



Universidad Nacional de La Plata



Quintas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional La Plata, 11 y 12 de mayo de 2000

El Comercio Atlántico de la Unión Europea: Mercosur y Nafta

Ana Cuadros (Universitat Jaume I),

Manuel Cantavella (Universitat Jaume I),

J. Ismael Fernández (Universidad de Valencia) y

Celestino Suárez (Universitat Jaume I)

QUINTAS JORNADAS DE ECONOMIA MONETARIA E INTERNACIONAL

La Plata, 11 y 12 de mayo de 2000

PONENCIA

EL COMERCIO ATLÁNTICO DE LA UNIÓN EUROPEA: MERCOSUR Y NAFTA

Autores :

Ana Cuadros*

Manuel Cantavella*

J. Ismael Fernández**

Celestino Suárez*

* Instituto de Economía Internacional y Departamento de Economía, Universitat Jaume I

** Instituto de Economía Internacional y Departamento de Estructura Económica, Universitat de València.

Teléfono y dirección de contacto: Telf. +34 96 3828437

EL COMERCIO ATLÁNTICO DE LA UNIÓN EUROPEA: MERCOSUR Y NAFTA

Ana Cuadros^{*}, Manuel Cantavella*, J. Ismael Fernández y Celestino Suárez***

I. INTRODUCCION

La Unión Europea representa actualmente casi el 50 por ciento de las exportaciones mundiales de mercancías. Aún si descontamos el importante flujo de comercio intra-regional que se desarrolla entre sus socios, el peso que ostentan los países comunitarios en sus intercambios comerciales con el resto de naciones se acerca al 20 por ciento del total mundial. Como unión aduanera constituye, pues, el primer grupo exportador, tanto en términos de mercancías como en servicios, donde también cubre en torno a la mitad de las exportaciones del mundo.

El patrón geográfico de las exportaciones de la Unión Europea muestra un peso muy relevante del comercio trasatlántico. Los tres países que integran el Área de Libre Comercio Norteamericana (NAFTA) – Estados Unidos, Canadá y México -- absorben del total extracomunitario alrededor del 18 por ciento de todas las ventas exteriores de la UE. Toda Latinoamérica, incluyendo el Caribe, alcanzaría alrededor del 5 por ciento, del que más del 3 por ciento corresponde a los países del Mercosur. De este modo, dicho bloque de integración comercial se configura, tras el Nafta, Suiza y Japón, como el mercado más receptivo de exportaciones europeas.

* Departamento de Economía e Instituto de Economía Internacional, Universitat Jaume I.

** Departamento de Estructura Económica e Instituto de Economía Internacional, Universidad de Valencia.

Mercosur representa la más reciente -y ambiciosa- apuesta de integración regional entre las economías con mayor dinamicidad del Cono Sur, Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay; a las que se une Chile como país asociado (Velasco, 1998).

La configuración de un área de libre comercio entre la UE y Mercosur se plantea como un escenario posible en el medio plazo si, como ambas partes han anunciado, se logra avanzar en la liberalización mutua de los intercambios, a partir del Acuerdo de Cooperación Interregional, firmado en 1995 (Coffey, 1998).

La apertura comercial que ha significado la creación de Mercosur se ha concretado en una disminución drástica de las barreras al comercio. Así, el arancel exterior medio del área integrada era del 10.7 % cuando en 1995 se implementó el Acuerdo Aduanero Común. Previamente, tanto Argentina, con un arancel medio del 30 % (1989), como Brasil, con un 51 % (1988) y también Uruguay, con un nivel superior al 100 %, reflejaban un grado de protección singularmente elevado. Esta fuerte liberalización permite explicar que, entre 1991 y 1996, las importaciones procedentes del resto del mundo, y fundamentalmente desde Estados Unidos y la Unión Europea, hayan aumentado a una tasa anual superior al 20 %.

El comercio bilateral entre la UE y Mercosur alcanza el 31 % de las ventas y el 33 % de las compras exteriores de esta región latinoamericana. Desde el lado europeo, estos intercambios (incluido Chile, como asociado) representan valores muy reducidos del comercio extracomunitario (3%), aunque su tendencia durante los últimos años puede situar al Mercosur entre las áreas de expansión potencial en su comercio con Europa.

