

Sara Barcenilla Visús*

EXPORTACIONES DE SERVICIOS: EVIDENCIA EMPÍRICA PARA LOS PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA

La reciente publicación de estadísticas de servicios con datos comparables entre países de la Unión Europea, ha permitido efectuar esta investigación centrada en un tema de creciente interés en el ámbito del comercio internacional: el estudio de los factores determinantes del, cada vez más relevante, comercio de servicios. Concretamente, se estima una función de demanda de exportaciones de servicios para 15 naciones de la Unión Europea durante el período 1976-2000. El modelo de mecanismo de corrección del error planteado incluye variables renta y competitividad-precio como factores explicativos. Los resultados de la estimación ponen de manifiesto la indiscutible superioridad de los factores no-precio en la explicación de los flujos exportadores de servicios.

Palabras clave: servicios, comercio, cointegración, Unión Europea, 1976-2000.

Clasificación JEL: C22, F14.

1. Introducción

El comercio de servicios promete ser un importante campo de investigación en los próximos años. Al menos tres razones justifican ese interés. En primer lugar, los servicios representan una proporción creciente del *output* y el empleo en las economías desarrolladas. Además, los servicios son un factor clave para relajar, o incluso eliminar, los déficit de balanza por cuenta corriente en dichas economías. Finalmente, el comercio de servicios ha experimentado un importante crecimiento en los últimos años dentro de la tendencia general de globalización de la economía. Más concretamente, du-

rante el último cuarto del siglo XX, las exportaciones reales de servicios en la Unión Europea crecieron a una tasa media anual del 3,8 por 100 (véase Cuadro 1). Irlanda mostró la tasa de crecimiento más elevada, con una media anual del 10 por 100, seguida por los países mediterráneos —España, Portugal y Grecia— que experimentan un avance importante, todos ellos con tasas superiores al 5 por 100. Como puede observarse en el Gráfico 1, este crecimiento ha sido especialmente intenso en los últimos años del período considerado.

El Cuadro 1 también refleja la importancia relativa de los volúmenes de exportaciones de servicios en los distintos países. Francia, Alemania, Italia y Reino Unido son los exportadores más relevantes del área; les siguen España, Holanda, Bélgica, y Austria, que muestran posiciones intermedias a lo largo del período. Final-

* Universidad de Zaragoza.

CUADRO 1

**TASA DE CRECIMIENTO MEDIO ANUAL
DE LAS EXPORTACIONES DE SERVICIOS
(En %)**

País	Tasa de crecimiento media 1976-2000
Austria	4,43
Bélgica (*)	4,06
Dinamarca	4,66
Finlandia	3,74
Francia	2,83
Alemania	3,35
Grecia	6,46
Irlanda	10,10
Italia	3,47
Holanda	4,34
Portugal	6,10
España	5,81
Suecia	4,78
Reino Unido	2,49
UE-15	3,77

NOTA: (*) Los datos de Bélgica incluyen Luxemburgo.

FUENTE: OECD-EUROSTAT. Estadísticas del comercio de servicios. Los datos están expresados a los niveles de precios y tipo de cambio de 1990.

mente, Finlandia, Dinamarca, Grecia, Suecia, Portugal, e Irlanda muestran los flujos exportadores más reducidos, aunque crecientes.

Si bien la importancia económica del sector servicios es claramente reconocida, lo cierto es que los estudios empíricos relacionados con las exportaciones e importaciones de servicios son sorprendentemente escasos. Ello es debido al intenso proteccionismo comercial que ha condicionado tradicionalmente el comercio de servicios y, adicionalmente, a la ausencia de datos relativos al comercio de servicios comparables internacionalmente. Para nuestro conocimiento, sólo dos estudios, elaborados con datos de Estados Unidos, estiman funciones de comercio de servicios para dicho país, se trata del trabajo de Hung y Viana (1995) y Deardoff *et al.* (2001).

Por todo ello, el objetivo del presente trabajo es el de ofrecer evidencia empírica mediante la contrastación de

un modelo dinámico que permita identificar cuáles son los principales determinantes de las exportaciones de servicios en el corto y en el largo plazo. Concretamente, se ha estimado un modelo de mecanismo de corrección del error para cada una de las naciones que componen nuestra muestra de 15 países de la Unión Europea durante el período 1976-2000.

Tras esta introducción, el trabajo se organiza como sigue. En el segundo apartado, se presenta el esquema tradicional de demanda para estudiar la evolución de los flujos de comercio. En el tercer apartado se analizan las propiedades temporales de los datos y se presentan las técnicas de cointegración adecuadas para estimar el modelo. En el cuarto apartado, el modelo se contrasta empíricamente con respecto a las economías europeas citadas. Finalmente, el quinto apartado presenta una revisión de las conclusiones.

