentes y la búsqueda de factores que puedan ayudar a explicar su comportamiento por separado resulta muy relevante. Tercero, porque es una forma alternativa de presentar ciertas regularidades empíricas de los datos. A continuación se realiza un recorrido por la evidencia empírica básica de la relación entre exportaciones e importaciones con un conjunto de variables que la literatura referida a la economía española, en especial los trabajos de Fernández y Sebastián (1989a, 1989b y 1991), Buisán y Gordo (1994 y 1995), Bajo y Montero (1995) y Mauleón y Sastre (1994, 1996a y 1996b), han considerado determinantes.

Cuadro 2.1
Evolución del Saldo de Operaciones Corrientes

Precios corrientes de cada año					
Variable	1964-73	1974-83	1984-87	1988-92	1993-95
SOC_{rm}	-6.6	-242.1	355.4	-1611.9	-457.0
$X - M$	-125.2	-608.4	-839.6	-2953.0	-2289.0
X	196.8	1673.4	4952.1	6868.1	11507.2
M	322.0	2281.9	5791.6	9821.1	13796.2
$CFNR - CFR_{rm}$	97.7	404.1	1333.5	1572.6	2259.4
$(X - M) + (CFNR - CFR_{rm})$	-27.5	-204.4	494.0	-1380.4	-29.6
S	625.3	2642.4	6332.5	10237.8	12588.1
I	631.9	2884.5	5977.1	11849.6	13045.1
ROC_{rm}	-20.9	37.8	138.6	231.5	427.4

Valores medios de cada subperíodo

Precios constantes de 1980					
Variable	1964-73	1974-83	1984-87	1988-92	1993-95
SOC_{rm}	-202.1	-318.5	198.2	-1530.5	-1151.9
$X - M$	-696.6	-774.3	-365.8	-1985.7	-1628.0
X	628.4	1718.8	2761.5	3600.5	5277.5
M	1325.0	2493.2	3127.2	5586.2	6905.5
$CFNR - CFR_{rm}$	411.2	472.9	649.8	534.0	609.4
$(X - M) + (CFNR - CFR_{rm})$	-285.4	-301.5	284.1	-1451.7	-1018.6
S	2527.7	3256.2	3647.4	3891.3	3863.1
I	2729.8	3574.7	3449.2	5421.8	5015.0
ROC_{rm}	-83.2	17.0	85.9	78.9	133.3

Valores medios de cada subperíodo

³ No obstante, este tipo de modelos presenta algunas anomalías entre las propiedades teóricas y la evidencia empírica bastante importantes. Backus, Kehoe y Kydland (1994) señalan dos de ellas: la menor variabilidad de p_m/p_x y la menor correlación del output entre países respecto a la del consumo, en las simulaciones que en los datos. Aparte de estas dos anomalías indicadas, también se observa como la volatilidad del ratio $(X - M)/PIB$ es, en promedio, tres veces menor que la observada en los datos.

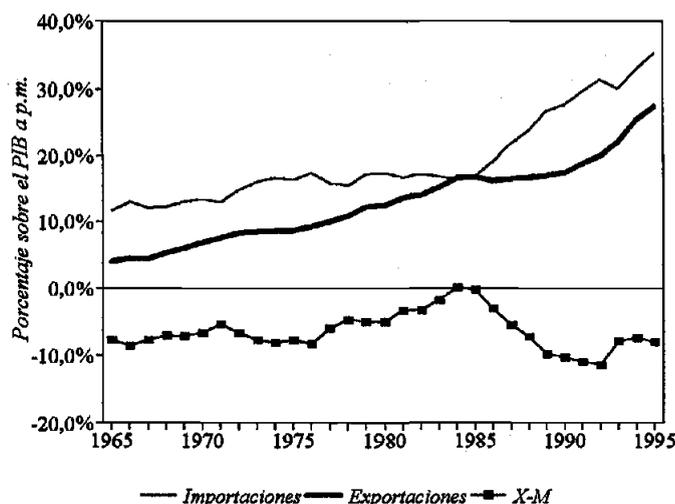


Gráfico 2: Porcentaje de las importaciones, de las exportaciones y de la balanza de bienes y servicios sobre el PIB.

2.1 Exportaciones de bienes y servicios

Una de las características básicas de la economía española en los últimos treinta años ha sido el peso creciente que han ido adquiriendo las exportaciones e importaciones de bienes y servicios sobre el *PIB*, es decir, su proceso continuado de apertura hacia el exterior. En el Gráfico 2 se ha representado la evolución del porcentaje que las exportaciones e importaciones de bienes y servicios suponen sobre el *PIB*. No se pretende aquí realizar un repaso pormenorizado de todas las causas que están detrás de este fenómeno, aunque cualquier trabajo que persiga analizar el comportamiento de las exportaciones e importaciones españolas debe empezar reconociendo esta característica, en la que sin duda ha tenido mucho que ver el nivel tan bajo del que se partía, en relación a otros países de nuestro entorno, y el proceso de integración económica que acabó culminando con la entrada de España en la CEE y en el SME. Como pone de manifiesto el Gráfico 2, y han señalado Fernández y Sebastián (1989a y 1989b), Bajo y Torres (1992) o Bajo y Montero (1995), la adhesión española a la CEE tuvo un impacto diferenciado sobre las exportaciones e importaciones de bienes y servicios, ya que mientras el porcentaje de éstas últimas sobre el *PIB* aumentó de forma espectacular, tal y como lo hizo el porcentaje de importaciones procedentes de los países comunitarios, el ratio de exportaciones sobre el *PIB* prácticamente no aumentó entre 1985 y 1990.

Por otra parte, parece existir cierto consenso en la literatura empírica sobre el sector exterior

de la economía española en las variables que suelen considerarse como determinantes de las exportaciones de bienes y servicios. En la mayoría de los trabajos se ha incluido una variable escala o de nivel que recoge el efecto de la renta o del comercio mundial, así como una variable de precios relativos que trata de captar el efecto de la competitividad de las exportaciones españolas frente a sus competidores. Por lo que respecta a la variable renta o comercio mundial, existen varias alternativas en la medición de la misma, aunque tradicionalmente se han utilizado distintas definiciones del volumen de comercio. En este trabajo se ha optado por esta vía, incluyéndose resultados de dos definiciones alternativas de esta variable: las importaciones reales a nivel mundial (y^w) y las de los países industrializados (y^i), aunque también se han llevado a cabo pruebas con otras definiciones, en las que se pondera el peso de las importaciones y las exportaciones de estas dos áreas. En la medida que el grueso de las exportaciones españolas tiene como destino los países industrializados, la variable y^i debe tener un poder explicativo mayor que y^w , tal y como se pone de manifiesto en la siguiente sección, ya que, por otra parte, en ninguna de las dos variables utilizadas se pondera a los países según su importancia en el comercio exterior de España.

En el Gráfico 3 se presenta la relación existente entre x e y^i (R^2 igual a 0.994 y t -ratio igual a 67.05), una vez descontados los efectos de la competitividad de las exportaciones que se comenta más adelante, pudiendo observarse que la elasticidad de las exportaciones respecto a y^i parece que ha permanecido constante. Por lo que respecta a la relación entre exportaciones y competitividad, en el Gráfico 4 puede observarse que aunque es claramente negativa, no es tan robusta como la que se encuentra con las importaciones de los países industrializados (R^2 igual a 0.82 y t -ratio igual a -11.47). Buena parte de la significatividad de esta relación se explica por la fuerte depreciación de la peseta entre 1981 y 1985. En cuanto a la evidencia para los últimos años, se observa que, en comparación con otros periodos, las variaciones de la competitividad, debidas sobre todo a las variaciones del tipo de cambio, están asociadas a un nivel de las exportaciones menos volátil, una vez que se ha descontado el efecto del comercio de los países industrializados sobre estas variables.

2.2 Importaciones de bienes y servicios

El incremento continuado del ratio de importaciones sobre el *PIB* experimentado por la economía española durante las últimas décadas (véase el Gráfico 2) tiene dos explicaciones posibles. La primera consiste en suponer que los bienes importados son bienes superiores por lo que la elasticidad renta es mayor que la unidad, y por consiguiente conforme el nivel de renta *per capita* de la economía española ha aumentado, las importaciones de bienes y servicios lo han hecho a una tasa superior. La literatura teórica proporciona un conjunto abundante de motivos que pueden estar detrás de este hecho. Por ejemplo, según Krugman (1979) la creciente importancia del comercio intraindustrial puede deberse a una mayor especialización de economías cada vez más integradas que tratan de aprovechar las ventajas asociadas a los rendimientos crecientes a escala en muchas líneas productivas, al

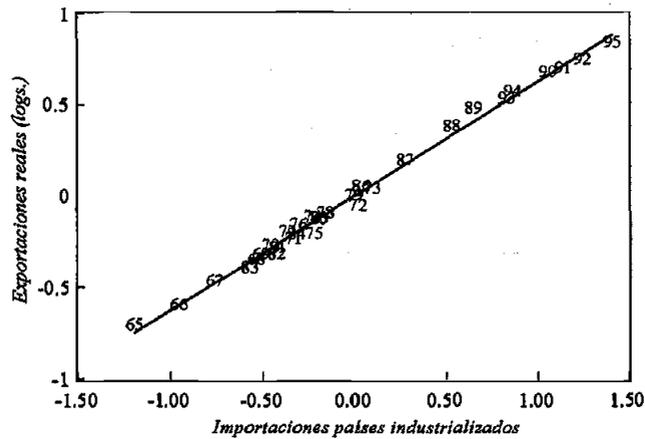


Gráfico 3: Relación entre las exportaciones reales de bienes y servicios y el comercio de los países industrializados. Componentes ortogonales a la competitividad.

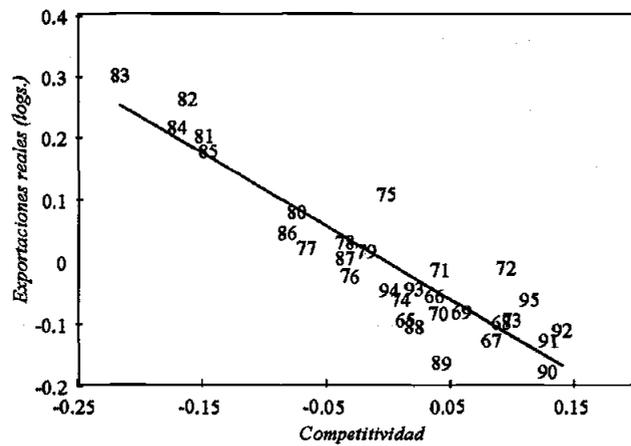


Gráfico 4: Relación entre las exportaciones reales y la competitividad frente al resto del mundo. Componentes ortogonales a las importaciones de los países industrializados.

tiempo que amplían el abanico de bienes y servicios disponibles por los consumidores. Es por ello que, aparte de otras variables, el nivel de renta suele considerarse como una de las variables explicativas del comercio intraindustrial. Alternativamente, una buena parte de los modelos recientes de crecimiento han endogeneizado la acumulación de capital humano y la actividad innovadora utilizando el comercio internacional como uno de los motores de crecimiento y vehículo de difusión de nuevas tecnologías (Grossman y Helpman (1990)). La evidencia empírica disponible para la economía española parece favorecer la consideración de los bienes y servicios importados como bienes superiores, como lo demuestra que la estimación de la elasticidad renta de las importaciones resulta ser superior a la unidad en los trabajos de Fernández y Sebastián (1989a y 1989b), Buisán y Gordo (1994) y Bajo y Montero (1995). Por otro lado, la evidencia empírica también encuentra una importancia creciente del comercio intraindustrial como han señalado Martín y Moreno (1993) y Martín y Orts (1995).

Una explicación alternativa, aunque no necesariamente excluyente de la anterior, es que este aumento del ratio M/PIB se debe al proceso continuado de desarme arancelario, de disminución de los restantes impuestos ligados a la importación y eliminación de cupos y controles de cantidades, que ha experimentado la economía española. En el Gráfico 5 se ha representado la evolución del tipo efectivo medio de los impuestos ligados a la importación, que como puede apreciarse presenta una clara tendencia negativa.⁴

La relación negativa entre la imposición ligada a las importaciones y el ratio M/PIB se aprecia con mucha claridad en el Gráfico 6 (R^2 igual a 0.85 y t -ratio igual a -13.3), si bien tras la segunda crisis del petróleo, que afectó con cierto retraso a la economía española, y con los reajustes productivos que tuvieron lugar durante la primera mitad de los años ochenta, el ratio M/PIB se estabilizó a pesar de que la imposición sobre las importaciones siguió disminuyendo. Por lo tanto, esta variable parece especialmente relevante para explicar la evolución de las importaciones, ya que refleja con bastante precisión el proceso de integración de la economía española en organismos internacionales que exigían un sector exterior más liberalizado.

En cuanto a la competitividad, la relación negativa con las importaciones es ligeramente más débil, tal y como muestra el Gráfico 7 (R^2 igual a 0.67 y t -ratio igual a -7.69). Las estimaciones de la elasticidad-precio de las importaciones han sido muy diferentes. Así, por ejemplo, Bonilla (1978) estimó una elasticidad-precio de -1.29 , mientras que Mauleón (1985) encontró que dicha elasticidad no era estadísticamente significativa. Un primer resultado es que parece observarse que estos valores se ven afectados por el periodo muestral analizado, ya que, a medida que se va ampliando la muestra con años posteriores a 1984, dicha elasticidad estimada aumenta. El Gráfico 7 arroja luz sobre este hecho. Como puede apreciarse, se observa una clara relación negativa de 1965 a 1973. Sin embargo, entre 1974 y 1986 dicha

⁴ En la sección tercera se proporciona una definición precisa de las variables utilizadas.

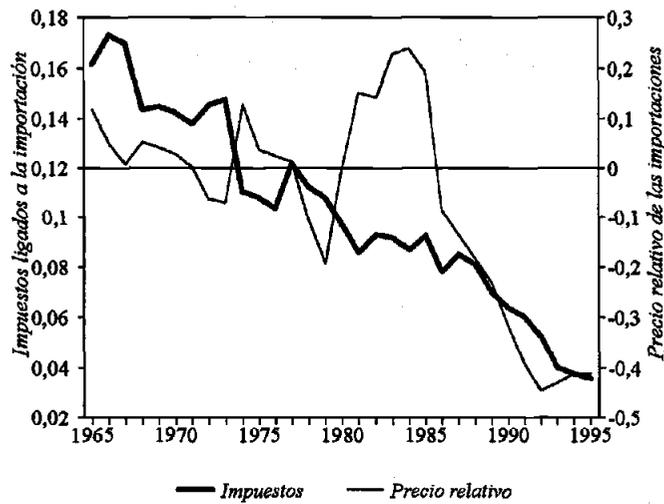


Gráfico 5: Evolución del tipo efectivo medio de los impuestos ligados a la importación y precio relativo de las importaciones.

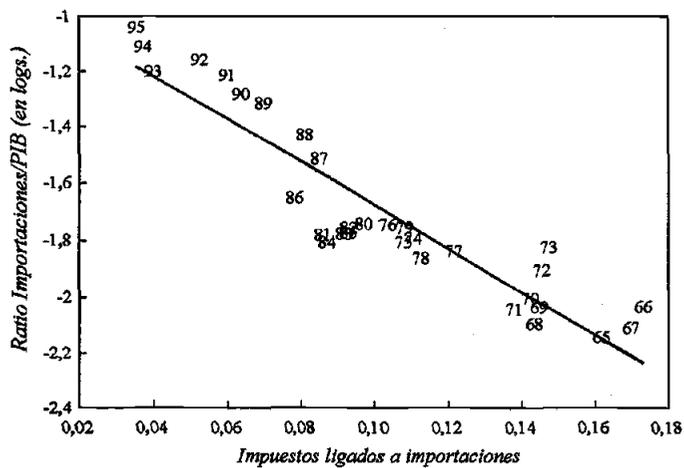


Gráfico 6: Relación entre el ratio M/PIB y los impuestos ligados a las importaciones.