Las opciones autárquicas de los años setenta, así como los problemas de deuda externa y elevada inflación, que han caracterizado al entorno latinoamericano explican la pérdida de importancia que experimentaron estos mercados para los países europeos. No obstante, la recuperación de los intercambios comerciales que se ha producido a lo largo del presente decenio ha estado asociada al proceso de integración llevado a cabo por los países miembros de Mercosur.

En el caso del NAFTA, el dominio de los intercambios comerciales con Estados Unidos es prácticamente total. Más del 85 por ciento de las importaciones procedentes de la UE las realiza EE.UU, mientras que Canadá no llega al 10 por ciento, y el restante 5 % constituye el mercado mexicano. Por ello, el marco de las relaciones comerciales entre la Unión Europea y EE.UU. determina de manera crucial el desarrollo de los intercambios entre ambas regiones integradas. En este sentido, se ha venido produciendo una confrontación entre ambas áreas, básicamente por la política de protección agrícola europea, pero también respecto de la existencia de barreras no arancelarias sobre productos industriales sensibles.

El acuerdo de libre comercio que a finales de 1999 han firmado México y la Unión Europea deberá ser objeto de especial seguimiento por las consecuencias, en términos de distorsión de flujos, que pueda tener sobre los intercambios entre zonas.

Si consideramos la especialización sectorial del comercio UE-Mercosur, se constata inequívocamente un patrón caracterizado por la elevada concentración de las exportaciones europeas en sectores manufactureros. En 1995, más del 70% de dichas exportaciones lo eran de maquinaria y equipamiento, productos químicos y vehículos. Con pequeñas variaciones, inducidas por los cambios asociados al proceso de liberalización comercial de los países del Mercosur, la estructura básica de estos flujos únicamente se ha visto sesgada en años recientes hacia una mayor presencia del sector de la automoción, que ha pasado a representar casi la quinta parte del valor de las exportaciones (Nagarajan, 1998).

Por su parte, la desagregación de las exportaciones al NAFTA define un patrón comercial caracterizado por la especialización manufacturera que muestra la Unión Europea. El conjunto de las manufacturas industriales representa más del 70% de todas las exportaciones, entre las que el material de transporte (15%) y la maquinaria (29%) constituyen la base del intercambio. Destaca el reducido peso que ostentan los alimentos y las materias primas, de los que los países del NAFTA se abastecen en mercados de países

en desarrollo, al igual que el petróleo del que Estados Unidos y México son productores importantes.

La estimación de las funciones de exportación entre la Unión Europea y Mercosur, y entre la Unión Europea y el NAFTA se justifica por el interés en conocer las relaciones agregadas entre unas áreas de integración económica que, como se ha comentado, muestran un importante dinamismo comercial e inversor durante los últimos años.

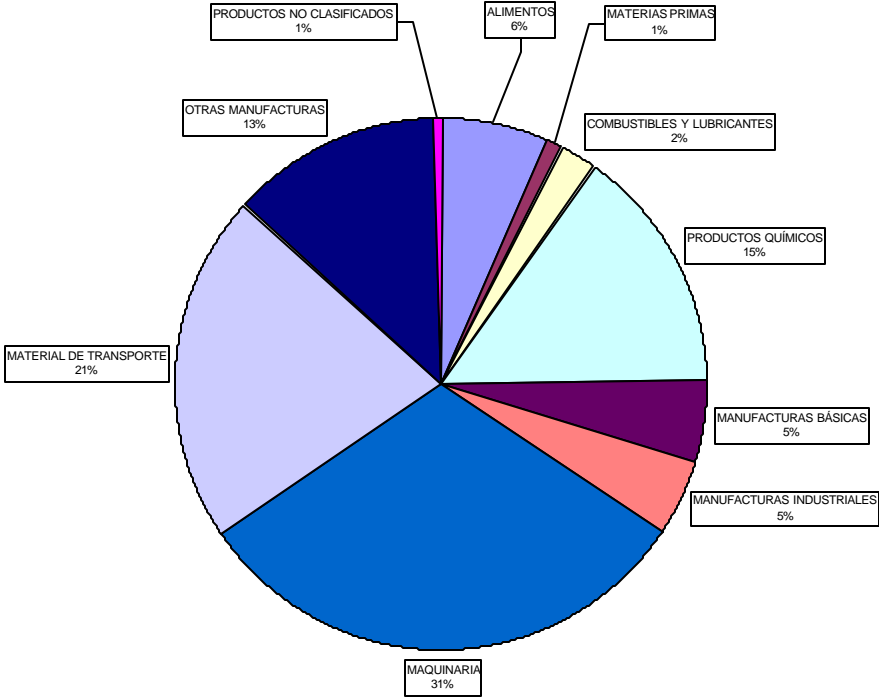
En el caso de Mercosur, el análisis de estos intercambios comerciales tiene un interés particular desde la posición de la economía española, dado el papel que España puede jugar como catalizador de una parte importante de estos flujos de comercio. La apuesta en términos de inversiones directas realizada por empresas financieras y por las grandes corporaciones de servicios (electricidad, comunicaciones, transporte y energía) permiten augurar una relación comercial creciente con los países miembros del Mercosur, al tiempo que una extensión de esta influencia por el resto de países de América Latina.