2. El esquema de demanda tradicional

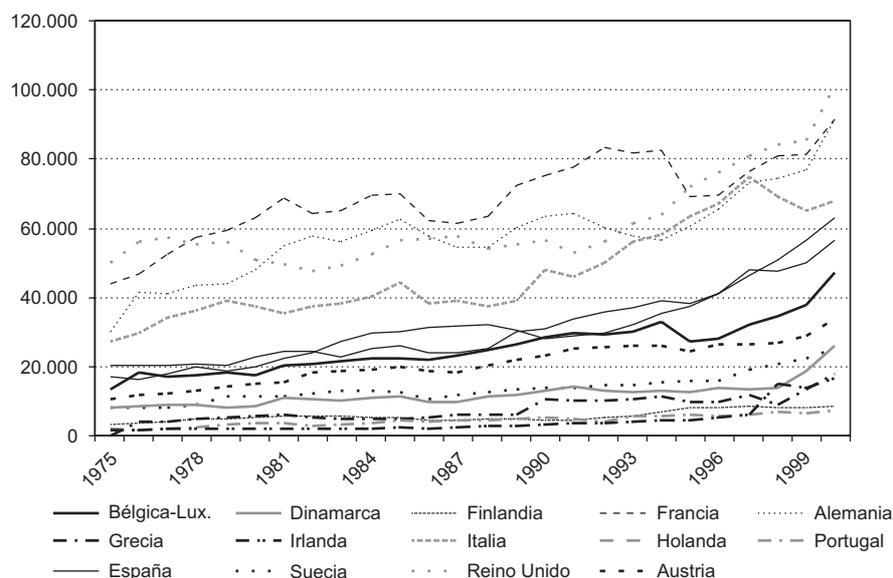
Nuestro interés se centra en valorar si el comercio de servicios responde a los mismos factores determinantes que el comercio de manufacturas. Con tal fin, el modelo se plantea tomando como referencia el esquema teórico que tradicionalmente se utiliza para determinar los factores explicativos de los flujos comerciales: la teoría de demanda del consumidor. Desde esta perspectiva, las funciones de demanda de exportaciones representarán la cantidad demandada como función de dos factores: los precios relativos y la renta foránea.

Si admitimos cierto nivel de sustituibilidad imperfecta entre los diferentes bienes (o servicios), puede plantearse la existencia de una relación negativa entre los precios relativos y las exportaciones reales; de tal modo que si los precios de un país crecen más que los foráneos, sus exportaciones se verán reducidas. Por el contrario, la relación de la renta foránea con la cantidad de servicios demandada se presume positiva.

Como es sabido, la evidencia empírica disponible para el caso de las manufacturas corrobora en muchos casos la denominada «paradoja de Kaldor» ya manifes-

GRÁFICO 1

EXPORTACIONES DE SERVICIOS EN LA UNIÓN EUROPEA
(Niveles de precios y tipo de cambio de 1990-Millones de \$ USA)



FUENTE: OECD-EUROSTAT. Estadísticas del comercio de servicios. Los datos están expresados a los niveles de precios y tipo de cambio de 1990.

tada por el autor en 1978, según la cual, el efecto de los precios relativos en las exportaciones frecuentemente es débil y, en muchos casos, contrario al esperado. Por ello la incapacidad de los precios para explicar por sí solos las diferencias en la dinámica exportadora de las naciones puso de manifiesto la necesidad de prestar atención a otros factores determinantes de la competitividad no-precio. A este respecto, cabe hacer mención a los recientes desarrollos teóricos que consideran que la influencia de dichos factores viene recogida en el valor de las elasticidades renta.

En efecto, el significado de las elasticidades renta significativas ha sido profusamente discutido por la literatura empírica. Siguiendo a Thirlwall (1986) y McCombie (1989, 1992, 1993) las diferencias en el coeficiente de la variable renta cuando ésta es estimada a partir de funciones de exportación e importación

que incorporan la renta y los precios como único argumento, reflejan las diferencias en factores no-precio. A su vez, el concepto de competitividad no precio o competitividad estructural hace alusión a características de oferta tales como calidad, servicios postventa, efectividad en las redes de distribución, etcétera. Frente a esta interpretación, otros autores —McGregor y Swales (1985, 1986, 1991)— consideran que el principal determinante del valor de la elasticidad renta de las exportaciones es la composición del patrón de comercio, de tal modo que el parámetro adoptará un valor mayor cuanto más concentrada esté la especialización nacional en sectores con una demanda internacional especialmente dinámica.