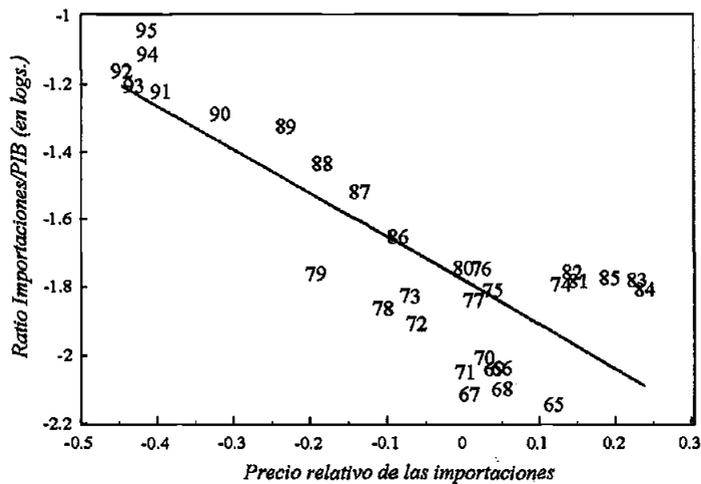


Gráfico 7: Relación entre M/PIB y el precio relativo de las importaciones.

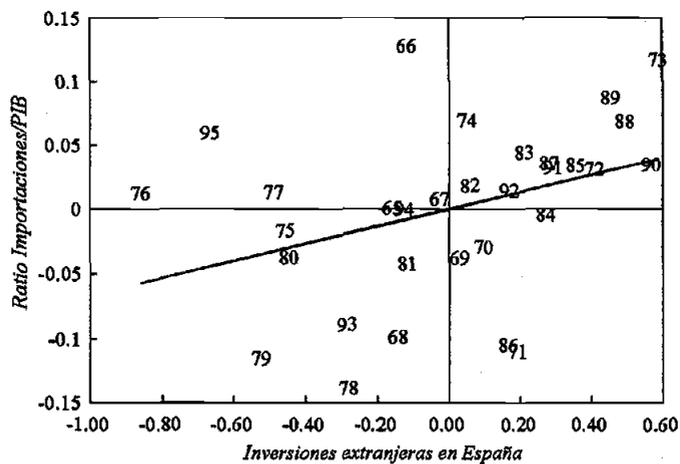


Gráfico 8: Relación entre M/PIB y las inversiones extranjeras en España. Componentes ortogonales a los impuestos ligados a las importaciones y a los precios relativos de las importaciones.

relación desaparece, ya que aunque el precio relativo de las importaciones varía incluso más que en los años anteriores, el peso de las importaciones sobre el *PIB* se mantuvo relativamente constante. Estos años son precisamente los que Mauleón (1985) utiliza para ampliar el periodo muestral de Bonilla (1978), encontrando que la competitividad deja de ser significativa. A medida que se incluyen observaciones posteriores a 1986, dicha relación negativa reaparece, estimándose valores negativos en los trabajos que incluyen en el periodo muestral analizado la segunda mitad de los años ochenta y los primeros noventa.

Recientemente, Bajo y Montero (1995) han analizado el papel de la inversión extranjera directa en España como uno de los determinantes de las importaciones de bienes y servicios. Tal relación puede ser positiva o negativa dependiendo de la relación de complementariedad o sustituibilidad existente entre estas variables. En el caso de la economía española, Bajo y Montero encuentran que las importaciones y la inversión extranjera directa parecen ser bienes complementarios, utilizando datos trimestrales de 1977 a 1992. Sin embargo, con datos anuales para el periodo 1965-95 dicha relación aunque positiva, parece estadísticamente mucho más débil, tal y como muestra el Gráfico 8 (R^2 igual a 0.13 y t -ratio igual a 2.10 para el periodo 1965-95). Además, la utilización de la capacidad productiva y la inversión extranjera directa parecen competir entre sí para explicar el componente ortogonal de las importaciones a la competitividad y a los impuestos ligados a las mismas. Cuando se analiza el periodo 1965-95, la inclusión de la utilización de la capacidad productiva (*CU*), que aparece con un t -ratio igual a 3.27, hace que la inversión extranjera no sea significativa (su t -ratio disminuye de 2.10 a 0.70), mientras que en el periodo 1977-92 no ocurre lo mismo, sino que la inversión continúa siendo significativa aunque con un t -ratio menor (2.00 frente a 3.39), mientras que la *CU* no lo es (t -ratio igual a 1.58).

2.3 Sector exterior y ciclo económico

En el Cuadro 2.3 se presenta evidencia sobre las propiedades cíclicas de las exportaciones netas, del output y del precio relativo de las importaciones respecto al de las exportaciones (términos de comercio), para varios países entre los que se ha incluido a España. Entre las características más destacables puede mencionarse que la volatilidad del ratio saldo exterior (exportaciones netas) sobre el *PIB* (*nx*) es menor que la de esta última variable, que a su vez es inferior que la de los términos de comercio. Por otro lado, la autocorrelación de las tres variables consideradas es bastante elevada. En este sentido, las características cíclicas de la economía española parecen bastante similares a las de los restantes países industrializados ya que, si bien la persistencia es menor, esto se debe en buena medida a que se han utilizado datos anuales, en lugar de datos trimestrales como ocurre en el resto de países. Otra de las similitudes de la economía española se refiere a lo que Backus, Kehoe y Kydland (1994) han denominado la *curva en S* (en clara analogía al *efecto en J*) y que representa la correlación entre el valor contemporáneo de los términos de comercio con los valores corriente, desfasado y adelantado del cociente entre las exportaciones netas y el *PIB*. Dicha correlación, que se

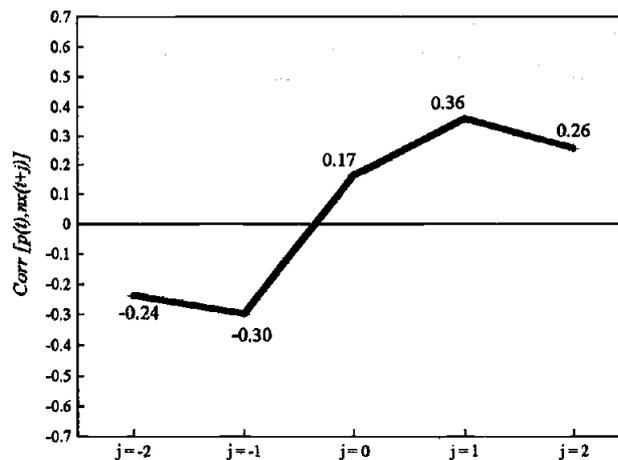


Gráfico 9: Curva en S para la economía española

ha representado en el Gráfico 9, es negativa para los valores de nx correspondientes a $t - 2$ y $t - 1$, pero positiva para t , $t + 1$ y $t + 2$, alcanzando su máximo en torno a este último periodo.

¿Cómo afectan los shocks transitorios a las importaciones? A pesar de que una mejora transitoria de la productividad da lugar a un aumento de p^m/p^x , en los modelos de equilibrio general se espera que aumente el ratio M/PIB , en la medida en que, ante el aumento en la demanda de capital, la suavización del perfil temporal del consumo opera a través de la balanza por cuenta corriente. Por el contrario, ante una expansión debida a la demanda, que se traduce en un deterioro en $S - I$, se espera un aumento del ratio importaciones sobre PIB . Así pues, el carácter cíclico de M/PIB depende del origen de los shocks transitorios que afecten a la economía.

En estos modelos de equilibrio general, la presión de la demanda afecta a M/PIB a través del aumento de p^m/p^x . Sin embargo, el supuesto de competencia perfecta en el que descansa este tipo de modelos puede ser poco realista. En el caso en que las empresas tuvieran la capacidad de fijar precios, sería posible que p^m/p^x no captase todos los movimientos cíclicos originados por movimientos en la demanda. Una forma alternativa y bastante usual de ver cómo afectan los shocks transitorios de demanda a las importaciones consiste en analizar la capacidad explicativa de la utilización de la capacidad productiva, bajo el supuesto de que ésta es una buena *proxy* de la presión de la demanda. La justificación tradicional, ampliamente utilizada en los modelos de desequilibrio (por ejemplo, en los trabajos incluidos en Drèze y Bean (1990)), consiste en suponer que, ante un exceso de demanda de los bienes

producidos en el interior, las empresas aumentan sus importaciones con la finalidad de sortear esta restricción (Franz y Heidbrink (1992)). Para la economía española, de los trabajos ya mencionados, únicamente Fernández y Sebastián (1989a, 1989b y 1991), Andrés *et al.* (1990) y Bajo y Montero (1995) utilizan la *CU* como una variable explicativa en el largo plazo de la ecuación de importaciones. Por el contrario, Buisán y Gordo (1994) encuentran que ni la *CU* ni otros indicadores del ciclo económico, como el componente cíclico del output obtenido con el filtro de Hodrick- Prescott, resultan ser significativos. Sin embargo, la evidencia empírica preliminar que se obtiene con las variables utilizadas en este trabajo resulta favorable a la consideración de *CU* como una variable explicativa relevante, tal y como se muestra en el Gráfico 10. Con excepción de algunos años para los que se observa un comportamiento atípico, la presión de la demanda da lugar a aumentos en el ratio M/PIB , tras descontar la contribución de la competitividad y de los impuestos ligados a la importación (R^2 igual a 0.30 y t -ratio igual a 2.47). En el Gráfico 10 resulta evidente que el comportamiento cíclico de las importaciones en la última recesión se encuentra en consonancia con el de ciclos anteriores.

Por lo que respecta a las exportaciones, los argumentos en favor de la relación entre esta variable y la *CU* son parecidos: ante un aumento de la presión de la demanda interior las empresas desvían parte de su comercio para atender esta mayor demanda, mientras que cuando las empresas se encuentran con una restricción de demanda en los mercados nacionales tratan de sortear esta restricción aumentando su presencia en los mercados internacionales. No obstante, debe tenerse en cuenta que la existencia de *hysteresis* en el comercio internacional (Baldwin y Krugman (1992)) puede reducir la sensibilidad de las exportaciones a cambios en la presión de la demanda. Como se aprecia en el Gráfico 11, la relación entre las exportaciones y la utilización de la capacidad productiva es menos robusta que la existente entre esta variable y las importaciones. De hecho, una vez que se ha descontado el efecto de la competitividad y la variable de comercio de los países industrializados la relación entre las exportaciones y la *CU* no resulta estadísticamente significativa. Sólo cuando se tiene en cuenta la existencia de dos claras observaciones atípicas que corresponden a 1972 y 1973 es posible recuperar una relación significativa (R^2 igual a 0.27 y t -ratio igual a -2.47).

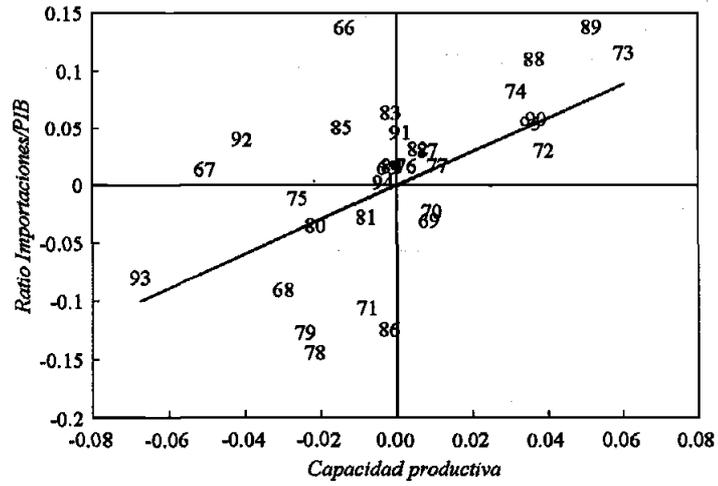


Gráfico 10: Importaciones y utilización de la capacidad productiva (componentes ortogonales).

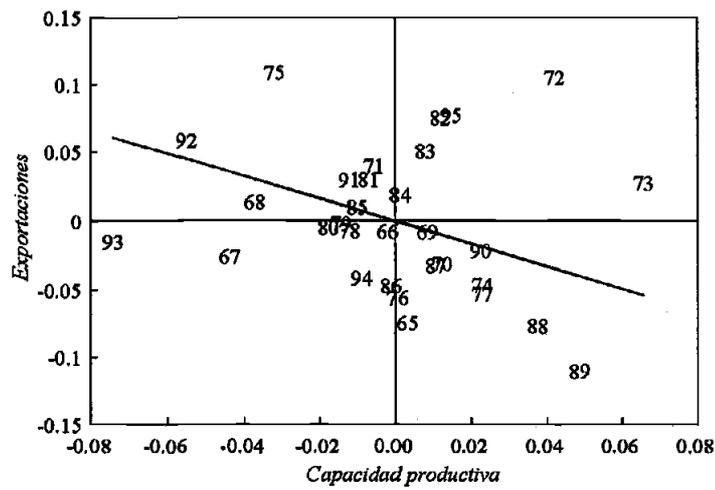


Gráfico 11: Exportaciones y utilización de la capacidad productiva (componentes ortogonales).

Cuadro 2.3

Propiedades cíclicas de las exportaciones netas, del output y de los términos de comercio

País	Desv. típica			Autocorrelación			Correlación		
	nx	y	p	nx	y	p	(nx, y)	(nx, p)	(y, p)
Australia	1.36	1.53	5.25	0.74	0.65	0.82	-0.19	-0.09	-0.27
Austria	1.11	1.20	1.63	0.29	0.60	0.50	-0.44	-0.16	0.13
Canadá	0.79	1.52	2.44	0.59	0.76	0.85	-0.42	0.44	-0.10
Finlandia	1.75	1.62	1.96	0.40	0.56	0.73	-0.60	-0.46	0.17
Francia	0.83	0.91	3.54	0.71	0.76	0.75	-0.29	-0.50	-0.12
Alemania	0.80	1.50	2.64	0.60	0.69	0.86	-0.17	0.00	-0.13
Italia	1.34	1.69	3.52	0.80	0.85	0.79	-0.68	-0.66	0.38
Japón	1.01	1.68	5.86	0.81	0.74	0.88	-0.18	-0.47	-0.12
Suiza	1.33	1.93	2.92	0.90	0.90	0.88	-0.68	-0.61	0.40
R. Unido	1.06	1.47	2.66	0.67	0.56	0.75	-0.23	-0.54	0.19
EE.UU.	0.45	1.83	2.92	0.80	0.82	0.80	-0.22	0.27	0.03
España	1.05	1.32	3.76	0.48	0.50	0.28	-0.63	0.17	-0.10

Los resultados para todos los países, con la excepción de España, se han tomado del trabajo de Backus, Kehoe y Kydland (1994). Las variables utilizadas son el ratio de las exportaciones netas sobre el nivel de renta (nx), el logaritmo del nivel de renta real (y) y el logaritmo del cociente entre los precios de importación y exportación (p). Para España, los componentes cíclicos de estas variables se han obtenido con datos anuales, utilizando el filtro de Hodrick-Prescott con un parámetro de suavización igual a 10, según proponen Baxter y King (1995) y Doménech, Gómez y Taguas (1997), y sus estadísticos se refieren al periodo 1967-95.