El primer paso para la obtención de los resultados de la estimación ha consistido en la elaboración de las variables necesarias y el análisis de cada una de ellas para comprobar su estructura y la coherencia con la realidad económica de algunos países que en el período de estudio han experimentado convulsiones políticas y económicas de singular importancia. Sin duda, entre las múltiples dificultades que han acompañado el proceso de generación de las series correspondientes a las variables económicas consideradas, hay que destacar la referida a la identificación de los precios relativos del Mercosur. Las continuas e importantísimas devaluaciones –incluyendo las correspondientes sustituciones monetarias– llevadas a cabo durante los años setenta y ochenta por las dos economías centrales (Argentina y Brasil) han hecho especialmente compleja la elaboración de un índice fiable que midiese la capacidad de compra del conjunto del área integrada.

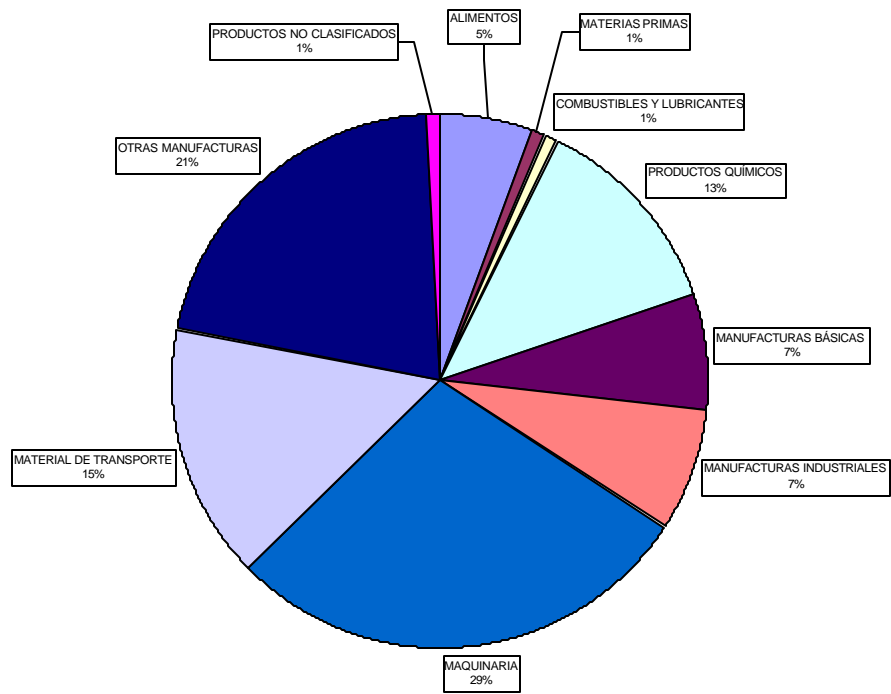
Por otra parte, se ha tenido que abordar el problema de la agregación de las variables para que fueran homogéneas en cuanto a su valoración y en cuanto al conjunto de países. Ni Mercosur ni el Nafta existían en 1967, ni la Unión Europea tenía 15 miembros.