Si la primera de las interpretaciones citadas es la correcta, cabe esperar que las naciones más avanzadas —con mayor capacidad para competir en factores

no precio—, serán también las que muestren mayores valores de las elasticidades renta. Adicionalmente, por la comparación de los valores de las elasticidades precio y de las elasticidades renta podrá valorarse si, en el sector servicios, la competencia no precio es más relevante o, por el contrario, son los factores monetarios los que determinan la evolución de la balanza comercial.

Teniendo en cuenta estos argumentos, en el modelo se asume que los servicios son sustitutos imperfectos y que las variables explicativas de los flujos exportadores de servicios son aquellas que representan dos factores tradicionales: competitividad precio y renta. Adicionalmente, la competitividad precio tiene dos componentes: tipo de cambio y precios relativos.

$$X = f(Y, E, P)$$

Donde

- X = exportaciones reales de servicios del país.
- Y = renta real de los países de la OCDE.
- E = tipo de cambio euro/\$.
- P = deflactor nacional del PIB sobre el deflactor nacional de los países de la OECD.

Se espera que las exportaciones se encuentren relacionadas positivamente con la renta y el tipo de cambio euro/\$ y negativamente con los precios relativos cuando estos se expresan como el cociente entre los precios nacionales y los foráneos.

Con frecuencia, se considera que el sector manufacturero ejerce un efecto de «arrastre» sobre la actividad del sector servicios. Si esto es así, un incremento en la actividad manufacturera nacional podría afectar negativamente a las exportaciones de servicios. Para estudiar este posible «efecto absorción» se ha incorporado una nueva variable en un modelo alternativo. Ésta se define como el porcentaje del sector manufacturero sobre el PIB (VP) y se espera que se relacione negativamente con las exportaciones de servicios.

3. Metodología

Los datos de comercio provienen de las estadísticas de comercio de servicios publicadas conjuntamente por la OCDE y Eurostat, en 2001. Los datos de *output*, precios y tipos de cambio se toman de las cuentas nacionales de la OCDE, volumen 1 (1999) y de la página *web* de la OCDE (*statistical compendium*). La base con datos sobre valor añadido es la base de datos STAN que elabora la OCDE.

En el Cuadro 2 se presentan los datos relativos a la evolución mostrada por los precios y el tipo de cambio en el período considerado. Se pretende con ello tener una primera aproximación a la capacidad de las variables monetarias para explicar el comportamiento de los flujos de exportaciones de servicios¹. En principio, pueden distinguirse tres grupos de países. Uno primero en el que se cumple la paradoja kaldoriana: los países que más han incrementado sus exportaciones de servicios —España, Grecia, Irlanda y Portugal— son, junto con Italia, los únicos que muestran un incremento en sus precios relativos, si bien es cierto que todos ellos, y especialmente las naciones mediterráneas, han experimentado intensas depreciaciones de su moneda que pueden explicar la actividad exportadora.

Lo contrario ocurre en Alemania, Holanda y Austria, países en los que el crecimiento de las exportaciones de servicios es menos acelerado y que muestran apreciaciones de sus monedas junto con una reducción en los precios relativos más intensa. Finalmente, un tercer grupo de países —Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Francia, Suecia y Reino Unido— combinan depreciaciones de sus monedas más tímidas que la del primer grupo y un deterioro de los precios relativos también menos acusado que el que se observa en el segundo grupo de países. Por tanto, al igual que ocurre con las

¹ Como es evidente, la evolución de la variable renta externa, común a todos los países, no puede explicar el distinto comportamiento de las exportaciones de servicios en las naciones consideradas.

CUADRO 2

**TASA DE CRECIMIENTO MEDIO ANUAL
DE LAS VARIABLES MONETARIAS
1976-2000**

País	Precios	Tipo de cambio
Austria	-2,92	-0,62
Bélgica (*)	-2,54	0,7
Dinamarca	-1,43	1,37
Finlandia	-1,0	2,27
Francia	-1,18	2,05
Alemania	-3,41	-0,59
Grecia	7,37	10,22
Irlanda	0,24	2,58
Italia	2,36	4,79
Holanda	-3,42	-0,22
Portugal	6,48	8,96
España	2,22	4,69
Suecia	-0,48	3,22
Reino Unido	-0,02	1,53

NOTA: (*) Los datos de Bélgica incluyen Luxemburgo.