3. Análisis del largo plazo

Esta sección centra la atención en la especificación y estimación de las relaciones de cointegración o de equilibrio entre las exportaciones e importaciones de bienes y servicios y sus posibles determinantes de largo plazo, que se han considerado en la sección anterior. Por lo que respecta a las exportaciones de bienes y servicios, se especifica una relación como⁵:

$$x_t = \alpha_0^x + \alpha_1^x(e_t + p_t^x - p_t^{x*}) + \alpha_2^x y_t^* + \alpha_3^x cu_t + \epsilon_t^x \quad (3.1)$$

$$\alpha_1^x < 0, \alpha_2^x > 0, \alpha_3^x < 0$$

donde se incluye una variable de *competitividad* de las exportaciones españolas frente al resto del mundo ($e + p^x - p^{x*}$), una variable escala o de nivel que aproxima la renta del resto del mundo (y^*) y el grado de utilización de la capacidad productiva (cu). La variable de *competitividad* se construye como el precio relativo de las exportaciones españolas respecto al de las de los países industrializados o al de las exportaciones mundiales. En estos dos últimos casos se considera el índice de valor unitario de las exportaciones de cada área expresado en dólares USA, mientras que para el caso español se utiliza el deflactor de las exportaciones de bienes, corregido por el índice del tipo de cambio nominal frente al dólar, expresado en \$/pta. La variable *renta mundial* se aproxima por un índice de comercio de las dos áreas de referencia consideradas, los países industrializados y el mundo, construido en base a las importaciones expresadas en dólares constantes de dichas áreas⁶. Por lo que respecta al grado de utilización de la capacidad productiva se utiliza la corrección propuesta en Andrés, Doménech y Taguas (1996)⁷. La definición de las variables *renta mundial* y *competitividad*

⁵ Las minúsculas denotan logaritmos de las variables, por lo que los coeficientes son elasticidades.

⁶ También se ha probado con definiciones alternativas del comercio mundial, expresándolo como una media de las exportaciones e importaciones de cada una de las áreas consideradas, tal como hacen Aguado y González (1995). Los resultados obtenidos no difieren de los que se presentan en este trabajo.

⁷ En ese trabajo se propone una modificación del grado de utilización de la capacidad productiva, tratando de corregir la influencia de la tendencia temporal que aparece a partir de 1976 y que se pone de manifiesto en un valor muy pequeño de la utilización (en relación al valor máximo de 1973) durante el período de expansión 1986-91. Para preservar su relación con el ciclo, se regresa $\log CU$ en una constante, permitiendo un cambio de nivel a partir de 1976, una tendencia temporal para 1976-94 y el componente cíclico del output obtenido mediante el filtro de Hodrick-Prescott, obteniendo la siguiente relación:

$$\begin{aligned} \log CU = & -0.19 - 0.02d_{76-94} + 0.95(y - \bar{y}) \\ & - 0.003d_{76-94}(time - 12) + \epsilon_t \end{aligned}$$

lo que permite definir la utilización de la capacidad corregida como:

$$\log CU^* = \log CU + 0.003d_{76-94}(time - 12)$$

es siempre muy problemática, debido a la multiplicidad de combinaciones que se pueden adoptar. Así, por ejemplo, en Buisán y Gordo (1994) se construye un *índice de mercados de exportación* para aproximar la demanda exterior de los productos españoles, que pondera las importaciones de cada país por la participación de dicho país en las exportaciones españolas, y un índice de *competitividad* que pondera los tipos de cambio bilaterales entre la peseta y la moneda de cada país, utilizando un sistema de ponderación multilateral en función del peso del comercio de cada país en el comercio mundial. Aunque esta forma de proceder es irreprochable, en este trabajo se defiende un planteamiento del problema bien distinto, en base a las siguientes consideraciones. En primer lugar, un objetivo de este trabajo es incluir las ecuaciones de exportación e importación que se obtienen en un modelo econométrico para la economía española como el *MOISEES*, cuyo pequeño tamaño no permite considerar las exportaciones por áreas geográficas ni tampoco el peso de cada país en el volumen de comercio mundial. Por consiguiente, si se utilizaran variables como las construidas por Buisán y Gordo (1994), tendrían el carácter de exógenas y deberían proyectarse fuera del modelo, lo que resulta poco atractivo. En segundo lugar, la elaboración de medidas sofisticadas de *competitividad* de las exportaciones y *renta mundial* utiliza ponderaciones para los índices bilaterales considerados, que no son en absoluto ajenas a la propia evolución de la variable que se pretende explicar, por lo que la exogeneidad de las mismas es un supuesto difícilmente mantenible.

En el Cuadro 3.1 se presentan los resultados de estimar las relaciones en niveles entre las exportaciones de bienes y servicios españoles y sus posibles determinantes de largo plazo utilizando mínimos cuadrados ordinarios⁸. En las cuatro primeras columnas se combinan las distintas definiciones elegidas para aproximar la *competitividad* y la *renta o comercio mundial*, según se utilicen los precios de exportación y el volumen de importaciones de los países industrializados o mundiales. Como se puede apreciar, la relación más satisfactoria es la primera, en la que se incluyen los precios de exportación relativos frente al total mundial y la evolución de las importaciones de los países industrializados⁹. Ello pone de manifiesto que la variable escala relevante para explicar la evolución de las exportaciones españolas es el comercio de los países industrializados igual que en otros trabajos empíricos anteriores (como, por ejemplo, Bonilla (1978), Mauleón (1985), Mañas (1987), Fernández y Sebastián (1989a y 1989b) y Buisán y Gordo (1994)), aunque los exportadores españoles se enfrentan a la competencia de los exportables del resto del mundo y no sólo de los países industrializados. La elasticidad obtenida para la competitividad de las exportaciones españolas frente al mundo es -1.18 mientras que la elasticidad respecto al comercio de los países industrializados es 1.59 , resultados que están en la línea de los estimados anteriormente por otros autores.¹⁰ El estadístico *Durbin-Watson* (*DW*) obtenido así como el test de

⁸ Como es bien sabido, aunque los estimadores de una relación de cointegración son superconsistentes, no ocurre lo mismo con los estimadores de los errores standard que están sujetos a sesgos de autocorrelación y endogeneidad, por lo que los habituales *t* estadísticos no pueden utilizarse para el contraste de hipótesis. A pesar de ello, en los siguientes cuadros se presentan dichos estadísticos a título meramente ilustrativo.

⁹ Este resultado es idéntico al obtenido por Fernández y Sebastián (1989b) y que se corrobora igualmente en el de Buisán y Gordo (1994).

¹⁰ En Bajo y Montero (1995) se ofrece una excelente panorámica de las investigaciones empíricas existentes

Dickey-Fuller (*DF* y *ADF*), computado a partir de los residuos mínimo-cuadráticos de esta regresión, permiten rechazar la hipótesis nula de que los mismos son *integrados de orden 1*, por lo que en principio no se puede rechazar que la ecuación [1] sea una relación de cointegración.¹¹ En la columna [5] del mismo cuadro se incluye adicionalmente el grado de utilización de la capacidad productiva¹² así como una variable *dummy* para el bienio 1972-73 que ha sido profusamente utilizada en otros trabajos sobre modelización macroeconómica de la economía española para recoger la presión de los salarios a principios de los setenta,¹³ obteniéndose un coeficiente estimado para *cu* negativo y no muy diferente de los estimados en el trabajo empírico anterior.¹⁴ Se puede ver que en este caso el estadístico de *Dickey-Fuller* obtenido aumenta hasta -4.75 y el *DW* lo hace hasta 1.75 , por lo que se puede rechazar igualmente la hipótesis de que los residuos son *integrados de orden uno*.¹⁵ Por último, en la columna [6] del Cuadro 3.1 se deshace la restricción impuesta sobre el coeficiente de la variable que recoge la competitividad de las exportaciones españolas de bienes y servicios, pudiendo apreciarse que los coeficientes obtenidos para cada uno de los tres componentes tienen el signo esperado y una magnitud casi idéntica, por lo que no caben dudas acerca de la conveniencia de utilizar dicha restricción entre los componentes.

sobre la evolución tanto de las exportaciones como de las importaciones españolas.

¹¹ El valor obtenido para los estadísticos *DW*, *DF* y *ADF* permiten rechazar la hipótesis nula con un nivel de significación del 5 por ciento, como se puede ver en el Cuadro A4 del apéndice incluido en este trabajo, en el que se presentan los resultados de los experimentos de Monte Carlo llevados a cabo para obtener la distribución empírica de estos estadísticos con el tamaño muestral que se utiliza.

¹² El grado de utilización de la capacidad productiva es una variable que debe ser claramente $I(0)$ tal y como se sugiere en Andrés, Doménech y Taguas (1996). Este es el principal motivo que justifica la corrección llevada a cabo de esta variable en ese trabajo. Aunque los tests no paramétricos de Phillips y Perron que se presentan en el apéndice permiten rechazar que *cu* es una variable $I(1)$, el resultado no parece definitivo. Sin embargo, los tests convencionales de *Dickey-Fuller* permiten rechazar la hipótesis nula al uno por ciento. En este caso su inclusión en la relación de largo plazo se justifica en base a su posible contribución a que las variables incluidas en el mismo tengan *cotendencias*.

¹³ Véase, por ejemplo, López (1991) y Andrés, Doménech y Taguas (1996).

¹⁴ Fernández y Sebastián (1989b y 1991) estimaron un coeficiente de -0.53 mientras que Andrés et al. (1990) estimaron -0.76 y, más recientemente, Bajo y Montero estiman un coeficiente de -0.79 utilizando datos trimestrales.

¹⁵ Si se consideran cuatro variables, la hipótesis nula se puede rechazar al 5 por ciento en ambos casos, tal como se puede ver en el Cuadro A4.

Cuadro 3.1
Largo plazo de exportaciones

Variable	1	2	3	4	5	6
Constante	-3.95 (24.1)	-4.08 (21.5)	-4.73 (22.6)	-4.79 (23.1)	-4.11 (26.4)	-4.01 (6.8)
$e + p^m - p^{mw}$	-1.18 (11.5)	-1.05 (8.8)			-1.16 (12.0)	
$e + p^m - p^{mi}$			-1.75 (6.8)	-1.58 (6.2)		
y^w		1.54 (62.3)		1.62 (58.8)		
y^i	1.59 (71.5)		1.68 (57.8)		1.58 (82.5)	1.57 (19.9)
cu					-0.88 (2.6)	-0.88 (2.5)
$d7273$					0.13 (3.2)	0.14 (3.0)
e						-1.14 (7.5)
p^m						-1.14 (6.2)
p^{mw}						1.15 (8.2)
DF	-4.22	-3.30	-3.12	-2.90	-4.75	-4.66
ADF	-3.71	-3.69	-3.37	-3.66	-4.75	-4.65
\bar{R}^2	0.996	0.995	0.991	0.992	0.997	0.997
$\hat{\sigma}^2$	0.054	0.062	0.079	0.078	0.047	0.048
$D.W.$	1.52	0.99	0.97	0.81	1.75	1.72

Periodo Muestral: 1964-1995. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Por lo que respecta a las importaciones de bienes y servicios, se considera una relación como la siguiente:¹⁶

$$m_t = \alpha_0^m + \alpha_1^m (p_t^m - e - p_t^{cf}) + \alpha_2^m y_t + \alpha_3^m cu_t + \epsilon_t^m \quad (3.2)$$

$$\alpha_1^m < 0, \alpha_2^m > 0, \alpha_3^m > 0$$

donde p^m es el precio de importación de bienes y servicios expresado en dólares, e es, igual que antes, un índice del tipo de cambio nominal entre la peseta y el dólar expresado en \$/pta, por lo que $p^m - e$ es el precio de importación de bienes y servicios expresado en pesetas, p^{cf} es el deflactor del output a coste de los factores e y es una variable escala o de nivel que trata de aproximar la renta española. Lejos de existir un acuerdo sobre que variables aproximan la competitividad de las importaciones y la variable de nivel o renta, en los trabajos empíricos preliminares se han utilizado variables muy distintas. En el trabajo pionero de Bonilla (1978) se modelizan las importaciones, a partir de datos trimestrales para el período 1962-72, utilizando el PIB trimestral como variable de nivel y el precio relativo

¹⁶ Las letras minúsculas denotan como antes logaritmos de las variables, por lo que los coeficientes estimados pueden interpretarse como elasticidades.

de las importaciones respecto al deflactor del *PIB* como variable de competitividad. En el trabajo posterior de Mauleón (1986) se utiliza la demanda final como variable de nivel y no se encuentra significatividad de los precios relativos de las importaciones. En los trabajos sobre el sector exterior del *MOISEES*, Fernández y Sebastián (1989a, 1989b y 1991) y Andrés *et al.* (1990) modelizan las importaciones energéticas y no energéticas, utilizando como medida de renta interior el *PIB* y como medida de competitividad el índice de precios relativos de cada clase de importaciones respecto al deflactor del output. La discrepancia ha continuado en los trabajos más recientes. Así, Buisán y Gordo (1994 y 1995) utilizan la demanda final como variable renta para explicar con datos anuales las importaciones no energéticas, mientras que miden la competitividad de las importaciones tanto respecto al índice de precios industriales como al deflactor del *PIB*. Igualmente Aguado y González (1995) explican las importaciones totales de bienes y servicios en base a la demanda final (como variable renta) y a los precios relativos respecto al deflactor del *PIB* a precios de mercado. Bajo y Montero (1995), en su modelización de las importaciones no energéticas con datos trimestrales para el período 1977-92, utilizan también como variable renta la demanda final española y como variable competitividad el precio relativo de las importaciones respecto al índice de precios industriales, excluyendo la energía. Por último, Mauleón y Sastre (1994, 1996a y 1996b) incluyen simultáneamente como variables de escala a largo plazo la inversión y las exportaciones españolas de bienes y servicios, no especificando la forma en que aproximan la competitividad. Resulta, por tanto, bastante obvio el escaso consenso existente en la literatura empírica referida al sector exterior de la economía española sobre cuáles son las variables relevantes para explicar el comportamiento de las importaciones a largo plazo, aunque los últimos trabajos empíricos, con la excepción del de Mauleón y Sastre, han tenido en común aproximar el efecto a largo plazo de la variable renta por la demanda final.

Contrariamente a este punto de consenso, en este trabajo se defiende la tesis de que la variable renta a utilizar para modelizar las importaciones españolas debe ser el *PIB*, medido a coste de los factores o a precios de mercado, en línea con los trabajos de Bonilla (1978) y los enmarcados en la estimación del *MOISEES* citados antes. Esta idea se sustenta en base a dos tipos de consideraciones. En primer lugar, el *PIB* es una buena aproximación de la renta nacional o interior y su elección está condicionada en buena medida por el hecho de que es la variable que se expresa en precios constantes del correspondiente año base, por lo que su utilización no presenta los problemas de deflación de variables macroeconómicas que se han mencionado en la sección anterior. En segundo lugar, el output está exento de los problemas asociados a la utilización de otras variables como la demanda nacional o interior y la demanda final. De una forma más concreta, la utilización de la demanda interior o la nacional, o de alguno de sus componentes, tiene el problema de que en las mismas se incluyen los bienes y servicios importados que han sido consumidos o invertidos en el territorio económico,¹⁷ mientras que la utilización de la demanda final resulta aún más problemática porque incluye

¹⁷ En un caso extremo se podría argumentar que se explica la evolución de las importaciones de bienes y servicios por la del consumo final o la formación de capital que, lógicamente, incluye dichas importaciones de bienes y servicios. Nótese que la diferencia entre utilizar el output o la demanda interior como variable explicativa de las importaciones se puede ilustrar de la forma siguiente: $M = \Psi(Y)$, o bien, $M = \Psi(Y - X + M)$, en donde Y es el output, y X y M son las exportaciones de bienes y servicios, sin incluir el turismo que formaría parte del consumo privado interior. Por lo tanto $Y - X + M$ sería la demanda interior.

además los bienes y servicios exportados.¹⁸ En definitiva, la demanda nacional o interior se puede expresar como el *PIB* menos las exportaciones más las importaciones, mientras que la demanda final es el *PIB* más las importaciones, por lo que su elección plantea la endogeneidad de estas variables de escala, que se ha contrastado estimando los vectores autorregresivos entre las distintas variables (véase el apartado siguiente) consideradas en la relación de largo plazo.

