

1. Introducción

Las relaciones comerciales internacionales ejercen, junto con las consideraciones económicas de carácter interno, una notable influencia en el diseño de la política macroeconómica de la mayoría de los países. Esto es así porque ofrecen una medida importante del grado de desequilibrio externo de un país.

En el caso de la economía española existe un elevado y persistente déficit en sus relaciones comerciales con el resto del mundo, lo que motiva el estudio de sus causas así como las posibles vías de solución.

La mayor parte de la literatura que hasta el momento presente ha abordado el tema de la balanza comercial española, se ha centrado en la estimación de funciones de importación y exportación. Entre las aportaciones más recientes, conviene destacar los trabajos de Fernández y Sebastián (1990), y de Buisán y Gordo (1994).

De distinto enfoque es el estudio de Gardeazabal y Regúlez (1993), donde se contrasta empíricamente el efecto que tiene una depreciación nominal de la moneda nacional sobre el saldo de la balanza comercial real. El resultado es que, en el largo plazo, una depreciación nominal mejora la balanza comercial en términos reales.

En los trabajos anteriores se utilizan datos agregados para las relaciones comerciales de España con áreas económicas compuestas de agregados de países, tales como la UE, la OCDE y el resto del mundo. Esto dificulta encontrar funciones de comercio exterior que puedan explicar o predecir de forma adecuada las mejoras o deterioros de las relaciones comerciales con países individuales.

El propósito de este trabajo es modelizar, con datos trimestrales del periodo 1970-1993, las relaciones de comercio bilateral entre España y seis de los países con los que el volumen de comercio es mayor: Alemania, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido. Todos estos países experimentan un superávit en sus relaciones comerciales con España, representando casi el 70% del déficit de la balanza comercial española.

Aunque la mayoría de la literatura precedente enfatiza el comportamiento agregado, trabajar con datos bilaterales ofrece ventajas, ya que no es necesario computar tipos de cambio efectivos, ni niveles de renta mundial, que pueden introducir graves errores de medida.

A diferencia de la mayoría de los trabajos anteriores, que consideran el saldo comercial como indicador del comercio exterior, la variable a modelizar en nuestro estudio es el ratio de exportaciones a importaciones (ratio de cobertura), que constituye una buena aproximación del grado de desequilibrio externo de un país. De este modo no es necesario

deflactar los datos y evitamos el problema de la elección del deflactor adecuado para las series nominales de exportaciones e importaciones.

En primer lugar, examinamos la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo, que explique las relaciones comerciales con cada uno de los países en función de sus determinantes tradicionales: precios y rentas. Interesa conocer cuáles son los determinantes en cada modelo de comercio bilateral, su incidencia, su grado de exogeneidad en cuanto a su capacidad para ser utilizados como instrumentos de política económica, y determinar si este modelo es único o varía con los distintos países. Para ello utilizamos el análisis de cointegración expuesto en Johansen y Juselius (1990).

Una vez contrastada la existencia de una relación de largo plazo entre las variables, analizamos la estabilidad de la relación de equilibrio a lo largo del período muestral. Han ocurrido cambios institucionales, como la entrada en la CEE, que justificarían la presencia de algún cambio estructural en la modelización del comercio exterior. Para ello utilizamos las técnicas sobre inestabilidad paramétrica propuestas por Hansen (1992).

El trabajo se estructura de la siguiente manera: En la sección 2 se presenta el modelo, en la sección 3 se estiman las relaciones de largo plazo para cada modelo bilateral, y por último en la sección 4 se resumen las principales conclusiones.

2. La especificación del modelo

El análisis se establece en el popular modelo de comercio internacional para dos países con bienes sustitutos imperfectos, donde se asume que la demanda de exportaciones e importaciones es función de los precios relativos y de la renta.

Seguiremos para ello el enfoque propuesto en Rose (1990), pero suponiendo ofertas infinitamente elásticas con lo que las cantidades a exportar e importar se determinan exclusivamente por el lado de la demanda.

Según este modelo las funciones de exportación e importación vendrían dadas por las ecuaciones:

$$X = f (EP^*/ P_x, Y^*) \quad f_1 > 0, f_2 > 0 \quad (2.1)$$

$$M = g (P_m /P, Y) \quad g_1 < 0, g_2 > 0 \quad (2.2)$$

siendo:- X y M las cantidades exportadas e importadas respectivamente

- Y (Y*) el nivel de renta nacional (extranjera) en términos reales
- P (P*) un índice de precios nacional (extranjero), que representa el precio de una cesta de bienes nacionales (extranjeros) que compiten con los importables (exportables)
- P_x el precio del bien exportable en moneda nacional en el mercado exterior
- P_m el precio del bien importable en moneda nacional, esto es P_m = E P_m^{*}, siendo P_m^{*} el precio del bien importable en moneda extranjera
- E es el tipo de cambio nominal, expresado como número de unidades de moneda nacional por unidad de moneda extranjera.

Suponiendo formas funcionales multiplicativas para las ecuaciones de exportación e importación, el modelo de demanda para las exportaciones netas, definidas como el ratio de exportaciones a importaciones, “ratio de cobertura” (RC), es:

$$RC = X/M = [\alpha_0 (Y^*)^{\alpha_1} (EP^*/P_x)^{\alpha_2}] / [\beta_0 (Y)^{\beta_1} (EP_m^*/P)^{\beta_2}] \quad (2.3)$$

siendo: - α_1 y α_2 la elasticidad renta (extranjera) y elasticidad precio respectivamente de la función de exportaciones.

- β_1 y β_2 la elasticidad renta y precio respectivamente de las importaciones.