FUENTE: OECD-Cuentas nacionales (1999) y compendio estadístico on line.

manufacturas, las alteraciones observadas en la competitividad precio, son coherentes con la evolución mostrada por los flujos, si bien no parecen suficientes para explicar el disímil comportamiento de las exportaciones de servicios en los distintos países de la UE². Lo que esto sugiere, y así se comprueba en este trabajo, es que las diferencias deben radicar en los distintos valores de las elasticidades de las exportaciones de servicios ante cambios en los precios relativos, el tipo de cambio y la renta.

Nuestro análisis utiliza técnicas de cointegración para estimar funciones de exportaciones de servicios y poder distinguir entre los efectos a corto y largo plazo de las variables explicativas.

² En efecto, la evolución de las variables en nuestro estudio muestra un claro paralelismo con la observada por los flujos de manufacturas en los países considerados. Véase al respecto el completo estudio de BUISÁN y CABALLERO (2003).

Como es sabido, el análisis de regresión proporciona estimadores eficientes siempre que las variables sean estacionarias. Sin embargo, frecuentemente las exportaciones, los tipos de cambio, los precios relativos y las variables renta no son estacionarias, y las regresiones convencionales pueden provocar relaciones espurias entre las variables. En este trabajo se utiliza el test de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentado (DFA) para analizar si las series son estacionarias. El número de retardos se ha decidido teniendo en cuenta el criterio de información de Akaike. Los resultados del test, con constante y con tendencia, aparecen en el Cuadro 3.

El valor crítico al 5 por 100 para el test DFA para 25 observaciones es del -3,60, por lo que, con la única excepción de la variable renta en Francia y los precios relativos en Alemania, la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria no puede ser rechazada. No obstante, y dadas las limitaciones que el test DFA muestra cuando el número de grados de libertad es reducido, en principio se estimó el modelo para todos los países de la muestra, incluyendo Francia y Alemania.

Una vez que se ha encontrado evidencia acerca de la no-estacionariedad de los datos, el siguiente paso es investigar si existe una relación de cointegración entre las variables. Si es así, las variables no estacionarias cointegradas se utilizarán para formular un modelo de mecanismo de corrección del error (MCE) que permita distinguir entre la relación de equilibrio a largo plazo y el comportamiento de desequilibrio a corto. El mecanismo de corrección del error describe cómo el sistema se ajusta en cada período a su valor de equilibrio a largo plazo. En el corto plazo, las desviaciones del equilibrio a largo plazo, provocarán cambios en la variable dependiente para forzar los movimientos hacia el equilibrio a largo plazo.

La existencia de cointegración se contrasta, frecuentemente, utilizando el procedimiento en dos etapas de Engle y Granger (1987). Este procedimiento también se caracteriza por la utilización de un estadístico de Dickey-Fuller (DF) para contrastar la existencia de una raíz unitaria en los residuos de la relación de cointegración

CUADRO 3

TEST DICKEY-FULLER AUMENTADO

Variable	Alemania	Austria	Bélgica	Dinamarca	España	Finlandia	Francia	Grecia	Holanda	Italia	Irlanda	Portugal	Suecia	R.Unido
X	-3,01	-2,33	-2,50	-1,29	-1,66	-2,08	-2,57	-0,33	-0,71	-1,92	-1,29	-2,99	-1,74	3,33
Y	-3,02	0,33	-2,40	-2,24	-2,69	-0,59	-4,31	-0,50	0,33	-0,40	-2,24	-2,40	0,33	0,33
E	-1,75	-1,76	-1,94	-2,13	-2,22	1,38	-2,26	-0,40	-2,17	-1,66	-2,13	-1,83	-2,03	-1,09
P	-4,15	-0,51	-0,60	2,17	1,80	-1,61	1,41							

estática. Alternativamente, la existencia de cointegración puede valorarse en una sola etapa a partir de un modelo dinámico. Concretamente, tal relación existe si el t-ratio asociado al término de corrección del error del citado modelo resulta significativo. Kremers *et al.* (1992) demuestran que el procedimiento resulta preferible dado que utiliza la información de forma más eficiente que el test DF.

En el esquema de corrección del error el modelo dinámico se plantea como sigue:

$$dy_t = \mu + \sum_{i=1}^n \alpha_i dy_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i dx_{t-i} + \delta (y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde δ denota el operador de primeras diferencias, y_t es la variable dependiente, x_t representa las variables explicativas, μ es una constante y ε es el término de error. Por tanto, el mecanismo de corrección del error incluye retardos de la primera diferencia de la variable dependiente, valores contemporáneos y retardos de la primera diferencia de las variables independientes y otro término que refleja el proceso de ajuste en el largo plazo. El parámetro δ es el coeficiente de corrección del error, que mide la velocidad de ajuste a los valores a largo plazo. Las variables, y_t y x_t están cointegradas o no dependiendo de si el parámetro δ adopta un valor menor o igual a 0. En el modelo de MCE la ecuación [1] se estima por MCO y el t-ratio basado en el valor estimado de δ se utiliza para contrastar la hipótesis nula ($\delta = 0$) de no cointegración entre y_t y x_t .