Por lo que respecta a la competitividad de las importaciones de bienes y servicios, en este trabajo se define como el precio relativo de las importaciones de bienes y servicios respecto al deflactor del output a coste de los factores. La variable relevante es la evolución del precio de importar bienes y servicios respecto a la del precio de producción interior¹⁹.

En el Cuadro 3.2 se presentan distintas estimaciones de relaciones en niveles de las variables de interés consideradas. En las columnas [1] a [4] se incluyen, además de una constante, el precio de importación de bienes y servicios expresado en moneda nacional, el deflactor del output a coste de los factores y el output a precios de mercado, a coste de los factores, la demanda nacional y la demanda final respectivamente. Como se puede apreciar, los deflactores aparecen con los signos esperados y, aunque no se puede contrastar la restricción de que ambos tienen el mismo coeficiente pero de signo contrario en base a los *errores estándar* estimados por *mínimos cuadrados ordinarios*, parece que no se puede rechazar que sean de la misma magnitud en valor absoluto. Los resultados obtenidos al considerar el output, la demanda nacional o la demanda final no parecen ser concluyentes en ningún sentido, porque si bien es cierto que al utilizar $Y + M$ el *error estándar* de los residuos disminuye notablemente, como parece lógico en base a los comentarios anteriores, nótese que ni el estadístico *DW* ni el test *DF* ó *ADF* aumentan al considerar la demanda final e incluso disminuyen cuando se trata de la demanda nacional.²⁰

¹⁸ Nótese que en este caso se postula la relación $M = \Psi(Y + M)$, que como es obvio no está exenta de problemas de especificación.

¹⁹ El deflactor del output a coste de los factores se obtiene, como es bien sabido, por doble deflación de la producción de bienes y servicios y de los consumos intermedios empleados en la misma, ambas sin considerar los impuestos indirectos ni las subvenciones de explotación.

²⁰ Como se puede ver la elasticidad-renta estimada de las importaciones de bienes y servicios resulta inferior a la elasticidad-renta de las exportaciones de bienes y servicios, aunque en este caso la variable renta utilizada es el comercio y no el output de los países industrializados. Aproximadamente, el ratio entre ambas elasticidades es aproximadamente igual al crecimiento adicional de la economía española respecto al de los países industrializados en buena parte del período muestral analizado, lo que como se puede ver en Krugman (1989) es una condición que debe cumplirse bajo competencia monopolística.

Cuadro 3.2
Largo plazo de importaciones

Variable	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Constante	-6.01 (4.0)	-4.68 (3.1)	-5.93 (4.9)	-6.84 (6.4)	-6.11 (5.0)	-4.85 (4.1)	-5.71 (7.2)	-4.87 (6.2)
$p^m - e$	-0.68 (7.4)	-0.73 (7.6)	-0.47 (5.5)	-0.44 (6.0)	-0.58 (6.1)	-0.59 (5.9)		
p^{cf}	0.77 (7.3)	0.85 (8.0)	0.58 (5.9)	0.47 (5.2)	0.56 (5.2)	0.59 (5.2)		
$p^m - e - p^{cf}$							-0.57 (6.2)	-0.58 (6.1)
y	1.45 (9.2)				1.46 (11.3)		1.41 (17.0)	
y^{cf}		1.32 (8.4)				1.33 (10.7)		1.33 (16.2)
dn			1.44 (11.3)					
df				1.51 (13.8)				
t^m					-4.90 (3.7)	-5.03 (3.6)	-4.45 (4.4)	-4.94 (4.7)
t^p					3.18 (1.6)	4.25 (2.1)	2.98 (1.6)	4.07 (2.1)
DF	-2.84	-2.87	-2.26	-2.96	-4.54	-4.74	-4.46	-4.73
ADF	-3.50	-3.39	-2.89	-3.66	-4.66	-4.72	-4.53	-4.71
\bar{R}^2	0.984	0.983	0.989	0.992	0.991	0.990	0.991	0.990
$\hat{\sigma}^2$	0.077	0.082	0.065	0.055	0.061	0.064	0.060	0.062
$D.W.$	0.94	0.94	0.78	0.95	1.59	1.65	1.54	1.65

Periodo Muestral: 1964-1995. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Como se puso de manifiesto en la sección anterior, los impuestos ligados a la importación parecen ser una variable relevante para explicar la evolución de las importaciones en la economía española, en la que el continuado crecimiento del ratio $m - y$ durante las últimas décadas ha ido acompañado de una casi constante reducción en el peso de los impuestos ligados a la importación. La importación de bienes y servicios se valora a precios *cif* o salida de aduana, por lo que el deflactor de la misma no incluye la evolución de los impuestos ligados a la importación ni tampoco la de las subvenciones a la importación recibidas²¹. Lógicamente estos impuestos recaen sobre el precio de consumo o inversión de los bienes y servicios importados, por lo que no parece relevante en principio considerarlos en la operación de importación. A pesar de ello, en este trabajo se incluyen los impuestos ligados a la importación netos de subvenciones en el valor de las importaciones de bienes y servicios para considerar el efecto de la evolución de los mismos en el deflactor de las importaciones. Considérese en este caso el valor de las importaciones más los impuestos, netos de subvenciones, ligados a la importación:

$$M_t^{V*} = M_t^V + TM_t^V - SUBM_t^V = M_t^V(1 + temtm_t)$$

²¹ Sobre el papel de la protección arancelaria en la explicación de las importaciones españolas se puede ver el detallado trabajo de Buisán y Gordo (1995).

donde M^V es el valor de las importaciones de bienes y servicios en precios corrientes de cada año, TM^V y $SUBM^V$ son los impuestos ligados a la importación y las subvenciones a la importación respectivamente y $temtm$ es el tipo efectivo medio de dichos impuestos netos sobre el valor de las importaciones. De la misma forma se puede considerar la expresión anterior, pero en precios constantes del año base, que en este caso es 1980:

$$M_t^* = M_t + TM_t - SUBM_t = M_t(1 + temtm_t^0)$$

El cociente entre ambas relaciones permite obtener un deflactor de las importaciones que sí incluye la evolución de los impuestos netos ligados a la importación²²:

$$P_t^{M*} = P_t^M \frac{(1 + temtm_t)}{(1 + temtm_t^0)} = P_t^M T_t^M$$

por lo que en logaritmos se puede escribir que:

$$p_t^{m*} = p_t^m + t_t^m$$

donde t^m es el tipo efectivo medio, reescalado respecto al año base considerado, de los impuestos, netos de subvenciones, ligados a la importación.

De igual forma se puede proceder con el PIB a coste de los factores, si se considera el resto de la imposición indirecta neta de subvenciones de explotación. En este caso se puede definir el valor del output con impuestos ligados a la producción netos de subvenciones de explotación:

$$Y_t^{V,CF*} = Y_t^{V,CF} + TP_t^V - SUBE_t^V = Y_t^{V,F}(1 + temtp_t)$$

y en precios constantes:

$$Y_t^{CF*} = Y_t^{CF} + TP_t - SUBE_t = Y_t^{CF}(1 + temtp_t^0)$$

por lo que dividiendo ambas expresiones y tomando logaritmos se puede ver que:

$$p_t^{cf*} = p_t^{cf} + t_t^p$$

donde t^p trata de captar el efecto sobre los precios de la evolución de los impuestos ligados a la producción netos de subvenciones de explotación. La diferencia fundamental de este planteamiento con el de Buisán y Gordo (1995) es la consideración de todos los impuestos ligados a la importación y también la de todos los impuestos ligados a la producción incluido el IVA a partir de 1986, año en el que entró en vigor. En Díaz y Taguas (1995) se ofrecen consideraciones acerca de la dificultad existente para interpretar la *línea fiscal homogénea* estimada por el INE para solucionar el enlace de las principales macromagnitudes después de la introducción del IVA en 1986, por lo que se propone una metodología para resolver

²² Nótese que los impuestos ligados a la importación en precios constantes se obtienen a partir de las importaciones en precios constantes del año base considerado y del tipo impositivo en dicho año base (véase el SEC (937), págs. 266-267).

este problema tratando de distorsionar lo menos posible las series históricas de impuestos ligados a la producción e importación antes de 1986²³.

En las columnas [5] y [6] se incluyen ambos tipos impositivos junto al precio de las importaciones de bienes y servicios expresado en moneda nacional y el deflactor del output a coste de los factores, así como el output a precios de mercado y a coste de los factores respectivamente. Como se puede apreciar, los resultados mejoran significativamente respecto a las especificaciones anteriores y los signos obtenidos para los tipos impositivos coinciden con los esperados, aunque, como es lógico, cuando se considera como variable de nivel el output a precios de mercado la significatividad de los impuestos ligados a la producción es menor que cuando se considera el output a coste de los factores²⁴. Los estadísticos *DW* y *DF* ó *ADF* aumentan considerablemente respecto a las especificaciones anteriores, aunque el elevado número de regresores y la evidente similitud del tamaño de los coeficientes de $p^m - e$ y de p^{cf} así como su signo contrario invitan a imponer la restricción entre ambos, incluyendo los precios relativos, tal y como se hace en las ecuaciones [7] y [8], obteniéndose unos resultados muy similares a los anteriores.²⁵

En las columnas [1] y [2] del Cuadro 3.3 se incluye adicionalmente el grado de utilización de la capacidad productiva, encontrándose que aunque mejora el ajuste y también los tests *DF*, la inclusión de *cu* tiene como efecto la no significatividad de los impuestos ligados a la producción. En las columnas [3] y [4] de este Cuadro se impone la restricción de que ambos tipos de impuestos tienen la misma magnitud y signo contrario, eliminando la utilización de la capacidad productiva, obteniéndose unos resultados similares a los de las columnas [7] y [8] del Cuadro 3.2.²⁶ En las columnas [5] y [6] se incluye de nuevo la variable *cu*, que como se puede ver tiene el signo esperado y una magnitud menor que la que se obtenía antes.²⁷ Por último, en las columnas [7] y [8] del Cuadro 3.3 se presentan los resultados de excluir los impuestos ligados a la producción e incluir *cu*, obteniéndose resultados concluyentes respecto al carácter estacionario de los residuos estimados.

²³ En Díaz y Taguas (1995) se puede encontrar adicionalmente una forma de proceder para estimar la parte del IVA correspondiente a operaciones interiores y también a la importación, en base a la utilización de las Tablas Input-Output de la economía española para cada uno de los años posteriores a 1985.

²⁴ Este resultado parece lógico, ya que el output a precios de mercado incluye, como es sabido, tanto los impuestos ligados a la producción como los ligados a la importación netos de subvenciones de explotación y a la importación.

²⁵ En el caso de la relación [8], los estadísticos *DW* y *DF* y obtenidos permiten rechazar la hipótesis nula de que los residuos estimados son $I(1)$ con un nivel de significación del diez por ciento, mientras que el estadístico *ADF* permite rechazarla al cinco por ciento.

²⁶ Debe tenerse en cuenta que los contrastes sobre el orden de integrabilidad de t^m y $t^m - t^p$ ofrecen el resultado de que ambas variables son $I(0)$, si se considera una tendencia determinística en el *PGD*, por lo que su inclusión en la relación de largo plazo puede contribuir a la existencia de tendencias comunes entre las variables consideradas.

²⁷ Andrés et al. (1990) estiman una elasticidad de largo plazo para *cu* de 1.79 y Bajo y Montero (1995) de 1.18 con datos trimestrales.

Cuadro 3.3
Largo plazo de importaciones

Variable	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Constante	-5.20 (7.7)	-4.37 (6.5)	-5.68 (7.2)	-4.86 (6.3)	-5.42 (7.1)	-4.59 (6.2)	-5.13 (7.9)	-4.37 (6.8)
$p^m - e - p^{cf}$	-0.68 (8.3)	-0.69 (8.0)	-0.54 (7.6)	-0.56 (7.6)	-0.51 (7.4)	-0.53 (7.5)	-0.65 (11.5)	-0.69 (11.8)
y	1.40 (20.2)		1.41 (17.2)		1.40 (17.7)		1.39 (21.2)	
y^{cf}		1.32 (19.1)		1.33 (16.5)		1.32 (17.2)		1.32 (20.2)
t^m	-7.19 (6.4)	-7.74 (6.6)					-6.90 (7.2)	-7.74 (8.0)
t^p	-0.97 (0.5)	0.09 (0.1)						
$t^m - t^p$			-4.06 (5.1)	-4.71 (5.9)	-4.48 (5.7)	-5.16 (6.6)		
cu	1.49 (3.6)	1.53 (3.5)			0.64 (1.9)	0.72 (2.1)	1.37 (4.1)	1.53 (4.4)
DF	-5.34	-5.56	-4.35	-4.68	-4.20	-4.56	-5.30	-5.56
ADF	-3.86	-3.83	-4.32	-4.61	-3.30	-3.45	-3.80	-3.83
\bar{R}^2	0.994	0.993	0.991	0.990	0.992	0.991	0.994	0.993
$\hat{\sigma}^2$	0.050	0.052	0.059	0.061	0.057	0.058	0.049	0.051
$D.W.$	1.71	1.79	1.51	1.63	1.40	1.54	1.70	1.79

Periodo Muestral: 1984-1995. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Se ha probado la inclusión de la inversión directa española en el exterior (*lied*) y de la inversión extranjera en España (*lidrm*) en las ecuaciones de exportación e importación estimadas en el Cuadro 3.4, en línea con la propuesta y los resultados de Bajo y Montero (1995), quienes encuentran que estas dos variables son muy significativas en las relaciones de largo plazo estimadas en las regresiones estáticas. En nuestro caso, ninguna de estas dos variables resulta significativa. Este resultado se confirma cuando se contrasta la causalidad de *lied* a las exportaciones y de *lidrm* a las importaciones, encontrando que en ninguna de las especificaciones analizadas (véase el Cuadro A.5 del anexo) se puede aceptar la existencia de causalidad entre estas variables, independientemente de los regresores que se incluyan, del número de retardos o de si las variables están en niveles o en primeras diferencias.²⁸ ¿Cómo pueden interpretarse estos resultados cuando se comparan con los de Bajo y Montero (1995)? En primer lugar, la inversión extranjera en España pierde ya significatividad en el largo plazo de la ecuación de importaciones que proponen Bajo y Montero, cuando se estima el modelo dinámico. En segundo lugar, buena parte de las diferencias entre estos resultados puede deberse a que el periodo muestral (1977-92) y la periodicidad de los datos (trimestral) son distintos de los utilizados en este trabajo.