En el caso de Europa se ha trabajado con 12 países, debido a que los que protagonizaron la última ampliación tienen un comercio insignificante con Mercosur y, sin embargo, su incorporación dificultaba la obtención de una serie homogénea para el periodo 1967 - 1995.

ESTRUCTURA DE LAS EXPORTACIONES DE LA UE A MERCOSUR, 1.995



ESTRUCTURA DE LAS EXPORTACIONES DE LA UE AL NAFTA, 1.995



II. ASPECTOS METODOLÓGICOS

El planteamiento teórico que sirve de partida para la estimación de la función de exportaciones de la Unión Europea hacia las principales áreas del Atlántico (Mercosur y NAFTA) toma como referencia el “modelo de sustitutos imperfectos” (Goldstein y Khan, 1985). Este modelo se fundamenta en un contexto de equilibrio parcial que combina los conocidos enfoques de elasticidades y absorción, Marshall (1923), Lerner (1944), Alexander (1952). Bajo este supuesto podemos estimar una función de demanda de exportaciones como resultado de la maximización de la utilidad sujeta a restricción presupuestaria.

Con este planteamiento, la estructura de la función de exportaciones que se pretende estimar es la de una función de demanda en la que se incorporan dos tipos de precios relativos y dos variables del nivel de renta correspondientes a los mercados de referencia.

$$X_t = a_0 + a_1 PR_{1,t} + \dots + a_n PR_{n,t} + a_{n+1} Y_{1,t} + \dots + a_{n+m} Y_{m,t} + \boldsymbol{\mu}_t \quad (1)$$

La primera variable de precios relativos recoge información del mercado de destino (mercado interior) y los precios de las exportaciones del mercado de origen, referido aquí a la Unión Europea. El signo esperado de esta variable puede depender del mercado de destino. Así por ejemplo, el índice de precios relativos entre la Unión Europea y Mercosur debería ser negativo y en la medida que Mercosur no tiene sustitutos internos, su valor no debiera mostrar una alta elasticidad, más bien al contrario, cabría esperar una relativa rigidez. Sin embargo para NAFTA, probablemente la disponibilidad de bienes sustitutos podría originar incluso una elasticidad positiva aunque su magnitud debería ser menor a uno.

La segunda variable de precios relativos pretende recoger el precio de los bienes sustitutos a las exportaciones europeas. Para representar esta variable se ha tomado en consideración el mercado norteamericano como competidor del mercado europeo en

Mercosur y el mercado nipón para el análisis con NAFTA. El signo esperado de los precios de los bienes sustitutivos debe ser negativo, pero en la medida que los respectivos mercados, Europa y América del Norte, y Europa Japón, producen bienes relativamente similares (sustitutivos próximos) esperaríamos una elasticidad mayor que la de los precios de referencia del mercado de exportaciones.

La variable renta interior es la referencia de la restricción presupuestaria del mercado de destino de las exportaciones europeas. El signo esperado de la elasticidad renta debe ser positivo y superior a la unidad al no incorporarse en estos mercados ningún tipo de bienes inferiores.

Por último, la variable renta de la Unión Europea muestra otra de las restricciones importantes de la función de exportaciones al menos cuando se da por hecho que el mercado europeo no ha considerado al mercado de América Latina como un destino estable para sus exportaciones, de tal forma que incrementos en la renta interior de la UE restringen las exportaciones comunitarias. En este caso, dada la previsiblemente escasa programación de los flujos comerciales con esta área (Mercosur) cabe esperar una especial sensibilidad de la variable dependiente respecto de la evolución de la renta europea. Esa sensibilidad debería ser mucho menor, sin embargo cuando analizamos los flujos comerciales con NAFTA.