Para contrastar el modelo, las variables se expresan en logaritmos. En un primer paso, las regresiones

han sido estimadas añadiendo dos retardos a las variables estimadas en primeras diferencias para aceptar la posibilidad de efectos retardados. Siguiendo el método «de lo general a lo específico» se eliminarán aquellas variables que presenten un valor de la t menor que 1.

Con objeto de tener en cuenta años excepcionales en los que los factores económicos han alterado la evolución normal de los flujos de comercio se estimó un modelo alternativo. En el mismo, los años en los que los residuos normalizados adoptan un valor superior a 2, han sido considerados *outliers* y representados con una variable *dummy* para cada país.

4. Resultados

Los resultados de los modelos finales se presentan en el Cuadro 4.

Como puede observarse, todas las regresiones muestran altos coeficientes de determinación con un adecuado grado de ajuste. Para todo país, el parámetro de corrección del error δ es estadísticamente significativo indicando que hay una relación de cointegración entre la variable dependiente y las variables explicativas. La velocidad de ajuste que denota este parámetro adopta valores similares en la mayoría de los países entre $-0,5$ y $-0,8$ con la única excepción de Bélgica, Portugal y Grecia donde adopta un valor muy superior.

Los ambiguos resultados obtenidos para Alemania, invalidan el modelo para este país, por lo que no se presentan en el Cuadro 4.

CUADRO 4

RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA DE SERVICIOS

Austria	Coef.	t-student	Bélgica	Coef.	t-student	Dinamarca	Coef.	t-student	España	Coef.	t-student
C	-5,00	-1,20	C	-4,46	-3,31	C	-1,84	-2,03	C	0,87	0,95
ΔY	1,37	1,67	$\Delta X(-1)$. .	0,66	4,23	$\Delta X(-2)$. .	-0,36	-1,70	ΔY	1,08	1,74
ΔE	0,34	2,42	ΔY	2,88	3,77	$\Delta Y(-1)$. .	-4,81	-3,83	$\Delta Y(-2)$. .	-1,71	-3,62
$\Delta E(-2)$. .	0,04	0,31	$\Delta Y(-1)$. .	-1,99	-2,63	$\Delta E(-2)$. .	0,46	2,12	ΔE	0,34	5,49
ΔP	0,79	2,18	$\Delta Y(-2)$. .	0,43	0,65	$\Delta P(-1)$. .	0,86	1,61	$\Delta E(-2)$. .	-0,18	-2,18
δ	-0,51	-2,16	$\Delta E(-1)$. .	0,21	2,82	$\Delta P(-2)$. .	2,65	3,82	ΔP	-0,50	-2,15
$Y(-1)$. . .	-2,04	-4,25	$\Delta E(-2)$. .	0,23	2,70	δ	-0,51	-2,66	$\Delta P(-1)$. .	0,51	2,02
$E(-1)$. . .	-0,076	-0,32	ΔP	0,62	2,26	$Y(-1)$. . .	-2,74	-4,88	δ	-0,56	-2,98
$P(-1)$. . .	-0,40	-1,02	$\Delta P(-1)$. .	1,18	4,19	$E(-1)$. . .	0,09	0,45	$Y(-1)$. . .	-1,47	-7,17
			$\Delta P(-2)$. .	1,59	5,46	$P(-1)$. . .	1,07	2,27	$E(-1)$. . .	-0,74	-7,74
			dum95 . .	-0,17	-4,13				$P(-1)$. . .	0,62	4,02
			δ	-1,44	-4,93						
			$Y(-1)$. . .	-1,37	-24,70						
			$E(-1)$. . .	0,20	4,76						
			$P(-1)$. . .	0,31	3,30						
R ²	0,50		R ²	0,96		R ²	0,80		R ²	0,88	

CUADRO 4 (continuación)

RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA DE SERVICIOS

Finlandia	Coef.	t-student	Francia	Coef.	t-student	Grecia	Coef.	t-student	Holanda	Coef.	t-student
C	3,05	3,37	C	7,09	5,33	C	-5,68	-2,48	C	3,23	2,51
$\Delta X(-1)$. .	0,40	2,47	$\Delta X(-1)$. .	0,39	2,39	$\Delta X(-1)$. .	0,27	1,11	$\Delta VP(-1)$. .	-0,80	-1,97
$\Delta Y(-1)$. .	-0,09	-3,39	$\Delta X(-2)$. .	0,53	2,92	$\Delta X(-2)$. .	-0,23	-1,21	ΔE	-0,23	-3,20
ΔP	-1,03	-2,75	ΔY	0,22	3,20	$\Delta Y(-1)$. .	0,22	-1,12	$\Delta E(-1)$. .	-0,14	-1,67
δ	-0,7	-3,70	$\Delta Y(-1)$. .	-0,21	-2,31	$\Delta P(-1)$. .	1,09	1,87	ΔP	-0,75	-3,09
$Y(-1)$. . .	-0,28	-2,87	ΔE	0,70	5,03	δ	-1,36	-4,06	$\Delta P(-1)$. .	0,69	2,62
$E(-1)$. . .	-0,52	-2,21	$\Delta E(-1)$. .	-0,19	-1,65	$Y(-1)$. . .	-4,36	-5,98	δ	-0,10	-3,13
$P(-1)$. . .	0,65	2,78	$\Delta E(-2)$. .	-0,33	-3,01	$E(-1)$. . .	-7,90	-5,59	$Y(-1)$. . .	-0,52	-4,43
			δ	-0,82	-5,28	$P(-1)$. . .	-0,69	-4,49	$E(-1)$. . .	-0,43	-2,13
			$Y(-1)$. . .	-0,38	-7,51				$P(-1)$. . .	0,17	1,63
			$E(-1)$. . .	-0,48	-5,12					0,79	5,34
			$P(-1)$. . .	-0,15	-1,32						
R ²	0,64		R ²	0,83		R ²	0,76		R ²	0,83	

CUADRO 4 (continuación)

RESULTADOS DE LA REGRESIÓN DE LA FUNCIÓN DE DEMANDA DE SERVICIOS

Irlanda	Coef.	t-student	Italia	Coef.	t-student	Portugal	Coef.	t-student	R.Unido	Coef.	t-student	Suecia	Coef.	t-student
C	1,18	3,31	C	-3,65	-2,34	C	-4,62	-1,39	C	1,93	1,25	C	-1,62	-1,85
ΔY	4,12	4,12	ΔY	1,02	1,57	$\Delta X(-1)$.	0,71	3,34	ΔE	0,16	1,05	$\Delta Y(-2)$.	0,98	1,28
$\Delta Y(-2)$.	0,85	1,03	$\Delta Y(-2)$.	-1,49	-2,24	$\Delta X(-2)$.	0,53	2,88	$\Delta E(-1)$.	-0,05	-0,42	ΔE	0,31	2,53
$\Delta E(-1)$.	-0,27	-1,41	$\Delta E(-1)$.	0,21	1,79	ΔE	0,65	3,07	ΔP	-0,72	-2,17	$\Delta E(-1)$.	-0,24	-1,01
ΔP	3,35	6,13	$\Delta E(-2)$.	0,25	2,42	$\Delta E(-1)$.	-0,30	-1,50	$\Delta P(-1)$.	0,35	1,28	dum79 .	0,18	3,87
$\Delta P(-1)$.	-0,96	-1,28	ΔP	-1,38	-4,55	$\Delta P(-1)$.	-0,46	-1,15	δ	-0,66	-2,19	dum86 .	-0,18	-3,37
δ	-0,77	-3,44	$\Delta P(-2)$.	1,05	2,83	δ	-1,59	-6,24	$Y(-1)$. .	-0,84	-5,74	δ	-0,49	-3,54
$Y(-1)$. .	-1,69	-12,72	δ	-0,52	-4,06	$Y(-1)$. .	-1,17	-5,41	$E(-1)$. .	-0,40	-1,72	$Y(-1)$. .	-1,24	-7,11
$E(-1)$. .	-0,41	-2,06	$Y(-1)$. .	-2,53	-5,91	$E(-1)$. .	-0,21	-3,35	$P(-1)$. .	1,00	6,38	$E(-1)$. .	-0,35	-2,54
$P(-1)$. .	0,33	1,39	$E(-1)$. .	0,36	1,94	$P(-1)$. .	0,01	0,15				$P(-1)$. .	0,49	3,46
			$P(-1)$. .	0,38	1,95									
R2	0,90		R2	0,70		R2	0,80		R2	0,68		R2	0,79	

Resultados empíricos en función del factor explicativo

La existencia de una relación a largo plazo entre las exportaciones y la renta foránea es muy evidente. La variable renta es significativa y muestra el signo correcto en todos los países. Este resultado confirma para el caso de los servicios una conclusión frecuente en los trabajos de manufacturas: la elasticidad renta de la demanda de exportaciones es altamente significativa y adopta un valor que está por encima de 1 en la mayoría de los países considerados, con la excepción de Finlandia, Francia, Holanda, y Reino Unido; especialmente llamativos son los valores del parámetro en Austria, Dinamarca, Grecia e Italia, en todos los casos superiores a 2.