Aproximaremos los precios de los bienes exportables (P_x) e importables (P_m^{*}) por los índices de precios nacional y extranjero respectivamente: es decir, P_x = P y P_m^{*} = P*. Por tanto, tendremos:

$$RC = (\alpha_0 / \beta_0) (Y^*)^{\alpha_1} (Y)^{-\beta_1} (E PR)^{(\alpha_2 - \beta_2)} \quad (2.4)$$

siendo PR el índice de precios relativos, PR = P*/P.

Tomando logaritmos, obtenemos el modelo lineal a estimar en la siguiente sección:

$$LRC = L(\alpha_0/\beta_0) + \alpha_1 L(Y^*) - \beta_1 L(Y) + (\alpha_2 - \beta_2) L(E PR) \quad (2.5)$$

donde una L delante de cada variable indica su logaritmo.

Si suponemos que los niveles de renta nacional y extranjera tienen una incidencia similar en las exportaciones netas ($\alpha_1 = \beta_1$), obtenemos el “*modelo restringido*”:

$$LRC = L(\alpha_0 / \beta_0) + \alpha_1 L(RR) + (\alpha_2 - \beta_2) L(TCR) \quad (2.6)$$

siendo RR el nivel de renta relativa, $RR = Y^*/Y$, y TCR el tipo de cambio real, $TCR = EP^*/P$.

En la siguiente sección comenzamos estimando la ecuación (2.6). En el caso de que no se cumplan las restricciones impuestas en ese modelo, optaremos por eliminarlas y estimaremos un modelo más general.

En la estimación, aproximamos las variables de la ecuación (2.6) de la manera siguiente:

- Para los niveles de renta (o de “actividad económica”) utilizamos los PIB en términos reales, nacional y extranjero, respectivamente.

- En lo que respecta a la variable precios relativos, PR, utilizamos los índices de precios industriales tanto nacional como extranjero, excepto para Francia donde el índice de precios industriales no está disponible, en este caso utilizamos el índice de precios al consumo.

La ecuación (2.6) es sólo una representación estática del comercio exterior, porque en presencia de costes de ajuste o imperfecciones de mercado, es probable que el ajuste de las exportaciones e importaciones frente a cambios relativos en precios y rentas no sea instantáneo sino gradual en el tiempo.

Este inconveniente del modelo teórico, es fácilmente subsanable en términos empíricos, incluyendo los valores retardados de las variables relevantes como variables explicativas.

3. Relación a largo plazo

3.1. Metodología econométrica

Es común, cuando las variables son series temporales, que éstas presenten síntomas de no estacionariedad. Esto significa que las series tienen tendencia estocástica provocada por la presencia de raíces unitarias en su proceso univariante. Es útil realizar un análisis previo que informe sobre el carácter estacionario de las series, porque la presencia de no estacionariedad tiene a menudo importantes implicaciones econométricas.

CUADRO 1

TEST DE RAICES UNITARIAS

	RC	E	PR	TCR	RR
ALEMANIA	-2.18	-0.83	-1.43	-3.69	-2.50
EE.UU	-2.47	-0.72	-1.03	-1.86	-2.32
FRANCIA	-1.89	-0.76	-1.69	-0.72	-1.88

ITALIA	-2.19	-2.74	-1.71	-3.16	-1.82
JAPON	-2.75	-0.25	-0.25	-1.97	-0.38
R.U	-2.01	-1.17	-1.94	-1.86	-2.55

VALOR CRÍTICO (5%) = -2.89

Para contrastar la posible existencia de raíces unitarias hemos utilizado el test de Dickey Fuller (cuadro 1). El resultado es consistente con la existencia de tendencias estocásticas en todas las variables, excepto el TCR con Alemania e Italia que es una variable estacionaria.

Dada la aparente presencia de no estacionariedad, una precondition para la existencia de una relación estable a largo plazo entre la variable que se pretende explicar y las variables explicativas, es que las variables estén cointegradas. Si esto ocurre y hay una combinación lineal de las variables que es estacionaria, esta es la relación de largo plazo.

Una vez contrastada la existencia de esta relación, se establece un mecanismo de corrección de error, en el que todas las variables se expresan en diferencias, factores de corto plazo, y se incluye adicionalmente un término que recoge el ajuste de las desviaciones de la variable dependiente respecto a su valor de equilibrio de largo plazo.

Para contrastar la existencia de una relación de largo plazo entre el ratio de cobertura, y las variables explicativas (precios y rentas), seguimos la metodología de Johansen y Juselius (1990). Así, analizamos el comportamiento de largo plazo en un marco multivariante, mediante el establecimiento de un sistema de ecuaciones interrelacionadas, evitando hacer supuestos sobre el carácter exógeno de las variables.

La dinámica del modelo, determinada por el número de retardos a incluir, se establece en base al estadístico propuesto por Hosking (1980). Este estadístico es una versión multivariante del estadístico de Ljung-Box aplicado a series univariantes.

Finalmente, examinamos si la relación de largo de largo plazo es estable para el período considerado. Esto es importante porque la presencia de inestabilidad puede alterar los resultados del análisis de cointegración.

Siguiendo el artículo de Hansen (1992), realizamos tres contrastes de estabilidad. El primer estadístico, F_{sup} , detecta la existencia de una ruptura o cambio estructural en la relación de largo plazo en un momento del tiempo desconocido a priori. Los otros dos estadísticos, F_{med} y L_c , contrastan si los parámetros del sistema cambian de forma gradual a lo largo del tiempo.

3.2 Resultados empíricos

Comenzamos el análisis empírico estimando la ecuación (2.6), a la que llamamos “*modelo restringido*”. Este sistema incluye el logaritmo de las siguientes variables: ratio de cobertura (RC), tipo de cambio real (TCR) y renta relativa (RR).

En el caso del comercio con Alemania e Italia, donde el tipo de cambio real es una variable estacionaria, incluimos el tipo de cambio nominal (E) y los precios relativos (PR) separadamente, porque no tiene sentido analizar la posible cointegración entre una variable integrada y una estacionaria.