Como han señalado diversos autores, a pesar de las propiedades asintóticas de los estimadores

²⁸ Cuando la especificación de la ecuación es en niveles se ha utilizado la propuesta de Dolado y Lütkepohl (1994), ya que el contraste se realiza entre variables I(1). Básicamente el procedimiento consiste en estimar una ecuación con $p + 1$ retardos y contrastar la significatividad de los p mediante un test de Wald, ya que en esta situación la distribución del estadístico resultante es estándar.

obtenidos mediante regresiones estáticas, cuando se utilizan muestras de tamaños finitos, como es el caso de este trabajo, los estimadores obtenidos por el método de mínimos cuadrados ordinarios pueden presentar sesgos relevantes para el contraste de hipótesis. Estos sesgos de muestras finitas dependen del proceso generador de los datos, como han puesto de manifiesto distintos trabajos en base a la utilización de experimentos de *Monte Carlo*. Una de las soluciones a este problema consiste en estimar los vectores de cointegración en especificaciones dinámicas, tal y como se hace en la siguiente sección de este trabajo. Sin embargo, antes de abandonar las regresiones estáticas puede resultar conveniente comparar algunos de los resultados presentados en los Cuadros 3.1 a 3.3 con los obtenidos a partir de correcciones para evitar estos problemas de sesgos en muestras finitas. En particular, en este trabajo se utiliza la corrección no paramétrica propuesta por Phillips y Hansen (1990), que es robusta a los problemas de autocorrelación y simultaneidad.

En el Cuadro 3.4 se presentan los resultados de estimar por el método de Phillips y Hansen las relaciones de largo plazo, para las exportaciones e importaciones de bienes y servicios, seleccionadas en base a la discusión anterior. En la columna [1] se replica la ecuación de la misma columna del Cuadro 3.1, pudiendo apreciarse que los resultados obtenidos para los estimadores son idénticos, aunque las varianzas estimadas son menores, por lo que en todos los casos se puede rechazar con gran amplitud la hipótesis nula de que los coeficientes son cero.²⁹ En la columna [2] de este Cuadro se estima la ecuación de la columna [5] del Cuadro 3.1, obteniéndose nuevamente resultados casi idénticos, aunque el coeficiente estimado para la competitividad es muy ligeramente superior en valor absoluto.³⁰ En la columna [3] se replica la columna [6] del Cuadro 3.1, obteniéndose de nuevo resultados muy similares que no permiten rechazar las dos restricciones impuestas sobre las variables que definen la competitividad de las exportaciones españolas.³¹

Por lo que respecta a las relaciones de largo plazo de las importaciones, en las columnas [4], [5] y [6] del Cuadro 3.4 se replican las ecuaciones de las columnas [3], [5] y [7] del Cuadro 3.2, pudiendo apreciarse que en este caso las diferencias son más notables. Así, por ejemplo, la constante tiene una magnitud menor en todos los casos y lo mismo ocurre con la elasticidad-renta estimada. Por el contrario, los impuestos relativos tienen un coeficiente superior y la utilización de la capacidad productiva tiene un coeficiente menor en la columna [5] y ligeramente superior en la [6]. Por lo que respecta a la significatividad de los parámetros estimados, los tests de Wald permiten rechazar ampliamente la hipótesis nula de que son cero, excepto en el caso de la variable *cu* en la columna [5], es decir que cuando se incluye *cu* imponiendo la restricción $t^m - t^p$, aparece escasamente significativa, tal como ya mostraba la estimación por mínimos cuadrados ordinarios. Por el contrario, si se elimina la influencia

²⁹ Los tests de Wald para la constante, la competitividad y el comercio de los países industrializados ofrecen valores de 563.4, 127.9 y 4938.5 respectivamente, que deben compararse con la χ^2 con un grado de libertad.

³⁰ Los correspondientes tests de Wald son: para la constante 819.8, para *cu* 8.3, para *d7273* 15.9, para $e + p^x - p^{xw}$ 179.4 y para *y*⁴ 8060.2.

³¹ El test de Wald es en este caso 0.94, distribuyéndose como una χ^2 con dos grados de libertad, por lo que la hipótesis nula no puede rechazarse con gran amplitud.

de los impuestos ligados a la producción, *cu* vuelve a ser muy significativa.³²

Cuadro 3.4
Estimadores de Phillips-Hansen de las relaciones de largo plazo

Variable	Exportaciones			Importaciones		
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Constante	-3.96 (0.167)	-4.10 (0.143)	-4.56 (0.488)	-5.02 (0.708)	-4.84 (0.693)	-4.67 (0.528)
$e + p^x - p^{xw}$	-1.18 (0.105)	-1.19 (0.089)				
y^i	1.59 (0.023)	1.58 (0.018)	1.64 (0.066)			
<i>cu</i>		-0.88 (0.308)	-0.92 (0.289)		0.48 (0.309)	1.41 (0.270)
<i>d7273</i>		0.15 (0.038)	0.14 (0.038)			
<i>e</i>			-1.21 (0.127)			
p^x			-1.22 (0.152)			
p^{xw}			1.17 (0.117)			
<i>y</i>				1.34 (0.074)	1.33 (0.072)	1.34 (0.053)
$p^m - e - p^{cf}$				-0.56 (0.064)	-0.54 (0.063)	-0.69 (0.046)
t^m						-7.84 (0.774)
$t^m - t^p$				-4.86 (0.715)	-5.14 (0.717)	
R^2	0.996	0.997	0.997	0.991	0.992	0.994
<i>DW</i>	1.52	1.79	1.78	1.62	1.56	1.81

Periodo Muestral: 1964-1995. Errores estándar modificados entre paréntesis.

³² Los tests de Wald computados de los coeficientes estimados para las variables en el orden que aparecen en el Cuadro son los siguientes. En la ecuación [4]: cte. (50.2), *y* (327.6), $p^m - e - p^{cf}$ (77.5) y $t^m - t^p$ (46.1); en la ecuación [5]: cte. (48.8), *cu* (2.5), *y* (346.9), $p^m - e - p^{cf}$ (75.4) y $t^m - t^p$ (51.3); en la ecuación [6]: cte. (78.5), *cu* (27.1), *y* (642.7), $p^m - e - p^{cf}$ (225.6) y t^m (102.7).

3.1 Vectores de cointegración, exogeneidad y estimación recursiva

Desde el punto de vista predictivo, la estimación de las relaciones de largo plazo resulta insuficiente ya que en ella no se analizan las relaciones entre variables en el corto plazo, a diferencia de las especificaciones dinámicas en las que aparecen un mecanismo de corrección de error. Sin embargo, antes de abordar esta tarea es necesario comprobar algunas de las características de las variables utilizadas en las relaciones de largo plazo, que pueden tener serias implicaciones en las propiedades de los estimadores, ya que la estimación de ecuaciones dinámicas en las que se condiciona por variables que son fuerte o débilmente exógenas produce estimadores asintóticamente insesgados. Cuando se viola este supuesto de exogeneidad, la estimación uniecuacional del modelo dinámico produce estimadores sesgados e ineficientes, lo que hace necesario realizar las correcciones no paramétricas utilizadas anteriormente o estimar el sistema de ecuaciones formado con aquellas variables endógenas. Este último procedimiento ha sido propuesto por Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990), dando lugar a lo que se conoce como la metodología de Johansen para el análisis de modelos de cointegración multivariantes que, por ejemplo, implementan Hansen y Juselius (1995).

Utilizando esta metodología se han estimado los vectores de cointegración entre las variables $I(1)$ que aparecen en las ecuaciones de importación y exportación anteriormente analizadas.³³ Por lo que respecta a las exportaciones, los contrastes de λ_{\max} y de la traza indican que existe un único vector de cointegración entre x , y^i y $p^x + e - p^{xw}$. Adicionalmente, el mecanismo de corrección de error formado con estas variables resulta significativo en la ecuación para Δx_t pero no en la de Δy_t^i ni en la de $\Delta(p^x + e - p^{xw})_t$, por lo que puede aceptarse que los niveles de estas dos variables son débilmente exógenas. En cuanto a las importaciones, de nuevo puede aceptarse la existencia de un único vector de cointegración entre y , m y $p^m - e - p^{cf}$, pero el mecanismo de corrección de error resulta significativo en las ecuaciones para Δm_t y para $\Delta(p^m - e - p^{cf})_t$, por lo que no puede aceptarse que esta última variable sea exógena. Así pues, mientras que una especificación dinámica uniecuacional de las exportaciones proporciona estimadores insesgados y eficientes, no ocurre lo mismo con las importaciones, cuya especificación dinámica debería estimarse por máxima verosimilitud conjuntamente con una ecuación para $\Delta(p^m - e - p^{cf})$.

Aparte de analizar la exogeneidad débil de las variables anteriores, dada la falta de consenso entre las posibles alternativas en la variable renta utilizada en la ecuación de importaciones, también se ha contrastado la exogeneidad débil de la demanda nacional y la demanda final. Los resultados indican que el mecanismo de corrección de error es estadísticamente significativo en el caso de la demanda final (*t-ratio* igual a 2.94), pero no con la demanda nacional (*t-ratio* igual a 1.70).

Por último, se ha analizado la estabilidad de las relaciones de largo plazo estimadas, lo que permite averiguar si la incorporación de España a la UE y al SME, o la fuerte recesión experimentada en los últimos años han dado lugar a un cambio en dichas relaciones. En

³³ Los resultados aparecen en el Cuadro A.6 del Anexo.

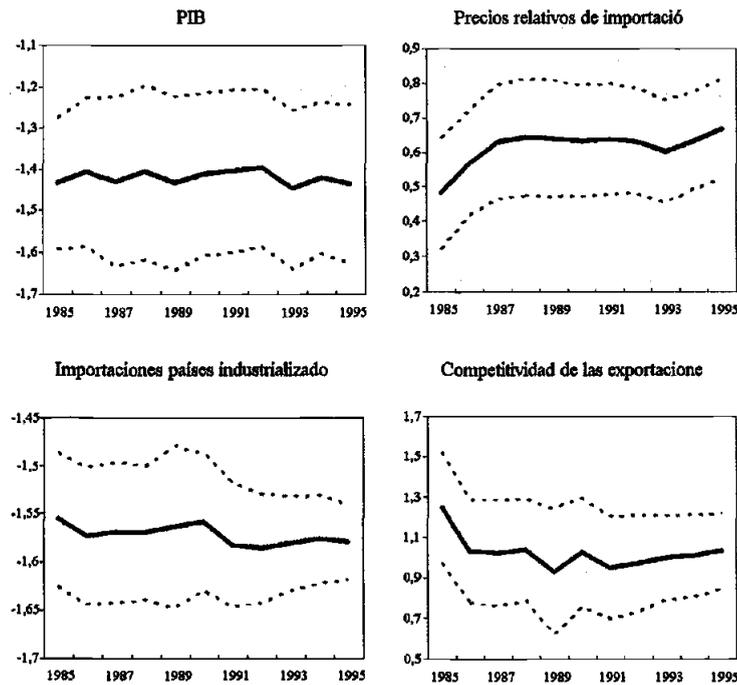


Gráfico 12: Estimación recursiva: 1985-1995.

Buisán y Gordo (1994) y en Bajo y Montero (1995) las relaciones de largo plazo incluyen una variable ficticia que toma el valor 1 a partir de la incorporación de España a la UE, si bien no aparecen en la especificación dinámica ya que su efecto puede estar recogido en alguna otra variable. En las relaciones de largo plazo que aparecen en el Cuadro 3.4 no ha sido necesario incluir ninguna variable artificial que recoja estos efectos. Sin embargo, es preciso contrastar si los acontecimientos anteriores han afectado no sólo a la constante sino también a los coeficientes de las restantes variables $I(1)$ incluidas. Como puede apreciarse en el Gráfico 12, no se observan cambios significativos en los coeficientes de y , y^i , $p^m - e - p^{cf}$ y $p^x + e - p^{xw}$, salvo un ligero cambio en 1986 para las dos últimas variables, si bien no es estadísticamente significativo.

4. Determinación de un tipo de cambio de equilibrio

En esta sección se utilizan los resultados empíricos de las relaciones de largo plazo obtenidas anteriormente, según los distintos métodos de estimación empleados, para calcular de forma tentativa un tipo de cambio de equilibrio u objetivo para la economía española. El ejercicio que se plantea es encontrar el tipo de cambio que, dadas las elasticidades que se han estimado, hubiera equilibrado la balanza por cuenta corriente en términos tanto reales como nominales.³⁴ Una primera posibilidad, en aras de una mayor simplicidad, es no considerar los posibles efectos sobre el consumo final de no residentes en el territorio económico y el de los residentes en el resto del mundo consecuencia de movimientos del tipo de cambio, lo que permite no tener que utilizar estimaciones de las elasticidades de estas variables respecto a los precios relativos. No obstante, dada la importancia del turismo en la balanza de pagos de la economía española, se ha modelizado tanto el consumo final de los no residentes como el de los residentes en el resto del mundo para estimar dichas elasticidades.³⁵

El ejercicio se realiza bajo el supuesto de que los distintos precios que se utilizan en las estimaciones de las funciones de exportación e importación de bienes y servicios y en las de consumo final de no residentes y consumo de residentes en el resto del mundo son débilmente exógenos a variaciones del tipo de cambio nominal. Por lo que respecta a los precios de importación, caben pocas dudas de su exogeneidad respecto al tipo de cambio nominal. Más problemático es el supuesto de que los precios de exportación y de producción pueden permanecer invariables a movimientos en el tipo de cambio, ya que parece razonable esperar que una depreciación (apreciación) aumente (disminuya) los precios de producción y de exportación, ante el aumento (disminución) de los precios de los bienes intermedios importados, que dependerá del grado de *pass-through* existente. En este sentido, el tipo de cambio de equilibrio que se ha estimado da una idea de la apreciación/depreciación mínima

³⁴ Al principio de la sección 2, ya se propuso una forma de obtener un deflactor para el ahorro nacional bruto y las restantes operaciones corrientes no incluidas en la exportación e importación de bienes y servicios, que forman parte del saldo de esta balanza.

³⁵ Para ello, en línea con el trabajo de Buisán (1995), se han estimado las elasticidades de los ingresos y los gastos por turismo respecto al tipo de cambio, aunque, dado el objetivo que aquí se persigue, se han planteado especificaciones más parsimoniosas. Aunque se han estimado modelos dinámicos en forma de mecanismos de corrección de error para ambas macromagnitudes, en el ejercicio planteado se utilizan las elasticidades de largo plazo, que se obtienen a partir de las siguientes relaciones:

$$cfnr_t = -12.32 + 1.15 * y_t^{ocde} - 0.36 * (e_t + p_t^c - p_t^{ct}) + 0.21 * d73 + \epsilon_t^{cfnr}$$

$$cfr_t = -14.69 + 1.97 * y_t + 0.65 * (e_t + p_t^c - p_t^{ct}) - 0.46 * d7479 + 0.21 * d93 + \epsilon_t^{cfr}$$

donde y^{ocde} es el PIB real de la OCDE, p^c es el deflactor del consumo privado nacional, p^{ct} es el deflactor del consumo de la OCDE, y es el PIB real a precios de mercado (todas las variables en log), $d73$ y $d93$ son *dummies* para 1973 y 1993, mientras que $d7479$ es una *dummy* escalón para el periodo comprendido entre 1974 y 1979.

que se hubiera requerido en cada periodo, ya que si se hubieran endogeneizado los precios de producción o de exportación esta apreciación/depreciación debería de haber sido mayor.

Adicionalmente, se tiene en cuenta que parte del *gap* entre el tipo de cambio y su estimación de equilibrio puede venir explicada parcialmente por las expansiones y recesiones cíclicas. De esta forma, se utiliza el promedio muestral del grado de utilización de la capacidad productiva en lugar de los valores corrientes de esta variable, tratando de evitar que el *gap* disminuya en los periodos recesivos y aumente en las expansiones.