Los efectos a largo plazo de las variables precio y tipo de cambio son más débiles y, en ocasiones, contrarios a los esperados. Las elasticidades precio y tipo de cambio son significativas y adoptan el signo esperado en ocho y siete países, respectivamente. La influencia del tipo de

cambio en la dinámica exportadora es contraria a la esperada en Bélgica y en Italia, y lo mismo ocurre con los precios relativos en Grecia.

Los coeficientes de las variables en primeras diferencias indican cuál es la influencia a corto plazo de las variables explicativas sobre las exportaciones de servicios. Como consecuencia del proceso de ajuste, el signo del primer retardo de las primeras diferencias debe ser contrario al observado en el largo plazo. En el corto plazo la renta foránea tiene un papel significativo sólo en cinco países: Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Francia, Irlanda, menos de la mitad de las naciones en las que la variable mostraba una influencia significativa a largo plazo. Los cambios en el tipo de cambio son significativos y muestran el signo correcto en cuatro países —Austria, Dinamarca, Portugal y Suecia—. Por último, los valores corrientes y retardados de los precios relativos son significativos y muestran el signo correcto en cinco países —Finlandia, Grecia, Holanda, España y Reino Unido—.

Resultados empíricos en función del país

En siete países Bélgica, Finlandia, Grecia, Italia, España, Reino Unido y Suecia, las variables consideradas muestran elasticidades significativas que explican el comportamiento a largo plazo de las exportaciones de servicios. Hay tan sólo tres casos, Grecia (precios relativos), Bélgica (tipo de cambio) e Italia (tipo de cambio) en los que el signo de los parámetros estimados es contrario al esperado. La sensibilidad a largo plazo de las exportaciones de servicios respecto a la renta foránea es superior a la mostrada respecto al resto de las variables en Bélgica, Italia, España, y Suecia. Por el contrario, los precios muestran un papel dominante en Reino Unido y Finlandia. Por último, Grecia representa un papel muy especial con los más altos valores de las elasticidades renta y tipo de cambio y una elasticidad precio claramente positiva y significativa.

En otras cinco naciones, Dinamarca, Francia, Holanda, Irlanda y Portugal, el comportamiento a largo plazo de las exportaciones de servicios se explica con tan sólo dos variables. La renta, es el factor más relevante en Dinamarca, Irlanda y Portugal; la importancia relativa del tipo de cambio respecto a la renta es mayor en Francia. En el caso de Holanda, los precios relativos muestran la más alta elasticidad.

Finalmente, existe un único país —Austria— en el que el comportamiento a largo plazo se explica exclusivamente con la renta foránea.

La complejidad que supone interpretar los coeficientes asociados a retardos de las variables expresadas en primeras diferencias aconseja ser prudentes con los comentarios en los resultados asociados al corto plazo. En el corto plazo resulta novedosa la significatividad de las variables *dummy* correspondientes a los años 1979-1986 en Suecia; Holanda es la única de las naciones consideradas donde la variable VP resulta significativa, si bien con un signo contrario al que cabría esperar si efectivamente la actividad manufacturera interna ejerciera un efecto arrastre sobre el sector servicios. Por otra parte, el coeficiente asociado con valores retarda-

dos de la primera diferencia de la variable dependiente es significativo en Bélgica, Finlandia y Francia.

De forma inequívoca, sólo en Finlandia tres variables resultan significativas y muestran el signo esperado, siendo los precios relativos los que muestran una mayor elasticidad. En Bélgica, Dinamarca y Francia ofrecen resultados esperados dos variables, con un mayor coeficiente de la renta foránea en los dos primeros países y de las exportaciones retardadas entre el tercero. En el resto de las naciones sólo una de las variables tradicionales resulta significativa y muestra el signo esperado en el corto plazo. Con la única excepción de Irlanda (donde sólo es significativa la renta), en el resto de las naciones se trata de una variable representativa de la competitividad precio, lo que nos permite sugerir que, en contra de lo que se observa en el largo plazo, en el corto plazo las variables monetarias tienen una capacidad explicativa superior a la demanda externa.

5. Conclusiones

A pesar de la creciente relevancia del sector servicios como factor determinante de la evolución de la cuenta corriente, la investigación empírica ha dedicado escasa atención a este sector. El objetivo de este trabajo es el de mostrar nueva evidencia empírica en este tema mediante la estimación de una función de demanda de exportaciones utilizando técnicas de cointegración apropiadas al tratamiento de series temporales de datos.