CUADRO 2
TEST DE COINTEGRACION. MODELO RESTRINGIDO 70-93

		RC	E	PR	TCR	RR		
ALEMANIA	β	1	0.104	0.457		-3.386	TRAZA	60.306 (54.042)
	LRT β	4.023	0.006	0.117		3.035	MAXIMO	28.191 (30.428)
	α	-0.219	-0.003	-0.014		-0.056		
	LRT α	3.156	0.197	2.857		2.284	% HOSKING	0.72
EE.UU	β	1			-0.024	-1.483	TRAZA	35.415 (33.785)
	LRT β	5.567			0.001	0.238	MAXIMO	16.821 (23.054)
	α	-0.176			0.002	0.005		
	LRT α	2.429			4.152	0.456	% HOSKING	0.76
ITALIA	β	1	-6.408	-5.379		-6.269	TRAZA	62.622 (54.042)
	LRT β	2.307	6.035	6.761		2.110	MAXIMO	29.237 (30.428)
	α	-0.173	-0.341	0.007		-0.037		
	LRT α	3.925	4.496	0.027		4.467	% HOSKING	0.81
R.U	β	1			-0.653	-0.893	TRAZA	30.214 (33.785)
	LRT β	8.020			1.108	0.591	MAXIMO	16.957 (23.054)
	α	-0.337			-0.018	-0.008		
	LRT α	8.310			0.657	1.174	% HOSKING	0.69

Entre paréntesis se presentan los valores críticos al 95% de confianza.

El cuadro 2 muestra los vectores de cointegración estimados, β , que son las elasticidades de largo plazo, y los coeficientes de ajuste, α , que informan de la velocidad a la que la variable responde al desequilibrio de largo plazo, junto con los test que permiten

contrastar la existencia de un vector de cointegración, y el nivel de rechazo para el estadístico de Hosking (% Hosking).

La especificación del modelo se contrasta con un estadístico de Hosking de orden 8, el resultado es que todos los modelos bilaterales están bien caracterizados por un MCO de orden 1 con variables ficticias estacionales y una constante.

Además se calcula un test (ratio de verosimilitud) sobre la significatividad individual de los parámetros, α y β . Un β no significativo indica que la variable correspondiente no pertenece a la relación de cointegración, y un α no significativo o positivo viene a decir que la variable es débilmente exógena en el contexto de la ecuación de comercio bilateral¹.

Los resultados de cuadro 2 indican que el *modelo restringido* no es el adecuado para explicar las relaciones comerciales con cada uno de estos países. A pesar de la evidencia de cointegración en casi todos los casos (no así para Reino Unido), las variables escogidas no son relevantes en la relación de largo plazo².

CUADRO 3
TEST DE ESTABILIDAD MODELO RESTRINGIDO 70-93

	Fsup	RUPTURA	Fmed	Lc
ALEMANIA	24.875 (15.3)	87.1	10.267 (6.66)	0.798 (0.680)
EE.UU	10.801 (13.0)		4.984 (5.18)	0.763 (0.556)
ITALIA	15.401 (15.3)	84.1	7.386 (6.66)	0.919 (0.680)
R.U	10.577 (13.0)		7.582 (5.18)	1.308 (0.556)

Entre paréntesis se presentan los valores de la distribución asintótica de los estadísticos al 95% de confianza.

El análisis de estabilidad para este modelo, cuyos resultados se muestran en el cuadro 3, informa de la existencia de inestabilidad en todas las relaciones de comercio bilateral.

¹ El vector de cointegración está normalizado por el coeficiente del ratio de cobertura. Los coeficientes de ajuste están normalizados para capturar el porcentaje de ajuste en cada variable a la desviación de su valor de largo plazo.

² Los resultados obtenidos para Francia y Japón no se presentan en este trabajo. En el caso de Francia no se obtuvo una especificación adecuada del modelo. En el caso de Japón no existe evidencia de cointegración en ninguno de los modelos especificados, pudiera ser que el modelo de comercio

Los estadísticos F_{med} y L_c indican que se trata de un modelo inestable que se mueve gradualmente en el tiempo.

Además, en los casos de Alemania e Italia existe un cambio estructural (ruptura puntual) en la relación de equilibrio de largo plazo. Las fechas de ruptura son el primer trimestre de 1987 en el caso de Alemania, y el primer trimestre de 1984 en el caso de de Italia. Los dos años están en torno a 1986, año de entrada en la CEE, por lo que tal cambio en las relaciones comerciales podría estar relacionado con este hecho.

La falta de una relación estable a largo plazo parece contradecir la evidencia gráfica de fuerte correlación entre el ratio de cobertura y algunas variables explicativas, especialmente con el tipo de cambio nominal y la renta relativa³.

Aparentemente la correlación es más fuerte con el tipo de cambio nominal que con el tipo de cambio real, lo que sugiere que el supuesto de homogeneidad de grado cero del ratio de cobertura con respecto a los componentes individuales del tipo de cambio real puede no ser apropiada.

Para encontrar el modelo adecuado a cada relación bilateral eliminamos las restricciones impuestas en el “*modelo restringido*”.

Para medir la competitividad se desglosa el tipo de cambio real en tipo de cambio nominal y precios relativos con lo que se permite que ambas variables jueguen un papel distinto en la relación de largo plazo. Si la renta relativa no es relevante en la relación de cointegración, se separa en renta nacional y renta extranjera, porque podría ser que la incidencia de la renta nacional y extranjera no sea la misma (caso de países con distinto tamaño).

De este “*modelo general*” se eliminan aquellas variables que no sean significativas en la relación de largo plazo.

Por último estudiamos la estabilidad del modelo para el período muestral. Al modelo resultante de este proceso le llamamos “*modelo específico*” y no es único sino que varía para los distintos países considerados.