Para analizar la sensibilidad de los resultados a cambios en la especificación de las relaciones de largo plazo, se han utilizado distintas estimaciones, que han conducido a resultados muy similares. Más concretamente, se han utilizado las estimaciones por MCO de las ecuaciones de exportación e importación que aparecen en la columnas [5] de los Cuadros 3.1 y 3.3 respectivamente y las obtenidas por el método de Phillips-Hansen que se presentan en las columnas [2] y [6] del Cuadro 3.4, así como las relaciones estimadas para el consumo final de no residentes y el de los residentes en el resto del mundo. La utilización de estas ecuaciones alternativas conduce a resultados que son prácticamente idénticos, por lo que, de nuevo, se puede concluir que los resultados de las estimaciones de las relaciones de largo plazo son bastante robustos a cambios en el método de estimación (por lo que los sesgos para muestras finitas y las ganancias de eficiencia no parecen muy importantes) y a pequeñas modificaciones en el conjunto de regresores.

Centrando la atención en las estimaciones obtenidas por Phillips-Hansen, el tipo de cambio que habría equilibrado la balanza por cuenta corriente en términos reales (E^*) se calcula a partir de la siguiente expresión no lineal:

$$\begin{aligned}
 & +(E^*)^{-1.19} \exp\{-4.10 + 0.15d_{7273} + \varepsilon_t^x\} (P^x/P^{xw})^{-1.19} (Y^i)^{1.58} \overline{CU}^{-0.88} - \\
 & -(E^*)^{0.69} \exp\{-4.67 + \varepsilon_t^n\} Y^{1.34} (P^m/P^{cf})^{-0.69} (T^m)^{-7.84} \overline{CU}^{1.41} + \\
 & +(E^*)^{-0.36} \exp\{-12.32 + 0.21d_{73} + \varepsilon_t^{cfnr}\} (Y^{ocde})^{1.15} (P^c/P^{ci})^{-0.36} - \\
 & -(E^*)^{0.65} \exp\{-14.69 - 0.46d_{7479} + 0.21d_{93} + \varepsilon_t^{cfr}\} Y^{1.97} (P^c/P^{ci})^{0.65} \\
 = & ROC_{rm} \tag{4.1}
 \end{aligned}$$

en donde las mayúsculas denotan los niveles de las variables, \overline{CU} es el promedio muestral de la utilización de la capacidad productiva y ROC_{rm} se expresa en precios constantes de 1980.³⁶

La resolución de la expresión (4.1) pone de manifiesto que el tipo de cambio necesario para que la balanza por cuenta corriente en términos reales hubiera estado equilibrada cada año debería haber sido, en general, menor que el observado para la peseta durante las tres últimas décadas.³⁷ Los resultados obtenidos ilustran acerca de la existencia de tres periodos

³⁶ La utilización de \overline{CU} trata de incorporar la idea de importaciones y exportaciones nacionales que se utiliza en el MOISEES.

³⁷ La definición utilizada del tipo de cambio es la de unidades de moneda extranjera por moneda nacional,

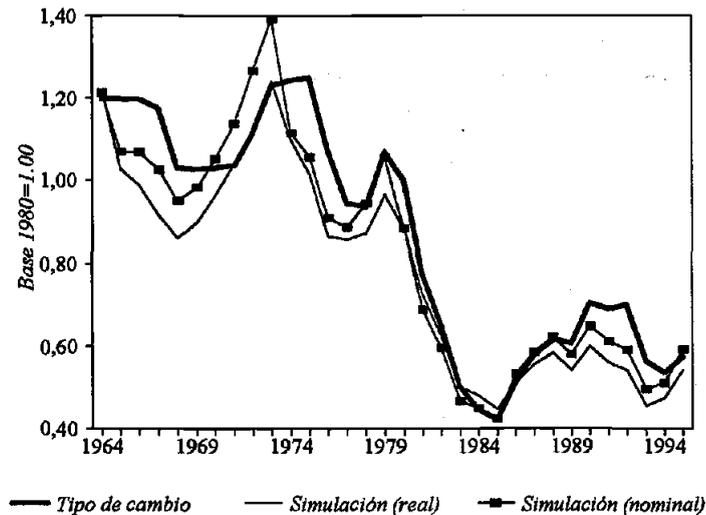


Gráfico 13: Estimación de un tipo de cambio de equilibrio (\$/pta, base 1980).

de apreciación relativa de la peseta. El primero de ellos comprende los años entre 1965 y 1970, en los que el tipo de cambio de equilibrio se sitúa por debajo del observado, alcanzando un mínimo en 1967, año en el que se estima una apreciación relativa de la peseta cercana al 25 por ciento. Con la primera crisis energética se inicia un nuevo periodo de apreciación relativa de la peseta que dura hasta la devaluación de diciembre de 1982, a la que sigue el bienio de máxima depreciación relativa, 1984-85, de los últimos treinta años. Por último, en 1989, y coincidiendo con la expansión económica de la segunda mitad de los años ochenta, se abre un periodo de fuerte apreciación de la moneda que se va acentuando progresivamente hasta alcanzar en 1992 valores que se estiman próximos al 25 por ciento. Durante 1993 el problema de apreciación de la peseta se reduce como consecuencia de las devaluaciones de septiembre y noviembre de 1992, y la de mayo de 1993. Este proceso continúa de una forma considerable durante 1994 hasta que el *gap* termina prácticamente desapareciendo en 1995.

Una forma alternativa de plantear el ejercicio anterior es calcular el tipo de cambio que habría equilibrado la balanza por cuenta corriente en precios corrientes de cada año. Para ello es suficiente reescribir la expresión (4.1), multiplicando cada uno de los cuatro términos que aparecen en el lado izquierdo de la misma por los precios de exportación de bienes y servicios, los de importación, los del consumo final de no residentes y el del consumo de residentes en el resto del mundo y considerar $ROC_{r,m}$ en precios corrientes. En el Gráfico 13 se han representado las dos estimaciones del tipo de cambio de equilibrio que satisfacen la expresión (4.1), tanto en términos reales como nominales.

por lo que el tipo de cambio de la peseta ha estado desde este punto de vista generalmente apreciado.

Aunque los resultados que se obtienen en este caso no difieren, en general, demasiado de los anteriores, es preciso tener en cuenta dos matizaciones. En primer lugar, en los periodos de apreciación relativa de la peseta, el *gap* estimado se amortigua considerablemente, estimándose en un 10 por ciento durante la segunda mitad de los años sesenta, un máximo próximo al 15 por ciento en el bienio 1975-76 y una apreciación del 16 por ciento en 1992, que se reduce al 12 por ciento en 1993, a menos del 5 por ciento en 1994 y a una ligera depreciación del 3 por ciento durante 1995. En segundo lugar, el periodo de máxima depreciación pasa a ser el trienio 1971-73, en el que se estima una depreciación próxima al 10 por ciento.

5. Modelos dinámicos

En esta sección se presentan modelos dinámicos para las exportaciones, las importaciones y los precios relativos de importación. Como se ha visto en la tercera sección, al aplicar la metodología de Johansen, puede aceptarse que existe un único vector de cointegración entre las variables consideradas como determinantes de las exportaciones de bienes y servicios, así como que el comercio de los países industrializados y la competitividad de las exportaciones son débilmente exógenas. En cuanto a las importaciones, se acepta igualmente que existe un único vector de cointegración entre las variables consideradas, pero en un buen número de las pruebas efectuadas se rechaza la exogeneidad de los precios relativos de importación (véase el Cuadro A.6 del apéndice). Ello ha conducido a que se estimen conjuntamente modelos dinámicos para las exportaciones, importaciones y precios relativos.

En los Cuadros 5.1, 5.2 y 5.3 se presentan los resultados obtenidos al estimar conjuntamente mecanismos de corrección de error para las exportaciones, importaciones y precios relativos de importación respectivamente, teniendo en cuenta que en el caso de estos dos últimos se incluye el mismo vector de cointegración. En la columna [1] de cada Cuadro se presenta la estimación por *mínimos cuadrados no lineales en tres etapas* (MCNL3E), mientras que en la columna [2] se presenta la estimación por *máxima verosimilitud con información completa* (MVIC), obteniéndose resultados que son prácticamente idénticos con alguna excepción.

Como se puede ver en el Cuadro 5.1, en la dinámica de la ecuación de exportaciones aparece la primera diferencia de la competitividad, de forma contemporánea y retardada un período, estimándose coeficientes negativos y significativamente distintos de cero. Igualmente, aparecen la aceleración del comercio de los países industrializados y la tasa de crecimiento retardada dos períodos, siendo ambas variables fuertemente significativas. Por otra parte, el grado de utilización de la capacidad productiva parece jugar un papel relevante en la explicación de las exportaciones, como se puso de manifiesto en las secciones segunda y tercera. Resultan significativos el nivel y la tasa de crecimiento, presentando ambos signo negativo. También aparecen de forma clara las tasas de crecimiento retardadas dos períodos de las exportaciones y del precio de las importaciones energéticas expresado en dólares.³⁸ Por último se incluyen tres *dummies* del tipo variable *impulso*, la primera para 1969, la segunda para el bienio 1972-73 y la tercera para los años 1986 y 1991.³⁹ Por lo que respecta al coeficiente de corrección del error, es claramente significativo y tiene una magnitud de

³⁸ Los tests sobre el orden de integrabilidad del precio de las importaciones energéticas (expresado en dólares) ofrecen el resultado de que es $I(1)$, rechazándose la hipótesis de que es $I(2)$ ($DF = -4.08$). Por otra parte, la inclusión de esta variable puede deberse a la fuerte correlación negativa de la tasa de crecimiento de la misma retardada un período con la tasa de crecimiento del comercio de los países industrializados.

³⁹ Esta variable ha sido interpretada como un efecto negativo (a veces transitorio y otras permanente) sobre las exportaciones españolas del ingreso en la UE. En este trabajo se revela como un efecto claramente de carácter transitorio y que, además, se ve contrarrestado por otro similar aunque de signo contrario en 1991.

-0.73, tanto cuando se estima por MCNL3E como por *máxima verosimilitud*.

En cuanto a la ecuación de importaciones, la dinámica es bastante más rica. Se incluyen la primera diferencia y la segunda diferencia retardada de los precios relativos a la importación, siendo ambas variables claramente significativas. Igualmente aparece la primera diferencia del PIB, con uno y tres retardos, así como la aceleración de la inversión productiva privada ($\Delta^2 i^p$) y la tasa de crecimiento retardada dos períodos, lo que confirma los resultados obtenidos por primera vez por Fernández y Sebastián (1989a y 1989b) y confirmados posteriormente por la mayoría de los trabajos empíricos. Aparece igualmente la tasa de crecimiento del consumo privado (Δc^p), con un coeficiente alto y claramente significativo, así como la tasa de crecimiento del tipo efectivo de los impuestos ligados a la importación con signo negativo y muy significativo. Por lo que respecta al grado de utilización de la capacidad productiva, su efecto sobre las importaciones de bienes y servicios es muy importante. Se incluye el nivel con un coeficiente bastante alto (1.73) y muy significativo y la aceleración con un coeficiente de 1.41 y también muy significativo. Por último se consideran retardos de la variable dependiente. Por lo que respecta al coeficiente de corrección del error, se puede ver que es claramente significativo y tiene una magnitud de -0.38.

En la ecuación de precios relativos de importación (ver Cuadro 5.3) se incluye el mismo vector de cointegración de la ecuación de importaciones, pudiéndose apreciar que la clara significatividad del mismo así como su magnitud corroboran los resultados obtenidos al aplicar la metodología de Johansen. En la especificación dinámica se consideran la tasa de crecimiento del precio de las importaciones energéticas (en moneda extranjera), la tasa de crecimiento del output, la del tipo de los impuestos ligados a la importación, la tasa de crecimiento del comercio de los países industrializados de forma contemporánea y con un retardo, la aceleración de las importaciones y la tasa de crecimiento retardada dos períodos y la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal. Por último se incluyen dos *dummies*, una para 1973 y otra para 1993.

Como se puede apreciar, el ajuste de las ecuaciones estimadas es notable ya que en todos los casos el error estándar de los residuos es inferior al uno por ciento. Por lo que respecta a su capacidad predictiva, en el Cuadro 5.4 se presentan las predicciones para 1995, con las ecuaciones estimadas hasta 1994, obteniéndose unos resultados que no difieren del valor observado en el caso de las exportaciones de bienes y servicios (9.9 por ciento de crecimiento observado frente a un 9.8 simulado), y que se separan en 1.7 puntos en el caso de las importaciones (9.9 frente al 8.2 simulado) y en 1.2 puntos en el caso de los precios relativos de importación (-0.0 frente a 1.2). Debe tenerse en cuenta que el error en que se incurre en la predicción con origen en 1994 para la tasa de crecimiento de los precios relativos a la importación en 1995 incide negativamente en la predicción de la tasa de crecimiento de las importaciones, al estar sobrevalorando el crecimiento de dichos precios relativos durante este último año.

Por último, en el Cuadro 5.5, se pueden ver los valores simulados para el período 1993-95,

con las ecuaciones estimadas hasta 1992⁴⁰. A partir de estos resultados, cabe destacar que los modelos estimados parecen captar los principales cambios acaecidos en el sector exterior durante los últimos tres años. En el caso de las exportaciones de bienes y servicios, el modelo estimado hasta 1992 predice razonablemente tanto la fuerte aceleración experimentada en 1994 como la importante desaceleración que ha tenido lugar durante 1995. Por lo que respecta a las importaciones de bienes y servicios, el modelo parece capaz de captar la caída de 1993 (sobrestimándola incluso en algo más de un punto porcentual), así como los importantes crecimientos experimentados durante los dos últimos años (en 1994 simula un valor ligeramente superior al observado y lo contrario ocurre en 1995). Finalmente, los errores de predicción en la tasa de crecimiento de los precios relativos a la importación son de 0.5 puntos porcentuales en 1993, de 1.5 puntos en 1994 y de 1.7 puntos en 1995, resultados que no difieren significativamente de cero.

Cuadro 5.1
Modelos dinámicos Exportaciones

Variable	MCNL3E		MVIC	
	[1]	t-estadístico	[2]	t-estadístico
$\Delta(e + p^x - p^{xw})$	-0.14	-3.0	-0.13	-2.7
$\Delta(e + p^x - p^{xw})_{t-1}$	-0.11	-2.9	-0.12	-3.3
$\Delta^2 y^i$	0.74	17.2	0.75	17.7
Δy_{t-2}^i	-0.71	-13.1	-0.73	-13.7
Δcu	-0.39	-3.7	-0.36	-3.5
$d69$	0.18	13.7	0.18	14.0
$d7273$	0.06	4.8	0.05	4.5
$d86 - d91$	-0.06	-8.0	-0.05	-7.9
Δx_{t-2}	0.77	18.1	0.78	18.5
Δp_{t-2}^{mc}	-0.08	-10.7	-0.08	-10.9
cu_{t-1}	-0.22	-2.9	-0.16	-2.2
$cce(x_{t-1})$	-0.73	-11.0	-0.73	-11.2
constante	-3.78	-69.9	-3.78	-69.6
$(e + p^x - p^{xw})_{t-1}$	-1.06	-29.2	-1.05	-29.1
y_{t-1}^i	1.57	234.1	1.57	234.4
R^2	0.9792		0.9789	
DW	2.28		2.17	
$\hat{\sigma}$	0.0080		0.0081	

Periodo Muestral: 1967-1995. Las ecuaciones [1] y [2] se estiman conjuntamente con las [1] y [2] de los Cuadros 5.2 y 5.3 respectivamente

⁴⁰ Téngase en cuenta que la ecuación estimada para los precios relativos incluye una variable impulso en 1993, lo que dificulta este ejercicio. Finalmente, se ha optado por conservar el coeficiente estimado para dicha variable anteriormente (-0.11).