El resultado más relevante de nuestro análisis es el claro efecto positivo que los incrementos en la renta externa tienen en el volumen de exportaciones de las naciones consideradas. No obstante, nuestro análisis no confirma la propuesta teórica según la cual los más altos valores de las elasticidades renta corresponden a países más capaces de competir en factores no precio. Por el contrario, los menores valores de la elasticidad renta corresponden a naciones como Finlandia, Francia, Holanda y Reino Unido. La evidencia empírica sugiere, por tanto, que el valor de las elasticidades renta

debe venir determinado por la estructura del patrón del comercio de tal manera que tendrán valores superiores aquellos países especializados en sectores con una demanda más dinámica. Adicionalmente, los intensos procesos de apertura que han experimentado muchas de las naciones consideradas pueden explicar el que muestren una sensibilidad a la evolución de la renta externa superior a la que tienen países con grado de apertura más elevado tradicionalmente.

A largo plazo, la capacidad explicativa de la competitividad precio es más reducida. Las elasticidades precio y tipo de cambio son significativas en algo más de la mitad de las naciones consideradas, y en la mayoría de los casos con unos valores claramente inferiores a la unidad. En algunos casos las elasticidades de las variables monetarias muestran signos contrarios a los esperados; este resultado sólo tiene un significado económico inequívoco en el caso de la elasticidad precio, si admitimos que mayores precios pueden reflejar mayores calidades y conducir, por tanto, a un mayor crecimiento de las exportaciones.

Los resultados a corto plazo, aunque deben interpretarse con cautela, apuntan a una mayor relevancia de los factores monetarios en la explicación de los flujos pues, en la mayor parte de los países, son éstos los únicos factores significativos o muestran una elasticidad mayor que la renta.

Referencias bibliográficas

- [1] BUISÁN, A. y CABALLERO, J. C. (2003): «Análisis comparado de la demanda de exportación de manufacturas en los países de la UEM», *Documento de Trabajo* número 0322, Banco de España, Madrid.
- [2] DEARDOFF, A. V.; HYMANS, S. H.; STERN, R. M. y XIANG, C. (2001): «Forecasting U.S. Trade in Services» en STERN, R. M. (ed.), *Services in the International Economy*, Ann Arbor: Michigan Press, páginas 53-75.
- [3] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, volumen 55, páginas 251-276.
- [4] HUNG, J.-H. y VIANA, S. (1995): «Modelling U.S. Services Trade Flows: A Cointegration-ECM Approach», *Federal Reserve Bank of New York Research Paper*, 9518.
- [5] KALDOR, N. (1978): *Further Essays on Economic Theory*, Duckworth, Londres.
- [6] KREMERS, J. J. M.; ERICSSON, N. R. y DOLADO, J. J. (1992): «The Power of Cointegration Test», *Working Paper*, 92/18, Bank of Spain, Madrid.
- [7] MAGNIER, A. y TOUJAS-BERNATE, J. (1994): «Technology and Trade: Empirical Evidence for the Major Five Industrialized Countries», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130, 3, páginas 494-529.
- [8] MC COMBIE, J. S. L. (1989): «Thirlwall's Law and the Balance of Payments Constrained Growth- a Comment on the Debate», *Applied Economics*, 21, páginas 611-629.
- [9] MC COMBIE, J. S. L. (1992): «Thirlwall's Law and the Balance of Payments Constrained Growth: More on the Debate», *Applied Economics*, 24, páginas 493-512.
- [10] MC COMBIE, J. S. L. (1993): «Economic Growth, Trade Interlinkages and the Balance of Payments Constraint», *Journal of Post-Keynesian Economics*, 15, 4, páginas 471-505.
- [11] MC GREGOR, P. G. y SWALES, J. K. (1985): «Professor Thirlwall Balance of Payments Constrained Growth», *Applied Economics*, 17, páginas 17-32.
- [12] MC GREGOR, P. G. y SWALES, J. K. (1986): «Balance of Payments Constrained Growth: a Rejoinder to Professor Thirlwall», *Applied Economics*, 18, páginas 1265-1274.
- [13] MC GREGOR, P. G. y SWALES, J. K. (1991): «Thirlwall's Law and Balance of Payments Constrained Growth: Further Comment on the Debate», *Applied Economics*, 23, páginas 9-20.
- [14] THIRLWALL, A. (1986) «Balance of Payments Constrained Growth: a Reply to McgGregor and Swales», *Applied Economics*, 18, páginas 1259-1263.