A continuación describimos los modelos finales para cada relación de comercio bilateral estudiada:

Alemania: Las relaciones comerciales con Alemania se explican de distinto modo antes y después de la entrada de España en la CEE. El proceso de búsqueda culmina con la obtención de dos relaciones de equilibrio a largo plazo diferentes, según el periodo muestral considerado (cuadro 4).

bilateral con bienes sustitutivos imperfectos no sea el adecuado para explicar las relaciones comerciales con este último país.

CUADRO 4 ALEMANIA.

MODELO ESPECIFICO 70-93

	RC	RR	TEST DE COINTEGRACION	TEST DE ESTABILIDAD
β	1	-2.883	TRAZA 20.255 (18.667)	Fsup 7.44 (10.6)
LRT β	9.98	4.536	MAXIMO 16.118 (15.711)	Fmed 3.75 (3.73)
α	-0.140	-0.043	% HOSKING 0.92	Lc 0.61 (0.45)
LRT α	4.255	7.537		

MODELO ESPECIFICO 71-85

	RC	E	RR	TEST DE COINTEGRACION	TEST DE ESTABILIDAD
β	1	-0.302	-3.170	TRAZA 35.720 (33.785)	Fsup 4.511 (13.0)
LRT β	15.664	8.033	11.024	MAXIMO 26.407 (23.054)	Fmed 2.297 (5.18)
α	-0.331	0.022	-0.152	% HOSKING 0.62	Lc 0.157 (0.556)
LRT α	4.305	1.419	13.682		

Nota: Entre paréntesis se presentan los valores críticos al 95% de confianza.

Para el periodo completo 1970-1993, el modelo estimado incluye solamente el nivel de renta relativa como variable explicativa (significativa) de las relaciones comerciales con Alemania, con una elasticidad cercana a 3. Además, el estudio de la exogeneidad de las variables del modelo (significatividad del parámetro α) muestra que ambas variables son endógenas, esto es que se ajustan a las desviaciones de la relación de largo plazo. Aunque la velocidad de ajuste es baja para ambas variables, el ratio de cobertura se ajusta más rápidamente que la renta relativa, un 14% frente a un 4,3% por período.

Si consideramos el período 1971-1985, antes de la entrada de España en la CEE, la relación de largo plazo incluye también el tipo de cambio nominal como determinante del comercio con Alemania⁴.

En este modelo, la única variable exógena es el tipo de cambio nominal, con lo que se podría utilizar como instrumento de política para corregir déficit comerciales. Esta posibilidad desapareció con la integración de España en la CEE. El ratio de cobertura y la renta relativa, al igual que en el modelo para el período completo, son endógenas. Pero ahora la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo es mayor, 33% y 15% respectivamente.

³ Ver cuadros al final del trabajo.

⁴ El año 1970 no se incluye porque introduce mucha inestabilidad.

En ambos modelos existe una influencia clara del ciclo en las relaciones comerciales con Alemania. Además la elasticidad es importante, en torno a 3 en ambos casos, e igual para la renta nacional y extranjera. En los dos casos la renta relativa aparece como variable endógena, circunstancia ésta que concuerda con los postulados del modelo Keynesiano de determinación de la renta.

El tipo de cambio nominal juega un papel como variable explicativa hasta la entrada en España en la CEE. En este sentido existiría un “efecto CEE” que disminuye la relevancia de la competitividad como variable explicativa de las relaciones comerciales con Alemania.

Estados Unidos: Igual que en el caso de Alemania, existen dos relaciones de equilibrio a largo plazo dependiendo del período considerado (cuadro 5).

Hasta 1985 la relación relevante a largo plazo se establece entre el ratio de cobertura y el tipo de cambio real, con una elasticidad para el tipo de cambio real de 1.3. En este modelo el tipo de cambio real es exógeno, y el ratio de cobertura responde un 33% cada período a las desviaciones del equilibrio de largo plazo.

Si consideramos el período completo, el tipo de cambio real deja de ser relevante, y el único determinante del comercio con EE.UU. es el tipo de cambio nominal, que también es exógeno, pero la elasticidad precio es sensiblemente inferior. Esto vendría explicado por un cambio de pauta en los precios relativos como determinantes del comercio con EE.UU.

Lo llamativo de este modelo es que la renta relativa no aparece como variable explicativa, a pesar de la evidencia gráfica, ni aún cuando se estudia la incidencia de las rentas nacional y extranjera separadamente. Según esto, el ciclo no desempeña ningún papel en las relaciones comerciales con EE.UU., y es la competitividad de los productos la que explica la mejora o el deterioro de las relaciones comerciales con EE.UU.

CUADRO 5 ESTADOS UNIDOS

MODELO ESPECIFICO 70-93

	RC	E	TEST DE COINTEGRACION		TEST DE ESTABILIDAD	
β	1	-0.452	TRAZA	24.081 (18.667)	Fsup	5.634 (10.6)
LRT β	19.917	5.971	MAXIMO	21.999 (15.711)	Fmed	2.515 (3.73)
α	-0.232	0.037	% HOSKING	0.48	Lc	0.231 (0.45)
LRT α	8.371	12.727				

MODELO ESPECIFICO 70-85

RC	TCR	TEST DE	TEST DE
----	-----	---------	---------

			COINTEGRACION		ESTABILIDAD	
β	1	-1.356	TRAZA	34.081 (18.667)	Fsup	3.962 (10.6)
LRT β	12.666	6.148	MAXIMO	23.662 (15.711)	Fmed	0.680 (3.73)
α	-0.331	0.102	% HOSKING	0.61	Lc	0.068 (0.45)
LRT α	7.225	6.309				

Entre paréntesis se presentan los valores críticos al 95% de confianza.

Italia: Tal y como se muestra en el cuadro 6 existe una única relación de equilibrio relevante que abarca todo el periodo muestral, 1970-1993⁵.