Cuadro 5.2
Modelos dinámicos Importaciones

Variable	MCNL3E		MVIC	
	[1]	t-estadístico	[2]	t-estadístico
$\Delta(p^m - e - p^{cf})$	-0.18	-10.0	-0.18	-9.9
$\Delta^2(p^m - e - p^{cf})_{t-1}$	-0.09	-5.3	-0.08	-6.4
Δy_{t-1}	1.00	6.5	0.98	8.1
Δy_{t-3}	-1.42	-14.3	-1.43	-17.0
Δt^m	-2.59	-13.1	-2.64	-13.7
$\Delta^2 i^p$	0.25	9.3	0.23	11.0
Δi^p_{t-2}	0.13	3.1	0.12	3.6
Δc^p	0.80	4.1	0.93	6.2
$\Delta^2 cu$	1.41	14.2	1.40	16.8
cu_{t-1}	1.73	13.2	1.76	15.7
Δm_{t-1}	0.17	4.2	0.15	4.4
Δm_{t-2}	-0.24	-5.7	-0.25	-7.0
cce (m_{t-1})	-0.38	-10.1	-0.36	-10.0
constante	-2.21	-3.6	-2.05	-3.2
$(p^m - e - p^{cf})_{t-1}$	-0.87	-23.3	-0.89	-21.3
y_{t-1}	1.17	21.6	1.15	20.1
t^m_{t-1}	-10.42	-16.1	-10.92	-15.6
R^2	0.9913		0.9915	
DW	2.42		2.42	
$\hat{\sigma}$	0.0069		0.0069	

Periodo Muestral: 1967-1995. Las ecuaciones [1] y [2] se estiman conjuntamente con las [1] y [2] de los Cuadros 5.1 y 5.3 respectivamente

Cuadro 5.3
Modelos dinámicos Precios relativos

Variable	MCNL3E		MVIC	
	[1]	t-estadístico	[2]	t-estadístico
Δy	1.03	7.5	1.11	8.4
Δp^{me}	0.22	21.2	0.23	22.3
Δp_{t-2}^{me}	-0.07	-6.8	-0.08	-7.9
Δt^m	-2.78	-10.2	-2.69	-9.0
Δx_{t-2}	0.10	2.7	0.12	3.7
Δy^i	0.09	1.9	0.10	2.1
Δy_{t-1}^i	-0.25	-3.7	-0.34	-5.4
$\Delta^2 m$	-0.30	-9.8	-0.33	-10.4
Δm_{t-2}	-0.16	-5.8	-0.18	-5.9
Δe	-0.60	-29.2	-0.59	-26.3
$d73$	0.06	5.4	0.06	5.4
$d93$	-0.11	-9.7	-0.12	-11.6
constante	-1.35	-4.5	-1.23	-4.2
$cce (m_{t-1})$	-0.39	-10.1	-0.37	-9.1
$(p^m - e - p^{cf})_{t-1}$	-0.87*		-0.89	
y_{t-1}	1.17*		1.15*	
t_{t-1}^m	-10.42*		-10.92*	
R^2	0.9886		0.9852	
DW	2.03		1.95	
$\hat{\sigma}$	0.0097		0.0111	

Periodo Muestral: 1967-1995. Las ecuaciones [1] y [2] se estiman conjuntamente con las [1] y [2] de los Cuadros 5.1 y 5.2 respectivamente. El símbolo (*) denota coeficiente restringido

Cuadro 5.4
Predicciones utilizando el sistema de tres ecuaciones

Año	Δx	Δx^f	Δm	Δm^f	$\Delta(p^m - e - p^{cf})$	$\Delta(p^m - e - p^{cf})^f$
1995	9.9	9.8	9.9	8.2	-0.0	1.2

Estimación periodo muestral 1967-1994. La letra f denota predicción

Cuadro 5.5
Predicciones utilizando el sistema de tres ecuaciones

Año	Δx	Δx^f	Δm	Δm^f	$\Delta(p^m - e - p^{cf})$	$\Delta(p^m - e - p^{cf})^f$
1993	9.0	11.9	-5.4	-6.8	1.6	2.1
1994	16.1	17.0	11.1	12.6	1.9	3.5
1995	9.9	9.6	9.9	8.5	-0.0	1.7

Estimación periodo muestral 1967-1992. La letra f denota predicción

6. Conclusiones

En este trabajo se han discutido las distintas propuestas aparecidas recientemente en la literatura empírica sobre el sector exterior de la economía española y se ha analizado con detalle su comportamiento cíclico, prestando especial atención a los cambios acaecidos durante los últimos años. Los principales resultados que se han obtenido son los siguientes.

Las características cíclicas de la economía española son bastante similares a las de muchos países industrializados. Así se confirma la menor volatilidad del ratio saldo exterior sobre el *PIB* respecto a la del output, y la mayor volatilidad de los precios relativos de importación sobre los de exportación. La autocorrelación de estas tres variables es bastante elevada y entre las correlaciones destaca la existente entre las exportaciones netas como porcentaje del *PIB* con los precios relativos de importación sobre los de exportación. Tanto las exportaciones como las importaciones de bienes y servicios presentan un comportamiento cíclico acusado, que se refleja en la robustez de la utilización de la capacidad productiva a la inclusión de otras variables explicativas.

En las relaciones de largo plazo, los resultados confirman que las importaciones de los países industrializados y la competitividad frente al resto del mundo en las ecuación de exportaciones, y el *PIB*, los precios relativos y el tipo efectivo de los impuestos ligados a la importación en la ecuación de importaciones son los mejores candidatos para especificar las relaciones de cointegración entre estas variables. Por otro lado, las relaciones de largo plazo estimadas por MCO, Phillips-Hansen o Johansen parecen no diferir significativamente entre sí. No obstante, las estimaciones por el método de Johansen indican que, si bien existe un único vector de cointegración para las importaciones, no puede aceptarse que los precios relativos de importación sea una variable débilmente exógena, con las consiguientes implicaciones en el método de estimación del sistema dinámico.

Las relaciones de cointegración estimadas no presentan síntomas de cambio estructural durante el periodo 1985-95, tal y como se desprende del análisis efectuado de los coeficientes estimados recursivamente a lo largo de dicho período. Por otro lado, en el periodo muestral analizado, ni la inversión española en el extranjero ni la inversión extranjera en España resultan significativas en las relaciones de largo plazo estimadas, resultado que se confirma cuando se contrasta la causalidad de las inversiones a las exportaciones e importaciones, independientemente de los regresores que se incluyan, del número de retardos o de si las variables están en niveles o en primeras diferencias.

A partir de las relaciones de largo plazo estimadas se ha llevado a cabo un ejercicio tratando de ilustrar cuál hubiera sido el tipo de cambio que habría equilibrado la balanza por cuenta corriente, tanto en términos nominales como reales, para cada año del periodo muestral considerado. Los resultados parecen indicativos de que durante los últimos treinta años el tipo de cambio de la peseta se ha situado normalmente por encima del de equilibrio, lo

que es indicativo, dada la definición utilizada del tipo de cambio, de una casi continuada apreciación relativa de la peseta, que ha tenido momentos especialmente relevantes, entre los que cabe destacar la segunda mitad de los años sesenta, el largo periodo comprendido entre la primera crisis energética y la devaluación de 1982 y, por último, los años correspondientes a la expansión de la segunda mitad de los años ochenta y primeros noventa. En primer lugar, durante el periodo comprendido entre 1965 y 1970 se estima una apreciación cercana al 25 por ciento, en el caso de que se considere el equilibrio de la balanza por cuenta corriente en términos reales, o al 10 por ciento en términos nominales. En el segundo periodo se estima una apreciación máxima durante 1975-76 alrededor del 20 por ciento, en términos reales, o del 16 por ciento en nominales. Finalmente, en 1989 se inicia un periodo de fuerte apreciación de la peseta que alcanza su máxima magnitud en 1992, año en el que se estima en el 25 por ciento, en términos reales, o en el 17 por ciento en términos nominales, con las consiguientes devaluaciones de septiembre y noviembre de 1992 y la de mayo de 1993, aunque todavía durante dicho año se mantiene un *gap* importante, que se redujo sustancialmente en 1994, para cerrarse durante 1995.

Por lo que respecta a los modelos dinámicos, cabe destacar que en este trabajo se estima por *mínimos cuadrados no lineales en tres etapas* y por *máxima verosimilitud con información completa* un sistema de ecuaciones en forma de mecanismos de corrección del error para las exportaciones e importaciones de bienes y servicios y los precios relativos de importación, que incorporan como relaciones de cointegración las especificadas en el análisis del largo plazo. Cabe destacar que en todos los casos, el mecanismo de corrección de error es estadísticamente significativo y que la dinámica incorporada en las distintas ecuaciones es bastante rica, por lo que las mismas presentan un ajuste notable y son capaces de predecir razonablemente los resultados observados durante el último periodo 1993-95, cuando se estiman simultáneamente para el periodo muestral 1967-1992.

7. Apéndice

7.1 Contrastes de raíces unitarias y cointegración

Para contrastar el *orden de integrabilidad* de las series se utilizan los tests de Dickey y Fuller (1979 y 1981) así como los tests no paramétricos propuestos por Phillips y Perron (1988).⁴¹ Phillips y Perron generalizan la especificación del proceso generador de datos (*PGD*), abandonando el supuesto de perturbaciones idénticas e independientemente distribuidas subyacente en los contrastes propuestos por Dickey y Fuller (1979 y 1981). Consideran los siguientes modelos alternativos para el *PGD*:

$$X_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}\left(t - \frac{T}{2}\right) + \tilde{\alpha}X_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad (\text{A1})$$

$$X_t = \mu^* + \alpha^*X_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (\text{A2})$$

$$X_t = \hat{\alpha}X_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \quad (\text{A3})$$

Las ecuaciones (A1) a (A3) se estiman por *MCO*, obteniéndose los estadísticos $Z(t_{\tilde{\alpha}})$, $Z(\Phi_3)$ y $Z(\Phi_2)$ para contrastar las siguientes hipótesis nulas (ver Perron (1988)) en el modelo (A1):

$$H_0 : \tilde{\alpha} = 1$$

$$H_0 : (\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha}) = (\tilde{\mu}, 0, 1)$$

$$H_0 : (\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha}) = (0, 0, 1)$$

estimando igualmente los estadísticos $Z(t_{\alpha^*})$ y $Z(\Phi_1)$ para contrastar las siguientes hipótesis nulas en el modelo (A2):

$$H_0 : \alpha^* = 1$$

$$H_0 : (\mu^*, \alpha^*) = (0, 1)$$

y, por último, el estadístico $Z(t_{\hat{\alpha}})$ para contrastar en el modelo (A3) la hipótesis nula:

$$H_0 : \hat{\alpha} = 1$$

⁴¹ En Banerjee *et al.* (1993) se puede encontrar una excelente panorámica sobre los problemas inherentes a estos contrastes. Aplicaciones de los contrastes de Dickey y Fuller se pueden ver en Andrés, Escribano, Molinas y Taguas (1990).

En el Cuadro A1 se pueden ver los resultados de contrastar la hipótesis nula de que las series son $I(2)$ frente a la alternativa de que sean $I(1)$. Los valores críticos utilizados se han obtenido en base a experimentos de *Monte Carlo* con 25 mil replicaciones, utilizando muestras de 30 observaciones; cada experimento se ha llevado a cabo tres veces, siendo los resultados, que se presentan en el Cuadro A3, los valores medianos de los tres experimentos llevados a cabo en cada caso. Como se puede apreciar, en el caso del output a precios de mercado sólo se puede rechazar la hipótesis nula a un nivel de significación del 10 por ciento, mientras que en el del output a coste de los factores no se puede rechazar ni siquiera al 10 por ciento. Este resultado conduce a plantearse la posibilidad de que ambas variables son *integradas de orden 1*, pero considerando tendencias segmentadas en la media (tal y como se hizo en Andrés, Escribano, Molinas y Taguas (1990)). Por lo que respecta a las demás variables, en todos los casos excepto en el del deflactor del output se puede rechazar la hipótesis nula de que son $I(2)$, aunque en algún caso (deflactor de las exportaciones de bienes tanto españoles como mundiales) sólo a un nivel de significación del 10 por ciento. Por otra parte, en el Cuadro A2 se presentan los resultados de contrastar la hipótesis nula de que las series son $I(1)$ frente a la alternativa de que sean $I(0)$. Si se prescinde de los resultados obtenidos para el output y los deflactores, puesto que cuando una serie es de un *orden de integración* superior al que se considera en la hipótesis nula tiende a rechazar la misma frente a la alternativa, se puede ver que la hipótesis nula sólo se puede rechazar en el caso de *cu* y los tipos medios efectivos de los impuestos ligados a la importación y de los relativos de la importación respecto a la producción interior. El resultado no parece muy concluyente en el caso de *cu*, puesto que aunque se puede rechazar que es $I(1)$ con un nivel de significación del cinco por ciento en el caso del modelo (A2), no se puede en los otros casos considerados. Sin embargo, el test de Dickey-Fuller que se obtiene considerando una constante y un retardo de la variable dependiente no parece ofrecer dudas respecto a que la variable es $I(0)$: el estadístico *ADF* es -4.14 con un estadístico Box-Pierce-Ljung $Q(4) = 3.40$, lo que permite rechazar la hipótesis de que es *integrada de orden uno* con un nivel de significación del uno por ciento.

Cuadro A.1
Tests de raíces unitarias de Phillips-Perron
 $H_0 : x \sim I(2)$
 $H_1 : x \sim I(1)$

Variable	$Z(\Phi_3)$	$Z(\Phi_2)$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$Z(\Phi_1)$	$Z(t_{\alpha^*})$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$Z(t_{\hat{\mu}})$	$Z(t_{\hat{\beta}})$	$Z(t_{\mu^*})$
Δy	4.00	2.70	-2.94	2.85	-2.53	-1.65 ³	2.35	-1.36	1.84
Δy^{cf}	3.51	2.37	-2.77	2.56	-2.28	-1.53	2.20	-1.42	1.62
$\Delta(p^x + e - p^{zw})$	8.00 ²	5.36 ³	-4.10 ³	7.16 ²	-4.04 ¹	-4.05 ¹	-2.06	0.98	-0.15
Δp^x	4.52	3.01	-3.18	5.05 ³	-3.02 ²	-1.70 ³	2.45	-0.89	2.29
Δe	5.50	3.67	-3.46 ³	4.68 ³	-3.47 ²	-3.38 ¹	-0.69	0.25	-0.68
Δp^{zw}	4.97	3.31	-3.28 ³	3.00	-3.12 ²	-2.54 ²	1.80	-0.94	1.65
$\Delta(p^m - e - p^{cf})$	9.52 ²	6.36 ²	-4.59 ¹	9.32 ¹	-4.55 ¹	-4.42 ¹	-0.81	-0.52	-0.83
$\Delta(p^m - e)$	6.08 ³	4.05	-3.67 ²	6.35 ²	-3.54 ²	-2.53 ²	2.29	-0.87	2.17
Δp^{cf}	1.18	0.83	-1.44	0.44	-1.28	-0.84	1.18	-0.97	1.02
Δx	11.91 ¹	7.96 ¹	-5.12 ¹	9.13 ¹	-4.39 ¹	-1.40	4.57	-2.07	3.85
Δy^i	10.88 ¹	7.26 ²	-4.91 ¹	10.84 ¹	-4.79 ¹	-2.53 ²	3.70	-0.81	3.57
Δm	10.55 ¹	7.10 ²	-4.73 ¹	11.50 ¹	-4.84 ¹	-3.46 ¹	2.80	0.24	2.87

Periodo Muestral: 1964-1995 (1) Significativo al 1 % (2) Significativo al 5 % (3) Significativo al 10 %