CUADRO 6 ITALIA
MODELO ESPECIFICO 70-93

			TEST DE COINTEGRACION		TEST DE ESTABILIDAD	
β	1	-6.743	TRAZA	21.399 (18.667)	Fsup	9.039 (10.6)
LRT β	14.498	12.123	MAXIMO	18.147 (15.711)	Fmed	5.215 (3.73)
α	-0.289	-0.068	% HOSKING	0.29	Lc	0.774 (0.45)
LRT α	7.003	5.425				

Entre paréntesis se presentan los valores críticos al 95% de confianza.

El modelo coincide con el estimado para Alemania; esto es, son exclusivamente los niveles de renta relativa los que determinan las relaciones comerciales con Italia. Lo que sorprende en este caso es el valor alto que obtenemos para la alta elasticidad renta (cercano a 7), el cual pone de manifiesto que el ratio de cobertura es altamente contracíclico.

Tanto la renta relativa como el ratio de cobertura son endógenas en este modelo; pero mientras que el ratio de exportaciones a importaciones se ajusta casi a un 29% por periodo, la renta relativa se ajusta menos de un 7% por período

Reino Unido: El período relevante para realizar este estudio es 1974-1993, porque la inclusión de los primeros años introduce demasiada inestabilidad para realizar un análisis adecuado.

El modelo relevante (cuadro 7), incluye el tipo de cambio nominal y la renta relativa como variables explicativas, con elasticidades cercanas a 0.5 y 3 respectivamente. En este caso ambas variables son exógenas.

⁵ Aunque este modelo no es estable, si se elimina el último año desaparece la inestabilidad, y las elasticidades no varían.

Lo sorprendente de este modelo es el elevado ajuste del ratio de cobertura a las desviaciones del equilibrio de largo plazo, casi un 80%, lo que supone que se alcanza rápidamente el equilibrio y que los factores de corto plazo tienen una influencia muy reducida.

CUADRO 7 REINO UNIDO

MODELO ESPECIFICO 74-93

	RC	E	RR	TEST DE COINTEGRACION		TEST DE ESTABILIDAD	
β	1	-0.497	-2.929	TRAZA	35.934 (33.785)	Fsup	3.844 (13.0)
LRT β	30.109	13.818	14.299	MAXIMO	32.437 (23.054)	Fmed	1.517 (5.18)
α	-0.797	-0.036	-0.008	% HOSKING	0.56	Lc	0.165 (0.556)
LRT α	29.544	1.489	0.077				

Nota: Entre paréntesis se presentan los valores críticos al 95% de confianza.

4. Conclusiones

En el cuadro 8 se presentan los modelos resultantes de comercio bilateral con cada uno de los países. Aunque el modelo no es único, sino que varía a través de los países, existen puntos en común:

1. Papel preponderante del ciclo económico en las relaciones de comercio bilateral con los países europeos analizados. En el caso de Italia el ciclo económico es especialmente relevante, la elasticidad de la renta relativa supera en más del doble la elasticidad estimada para Alemania y Reino Unido, que es en torno a 3.

El signo de la elasticidad es en todos los casos el esperado, indicando que una recuperación (disminución) del nivel de renta extranjero (nacional) provoca una mejora en el ratio de cobertura del país nacional.

En todos los modelos la renta relativa aparece como variable endógena con baja velocidad de ajuste (Alemania e Italia), o como variable exógena (Reino Unido), por lo que la variable que responde en mayor medida a las desviaciones del equilibrio de largo plazo es el ratio de cobertura.

En el caso de las relaciones comerciales con EE.UU, a pesar de la evidencia gráfica, los niveles de renta no parecen explicar el comportamiento de las relaciones comerciales con este país.

2. La competitividad es variable explicativa de las relaciones de comercio bilateral con EE.UU y Reino Unido, y en el caso del comercio con Alemania es relevante hasta la entrada de España en la CEE. Esto es muy significativo, ya que puede responder a la disciplina cambiaria impuesta por el SME.

Lo sorprendente, es que no es el tipo de cambio real la variable que mide la competitividad, sino que la variable relevante es el tipo de cambio nominal en todos los casos, excepto para el período 1970-1985 en el caso de las relaciones comerciales con EE.UU.

El tipo de cambio nominal es una variable exógena en todos los modelos bilaterales. Esto significa, que en el caso de que los compromisos internacionales de cada país lo permitan, podría utilizarse como instrumento estabilizador de las relaciones de comercio exterior.

3. Se puede establecer cierto paralelismo entre los modelos de los países europeos, sobre todo entre Alemania e Italia.
4. Finalmente, se confirma la creencia tradicional de que el comercio internacional responde (aunque sea de forma lenta) a los shocks exógenos (en renta y precios), puesto que el ratio de cobertura se ajusta en todos los modelos bilaterales estimados al desequilibrio de largo plazo. Lo que varía a través de los modelos es la velocidad de ajuste.

CUADRO 8

RELACIONES A LARGO PLAZO

ALEMANIA	70-93	RC = 2.883 RR
	71-85	RC = 0.302 E + 3.170 RR
EE.UU	70-93	RC = 0.452 E
	70-85	RC = 1.356 TCR
ITALIA	70-93	RC = 6.743 RR
R.U	74-93	RC = 0.497 E + 2.929 RR

Referencias

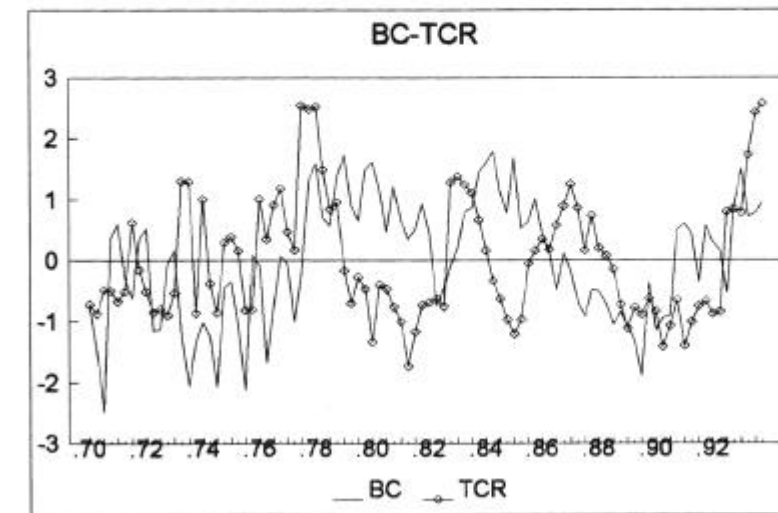
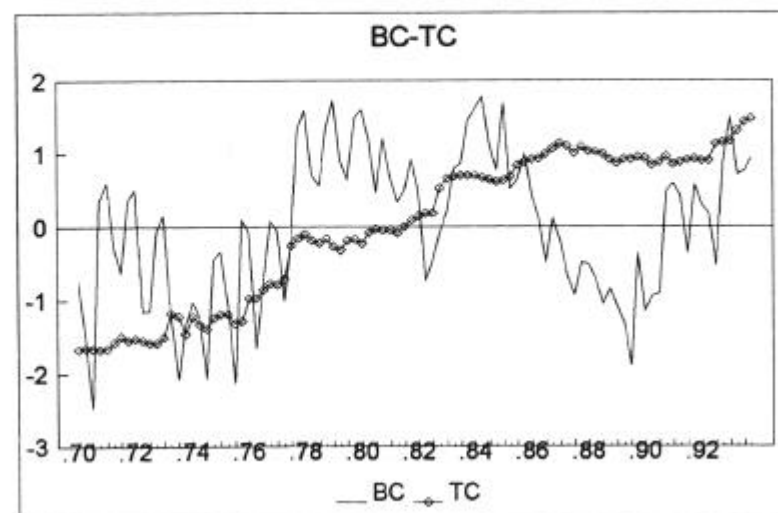
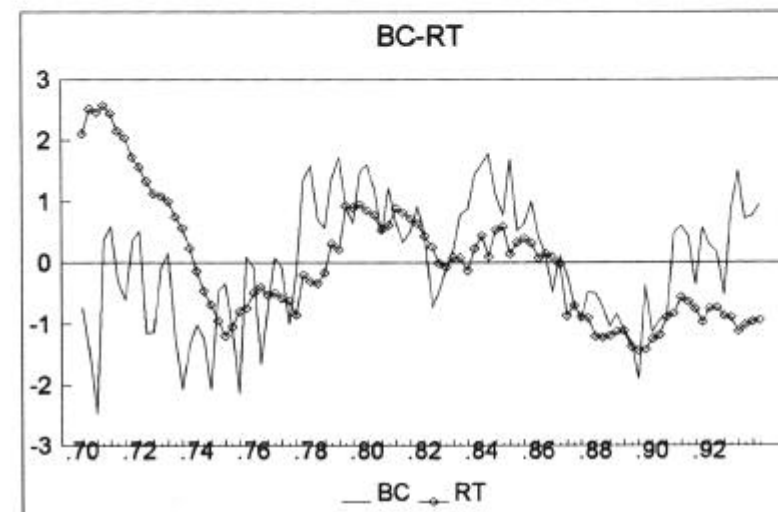
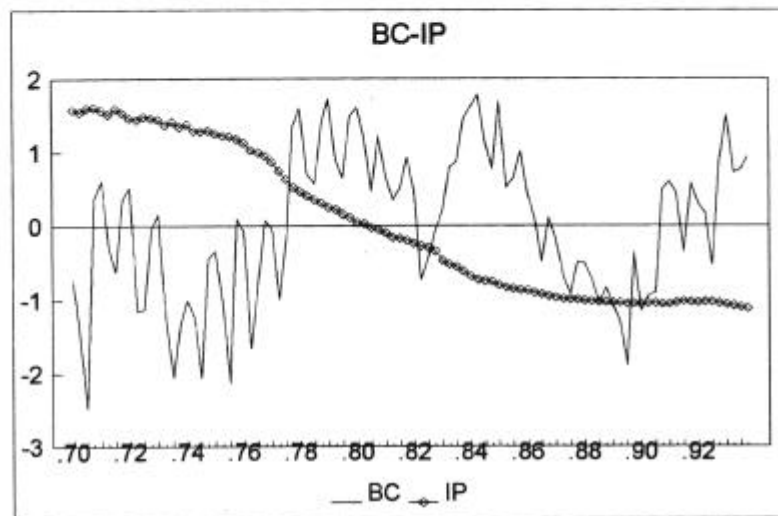
BUISAN, A. GORDO, E. (1994), "Funciones de importación y exportación de la economía española". Investigaciones económicas XVIII, pp 165-192.

- FERNANDEZ, I. SEBASTIAN, M. (1989), “El sector exterior y la incorporación de España en la CEE: Análisis a partir de las funciones de exportaciones e importaciones”. Moneda y crédito 189, pp 31-74.
- GARDEAZABAL, J. REGULEZ, M. (1993), “Los efectos de una depreciación nominal de la peseta sobre la balanza comercial real española”. Cuadernos económicos de I.C.E. 53, pp 222-233.
- GREENHALGH, C. (1990), “Innovation and trade performance in the United Kingdom”. Economic Journal 100, pp 105-118.
- HANSEN, B.E. (1992), “Test for parameter instability in regressions with I(1) processes”. Journal of business & economic statistics 10, pp 321-335.
- HOSKING, J.R.M. (1980), “The multivariate portmanteau statistic”. Journal of the american statistical association 75, pp 602-608.
- JOHANSEN, S. JUSELIUS, K. (1990), “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money”. Oxford bulletin of economics and statistics 52, pp 169-210.
- PERUGA, R. (1993), “Trade balances: Do exchange rates matter?” Documento de Trabajo de la Universidad Complutense de Madrid.
- ROSE, A. K. (1990), “The role of exchange rates in a popular model of international trade. Does the “Marshall-Lerner” condition hold?”. Journal of international economics 30, pp 301-316.