Cuadro A.2
 Tests de raíces unitarias de Phillips-Perron
 $H_0 : x \sim I(1)$
 $H_1 : x \sim I(0)$

Variable	$Z(\Phi_3)$	$Z(\Phi_2)$	$Z(t_{\bar{x}})$	$Z(\Phi_1)$	$Z(t_{\alpha^*})$	$Z(t_{\bar{\alpha}})$	$Z(t_{\bar{\mu}})$	$Z(t_{\bar{\beta}})$	$Z(t_{\mu^*})$
y	7.49 ²	25.16 ¹	-2.31	35.48 ¹	-3.71 ¹	5.65	2.38	1.39	3.95
y^{cf}	7.70 ²	24.06 ¹	-2.19	34.78 ¹	-3.88 ¹	5.38	2.26	1.14	4.12
$p^x + e - p^{xw}$	1.09	0.73	-1.39	0.47	-1.51	-1.27	0.82	-0.23	0.80
p^x	0.56	9.00 ¹	-0.52	13.73 ¹	-1.06	-1.67 ³	2.59	0.29	4.86
e	1.74	1.47	-1.91	0.56	-1.16	-0.54	-2.04	-1.51	-1.43
p^{xw}	0.83	3.00	-0.90	4.18 ³	-1.22	-2.60 ²	0.17	0.53	1.41
$p^m - e - p^{cf}$	1.54	1.43	-1.79	0.77	-1.16	-0.89	-1.55	-1.37	-1.36
$p^m - e$	0.55	4.08	-0.82	6.03 ²	-0.91	-1.71 ³	1.39	0.57	3.00
p^{cf}	0.48	24.37 ¹	-0.33	37.41 ¹	-1.00	-1.63 ³	3.17	0.19	8.28
x	3.16	31.16 ¹	-1.85	44.07 ¹	-2.13	7.12	2.06	1.45	3.15
y^t	3.46	16.51 ¹	-2.51	20.61 ¹	-1.48	5.83	2.59	2.26	1.90
m	3.45	9.53 ¹	-2.61	10.90 ¹	-1.32	4.37	2.70	2.34	1.67
cu	4.76	3.17	-3.16	1.72	-3.09 ³	-0.45	-3.13	-0.72	-3.05
t^m	7.29 ²	5.37 ³	-3.97 ²	1.25	-1.03	-1.39	1.98	-3.77	-0.70
t^p	2.26	2.15	-2.23	1.78	-1.10	-0.33	2.58	1.88	1.80
$t^m - t^p$	6.08 ³	5.18 ³	-3.63 ²	1.87	-0.62	-0.69	-1.01	-3.55	-1.79

Periodo Muestral: 1984-1995. (1) Significativo al 1 % (2) Significativo al 5 % (3) Significativo al 10 %

Cuadro A.3
 Valores críticos

Tamaño muestral	$n = 30$		
	Nivel de significación		
Estadísticos	0.01	0.05	0.10
$Z(\Phi_3)$	10.107	7.045	5.806
$Z(\Phi_2)$	7.849	5.490	4.566
$Z(t_{\bar{x}})$	-4.318	-3.569	-3.214
$Z(\Phi_1)$	7.584	5.066	4.067
$Z(t_{\alpha^*})$	-3.688	-2.958	-2.617
$Z(t_{\bar{\alpha}})$	-2.642	-1.944	-1.608
$Z(t_{\bar{\mu}})$	4.073	3.239	2.849
$Z(t_{\bar{\beta}})$	4.013	3.220	2.829
$Z(t_{\mu^*})$	3.689	2.943	2.594

La distribución empírica de los estadísticos para muestras finitas se ha obtenido en base a tres experimentos de *Monte Carlo* con 25000 replicaciones. Los valores reportados en la tabla son la mediana de los tres valores críticos obtenidos

Cuadro A.4
Valores críticos tests de cointegración (tamaño muestral $n = 30$)

Estadísticos	lags= 0			lags= 1		
	Nivel de significación			Nivel de significación		
$k = 2$	0.01	0.05	0.10	0.01	0.05	0.10
<i>DW</i>	1.430	1.090	0.925	1.428	1.099	0.939
<i>DF</i>	-4.288	-3.552	-3.170			
<i>ADF</i>				-4.218	-3.496	-3.136
$k = 3$						
<i>DW</i>	1.670	1.345	1.175	1.675	1.346	1.181
<i>DF</i>	-4.820	-4.043	-3.666			
<i>ADF</i>				-4.647	-3.913	-3.543
$k = 4$						
<i>DW</i>	1.884	1.551	1.375	1.868	1.560	1.394
<i>DF</i>	-5.327	-4.485	-4.066			
<i>ADF</i>				-5.060	-4.266	-3.895
$k = 5$						
<i>DW</i>	2.068	1.748	1.571	2.037	1.741	1.580
<i>DF</i>	-5.778	-4.942	-4.489			
<i>ADF</i>				-5.347	-4.592	-4.200

La distribución empírica de los estadísticos para muestras finitas se ha obtenido en base a experimentos de *Monte Carlo* con 25000 replicaciones.

7.2 Contrastes de causalidad

Cuadro A.5
Contrastes de causalidad

Contraste	[1]	[2]	[3]	[4]
Número de lags: 1				
$lied \rightarrow x$	1.28	1.61	0.27	0.43
$lidrm \rightarrow m$	0.15	0.25	0.14	1.02
$\chi(1)$: Valor crítico al 5%	3.84	3.84	3.84	3.84
Número de lags: 2				
$lied \rightarrow x$	5.42	4.97	1.81	1.20
$lidrm \rightarrow m$	0.06	0.71	0.51	1.28
$\chi(2)$: Valor crítico al 5%	5.99	5.99	5.99	5.99
Número de lags: 3				
$lied \rightarrow x$	2.16	4.61	1.28	4.26
$lidrm \rightarrow m$	0.32	3.10	0.15	0.32
$\chi(3)$: Valor crítico al 5%	7.81	7.81	7.81	7.81

Las columnas [1] y [2] se han estimado con las variables en niveles, mientras que en [3] y [4] las variables aparecen en primeras diferencias. Regresores adicionales: [1] constante, [2] y [4] competitividad, importaciones de países industrializados y CU en la ecuación para las exportaciones, precios relativos, tipos impositivos ligados a importaciones, PIB y CU en la ecuación de importaciones.

7.3 Vectores de cointegración

Cuadro A.6
Análisis de cointegración

Exportaciones	Autovalores	λ_{\max}	Traza
$r = 0$	0.4525	17.47	27.97
$r = 1$	0.2885	9.87	10.50
$r = 2$	0.0213	0.63	0.63
	x	y^i	$p^x + e - p^{xw}$
Coefficientes del vector	1.000	-1.579	1.034
Error estándar	-	0.093	0.019
Coefficiente del ECM	-0.597	0.132	0.113
Error estándar	0.246	0.236	0.211
Importaciones	Autovalores	λ_{\max}	Traza
$r = 0$	0.4395	17.37	29.79
$r = 1$	0.2584	8.97	12.42
$r = 2$	0.1088	3.45	3.45
	m	y	$p^m - e - p^{cf}$
Coefficientes del vector	1.000	-1.436	0.668
Error estándar	-	0.096	0.072
Coefficiente del ECM	-0.486	-0.056	-0.638
Error estándar	0.221	0.061	0.296

8. Referencias

- Aguado, M.J. y L. González (1995): "El Déficit Exterior Español en una Senda de Crecimiento Sostenido". *Síntesis de Indicadores Económicos*. Ministerio de Economía y Hacienda. Agosto-Septiembre.
- Andrés, J., J.J. Dolado, C. Molinas, M. Sebastián y A. Zabalza (1990): "The Influence of Demand and Capital Constraints on Spanish Unemployment", en J. Drèze y Ch. Bean (eds.), *Europe's Unemployment Problem*, MIT Press.
- Andrés, J., A. Escribano, C. Molinas y D. Taguas (1990): *La Inversión en España. Econometría con Restricciones de Equilibrio*. Antoni Bosch Editor e Instituto de Estudios Fiscales. Madrid y Barcelona.
- Andrés, J., R. Doménech y D. Taguas (1996): "Desempleo y Ciclo Económico en España". *Moneda y Crédito*, 202, 157-188.
- Backus, D.K., P.J. Kehoe y F.E. Kydland (1993): "International Business Cycles: Theory vs. Evidence". *Quarterly Review*, Fall. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Backus, D.K., P.J. Kehoe y F.E. Kydland (1994): "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?". *American Economic Review*, 84(1), 84-103.
- Bajo, O. y M. Montero (1995): "Un Modelo Económico Ampliado para el Comercio Exterior Español, 1977-1992". *Moneda y Crédito*, 201, 153-182.
- Bajo, O. y A. Torres (1992): "El Comercio exterior y la Inversión Extranjera Directa tras la Integración de España en la CE (1986-90)", en J. Viñals (ed.), *La Economía Española ante el Mercado Único Europeo. Las Claves del Proceso de Integración*. Alianza Editorial. Madrid.
- Baldwin, R. y P. Krugman (1992): "Market Access and International Competition", en Grossman, G.M. (ed.): *Imperfect Competition and International Trade*. MIT Press, Readings in Economics, 179-200.
- Baxter, M. y M.J. Crucini (1993): "Explaining Saving-Investment Correlations". *American Economic Review*, 83(3), 416-36.
- Baxter, M. and R. G. King (1995): "Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series". NBER WP 5022.
- Bonilla, J.M. (1978): *Funciones de Importación y Exportación para la Economía Española*, Estudios Económicos, 14, Banco de España, Madrid.
- Buisán, A. (1995): "Principales Determinantes de los Ingresos por Turismo". Documento de Trabajo 9502. Banco de España.
- Buisán, A. y E. Gordo (1994): "Funciones de Importación y Exportación de la Economía Española". *Investigaciones Económicas*, 18, 165-192.
- Buisán, A. y E. Gordo (1995): "La Protección Nominal como Factor Determinante de las Importaciones de Bienes". *Revista de Economía Aplicada*, 7(3), 27-43.
- Cardia, E. (1991): "The Dynamics of a Small Open Economy in Response to Monetary, Fiscal, and Productivity Shocks". *Journal of Monetary Economics*, 28(3), 411-34.
- Díaz, A. y D. Taguas (1995): "Desagregación Sectorial y Regional del Valor Añadido. El Grado de Especialización de las Regiones Españolas". Documento de Trabajo D-95008. Dirección General de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda.

- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dolado, J.J. y H. Lütkepohl (1994): "Making Wald Test Work for Cointegrated VAR Systems". Mimeo. CEMFI.
- Dolado, J.J., M. Sebastián y J. Vallés (1993): "Cyclical Patterns of the Spanish Economy". *Investigaciones Económicas*, 17, 445-73.
- Doménech, R., V. Gómez y D. Taguas (1997): "Filtering Methods Revisited". Mimeo. Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria. Secretaría de Estado de Presupuestos y Gastos. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Drèze, J.H. y C. Bean, eds. (1990): *Europe's Unemployment Problem*. Cambridge, MIT-Press.
- Fernández, I. y M. Sebastián (1989a): "El Sector Exterior y la Incorporación de España en la CEE: Análisis a partir de Funciones de Exportaciones e Importaciones". Documento de Trabajo SGPE-D-89005. Dirección General de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Fernández, I. y M. Sebastián (1989b): "El Sector Exterior y la Incorporación de España en la CEE: Análisis a partir de Funciones de Exportaciones e Importaciones", *Moneda y Crédito*, 189, 31-73.
- Fernández, I. y M. Sebastián (1991): "Análisis del Déficit Exterior", en C. Molinas, M. Sebastián y A. Zabalza (eds.): *La Economía Española. Una Perspectiva Macroeconómica*. Antoni Bosch e Instituto de Estudios Fiscales. Madrid y Barcelona.
- Franz, W. y G. Heidbrink (1992): "The Importance of Rationing in International Trade: An Econometric Analysis for Germany". *Recherches Economiques de Louvain*, 58(3-4), 347-71.
- Glick, R. y K. Rogoff (1992): "Global versus Country-Specific Productivity Shocks and the Current Account". Working Paper No. 4140. NBER.
- Grossman, G. M. y Helpman, E. (1990): "The New Growth Theory. Trade, Innovation, and Growth". *American Economic Review*, 80(2), 86-91.
- Hansen, H. y K. Juselius (1995): *CATS in RATS. Cointegrated Analysis of Time Series*. Manual distribuido por Estima.
- Johansen, S. (1998): "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors". *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Johansen, S. (1992): "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand". *Journal of Policy Modelling*, 14, 313-334.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990): "The Full Information Maximum Likelihood Procedure for Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Krugman, P. (1979): "Increasing returns, Monopolistic Competition and International Trade". *Journal of International Economics*.
- Krugman, P. (1989): "Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rate". *European Economic Review*, 33, 1031-1054.

- López, E. (1991): "Precios y Salarios en la Economía Española", en C. Molinas, M. Sebastián y A. Zabalza (eds.): *La Economía Española. Una Perspectiva Macroeconómica*. Antoni Bosch e Instituto de Estudios Fiscales. Madrid y Barcelona.
- Mañas, L. (1987): "Especificación de una Función de Exportaciones para la Economía Española: Estimación y Predicción". Documento de Trabajo SGPE-D-87003. Dirección General de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Mauleón, I. (1985): "Análisis Econométrico de la Importaciones Españolas". Documento interno. Banco de España. Madrid.
- Mauleón, I. y L. Sastre (1994): "El Saldo Comercial en 1993: Un Análisis Econométrico". *Información Comercial Española*, 735, 167-72.
- Mauleón, I. y L. Sastre (1996a): "An Empirical Model for the Spanish Foreign Trade". P.T. No. 2/96. Instituto de Estudios Fiscales.
- Mauleón, I. y L. Sastre (1996b): "An Empirical Model for the Spanish Foreign Trade". *Economic and Financial Modelling*, 3(3), 101-144.
- Martín, C. y L. Moreno (1993): "Determinantes de las Exportaciones Intracomunitarias de las Industrias Españolas", en J. J. Dolado, C. Martín y L. R. Romero (eds.): *La Industria y el Comportamiento de las Empresas Españolas. Ensayos en Homenaje a Gonzalo Mato*. Alianza Editorial. Madrid.
- Martín, J.A. y V. Orts (1995): "Comercio Intra-industrial en España: Determinantes Nacionales y Sectoriales". *Revista de Economía Aplicada*, 3(7), 45-62.
- Mendoza, E.G. (1991): "Real Business Cycles in a Small Open Economy". *American Economic Review*, 81(4), 797-818.
- Perron, P. (1988): "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series: Further Evidence from a New Approach". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 297-332.
- Phillips, P.C.B. (1987a): "Time Series Regression with a Unit Root". *Econometrica*, 55, 277-301.
- Phillips, P.C.B. (1987b): "Towards a Unified Asymptotic Theory of Autoregression". *Biometrika*, 74, 535-548.
- Phillips, P.C.B. (1990): "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration". *Econometrica*, 58, 165-193.
- Phillips, P.C.B. y B.E. Hansen (1990): "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes". *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Phillips, P.C.B. y S. Ouliaris (1988): "Testing for Cointegration using Principal Components Methods". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 205-230.
- Phillips, P.C. y P. Perron (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, 75, 335-346.
- Sachs, J. D. (1981): "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970's". *Brookings Papers on Economic Activity* (1), 201-68.
- Sebastián, M. (1991): "Un Análisis Estructural de las Exportaciones e Importaciones Españolas: Evaluación del Periodo 1989-91 y Perspectivas a Medio Plazo". *Información Comercial Española*, 699, 9-23.