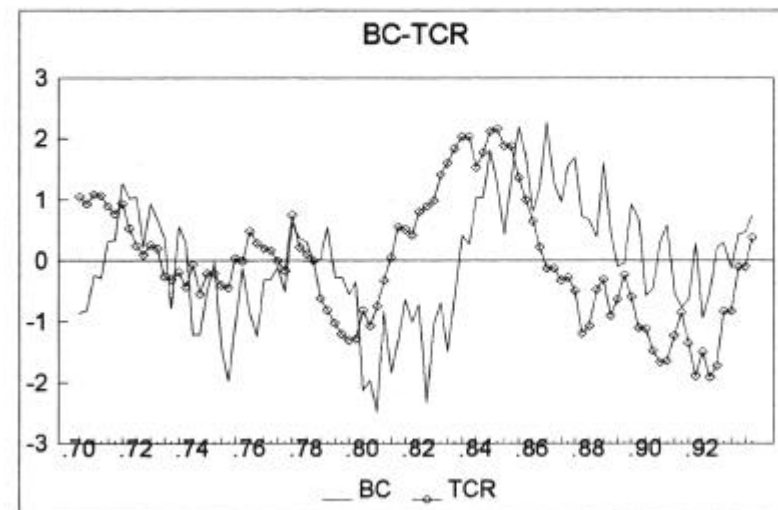
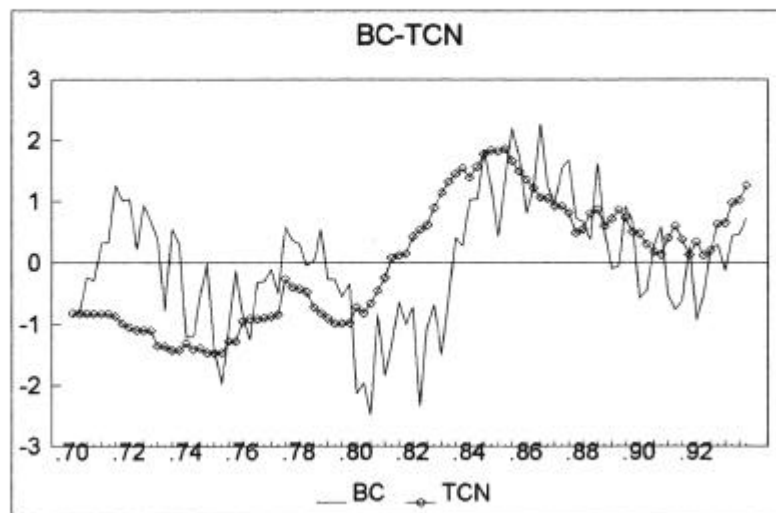
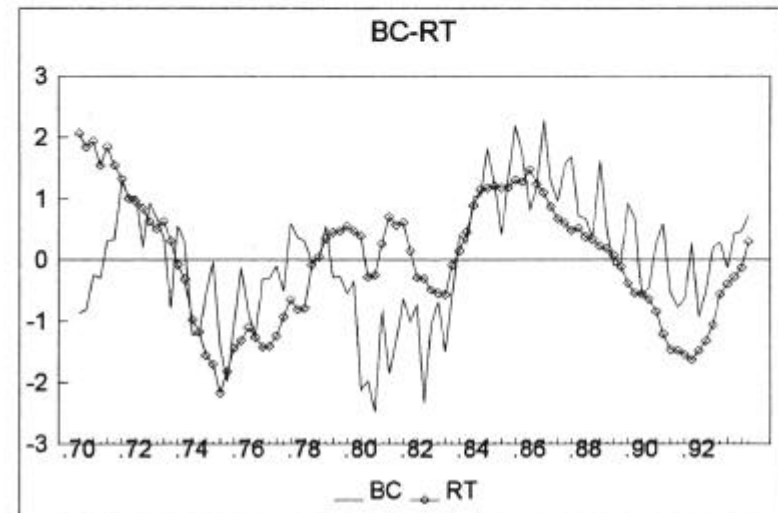
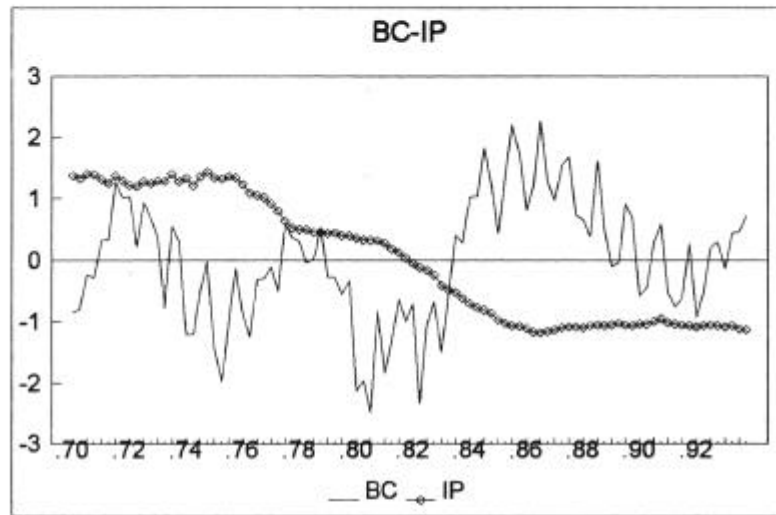
Apéndice I: Fuentes de los datos.

- * Dirección General de Aduanas: Series de importaciones y exportaciones bilaterales en pesetas nominales.
- * Boletín estadístico del Banco de España: Índice de precios al consumo de Francia.
- * Eurostat: PIB en pesetas reales para todos los países.
- * Fondo Monetario Internacional: Tipos de cambio nominal bilateral frente al dolar, e índices de precios industriales.

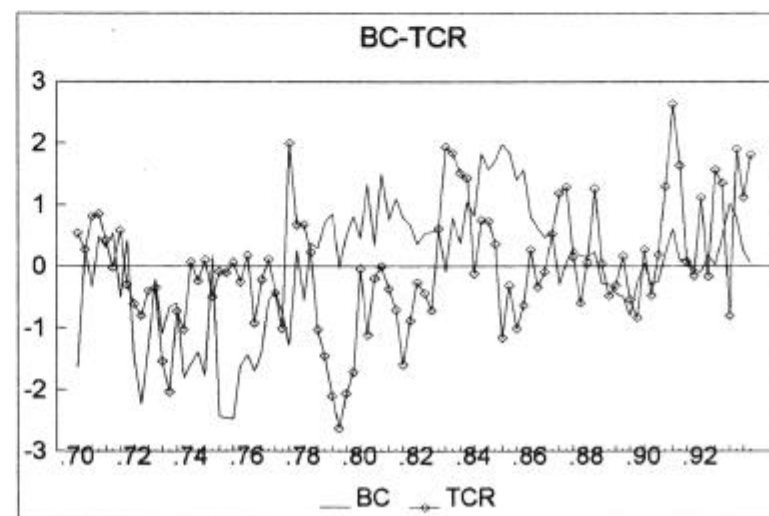
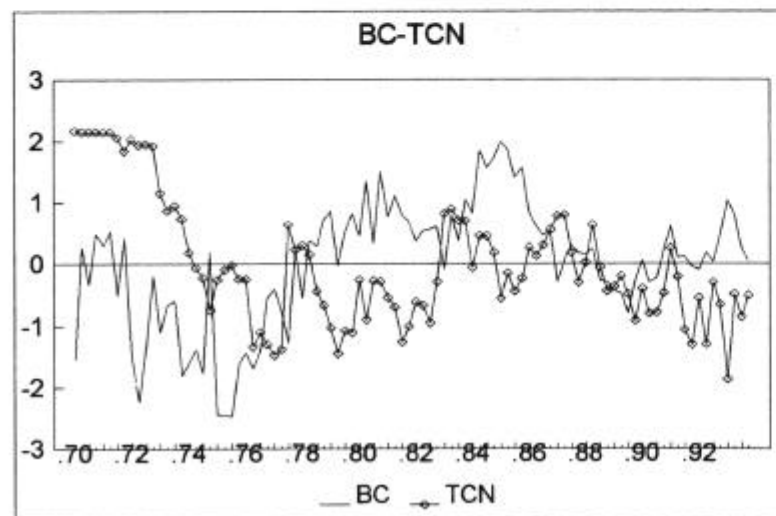
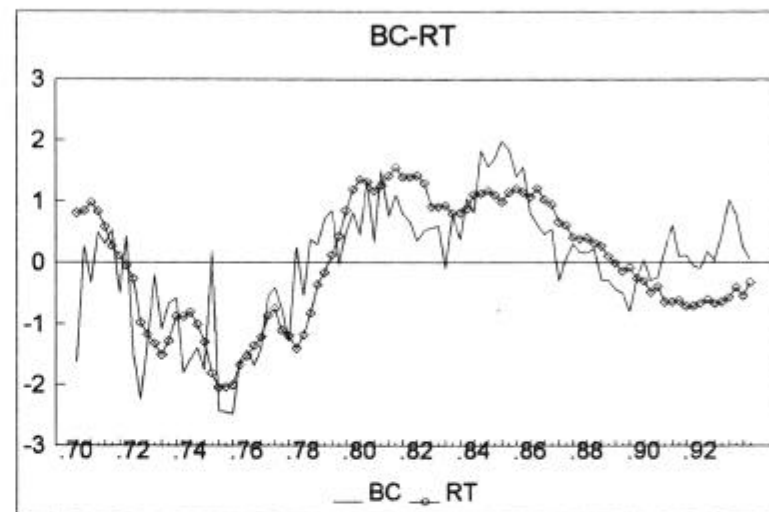
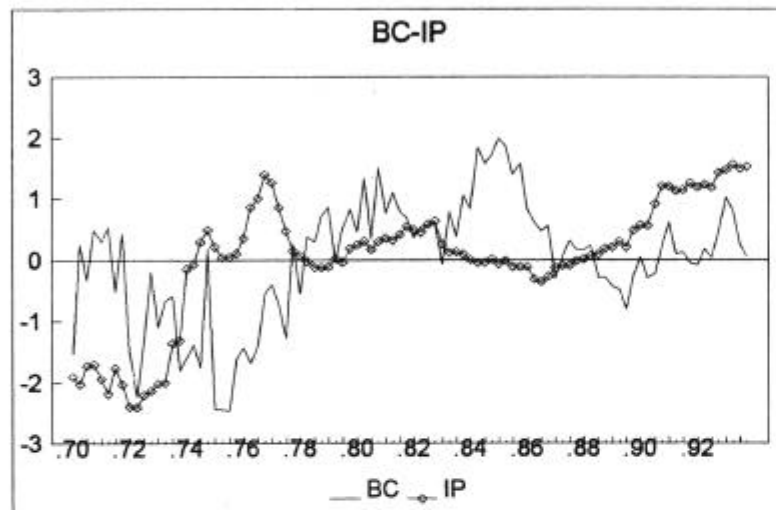
ESPAÑA-ALEMANIA



ESPAÑA-ESTADOS UNIDOS



ESPAÑA-ITALIA



ESPAÑA-REINO UNIDO