Definición de las variables:

Los datos utilizados tienen un carácter anual, cubriendo el período 1967-1995. La amplitud de este período se ha visto limitada por la relativamente escasa disponibilidad de datos para los países de Mercosur. Los países incluidos en el trabajo son los pertenecientes a la UE (12), Alemania, Bélgica, Luxemburgo, Dinamarca, España, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Holanda, Portugal y Reino Unido, los que conforman actualmente Mercosur, Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay, a los que se les ha añadido Chile, como país asociado, y los países pertenecientes a NAFTA, es decir, Canadá, Estados Unidos y México.

Las variables utilizadas en este trabajo vienen definidas como sigue:

- Exportaciones de la Unión Europea a los países de Mercosur (X) y a NAFTA (XUN) en dólares constantes de 1990. Los datos originales (OCDE, ver *Fuentes Estadísticas* más abajo) venían denominados en dólares corrientes, por lo que han sido deflactados en base a un índice de precios de producción dolarizado por el FMI.

- Precios relativos de la Unión Europea con respecto a Mercosur ($IPUMS$) y a NAFTA (PUN): es un índice de precios que se ha construido utilizando la siguiente expresión,

$$IPUMS = \frac{IPU}{IPMS} = \frac{\sum_{i=1}^{12} IVU_i \frac{X_i}{X_t}}{\sum_{i=1}^5 IP_i \frac{PIB_i}{PIB_t}} \quad (2)$$

$$PUN = \frac{IPU}{IPN} = \frac{\sum_{i=1}^{12} IVU_i \frac{X_i}{X_t}}{\sum_{i=1}^5 IP_i \frac{PIB_i}{PIB_t}} \quad (3)$$

donde,

$IPUMS$ y PUN : índices de precios relativos de la Unión Europea con respecto a Mercosur y a NAFTA respectivamente

IPU : es el índice de precios ponderado de la UE (12) basado en IVUs de exportación.

$IPMS$ e IPN : son los índices de precios ponderados de Mercosur y de NAFTA respectivamente, basados en precios al consumo dolarizados.

IVU_i : son los índices de valor unitario de exportaciones medidos en dólares de 1990 para cada uno de los países de la UE (12).

X_i : son las exportaciones reales en dólares de 1990 de cada uno de los países miembros de la UE (12).

X_t : es el total de las exportaciones de la UE (12).

IP_i : es el índice de precios interiores de Mercosur en la ecuación 2 y de NAFTA en la ecuación 3, medido en dólares de 1990.

PIB_i : es el producto interior bruto de cada uno de los países de Mercosur en la ecuación 2 y de NAFTA en la ecuación 3, medido en dólares de 1990.

PIB_t : es el PIB de Mercosur en la ecuación 2 y de NAFTA en la ecuación 3.

- Precios relativos de la Unión Europea con respecto a Estados Unidos (PUN): es un índice cuyo numerador es el IPU y el denominador es el IVU de exportaciones de Estados Unidos en dólares de 1990.
- Precios relativos de la Unión Europea con respecto a Japón (PUJ): es un índice cuyo numerador es el IPU y el denominador es el IVU de exportaciones de Japón en dólares de 1990.
- Renta de Mercosur (YM): se ha aproximado por el PIB total en dólares de 1990 de los cinco países considerados para Mercosur.
- Renta de NAFTA (YNA): se ha aproximado por el PIB total en dólares de 1990 de Canadá, Estados Unidos y México.

- Renta de la Unión Europea (*YUE*) : se ha aproximado por el PIB total de la UE (12) medido en ECUs de 1985. Para elaborar la serie completa y homogenizarla se han utilizado las tasas de crecimiento del PIB en términos reales entre 1967 y 1990.

Fuentes estadísticas:

Los datos de las exportaciones en términos corrientes de la Unión Europea a Mercosur y a NAFTA se han obtenido del *International Trade by Commodities Statistics* de la OCDE, *SITC/CTCI REW.2*, 1997 (soporte CD-ROM). El índice de precios de producción de estados Unidos proviene del *International Financial Statistics Yearbook*, 1997, así como los IVUs de la UE, Japón y Estados Unidos . La fuente de datos para las exportaciones totales de cada uno de los países de la UE y el índice de precios interiores para Mercosur y NAFTA se ha basado en el CD-ROM del *International Financial Statistics*, enero de 1998. La renta de Mercosur del *Statistical Yearbook United Nations*, 1996 ; la renta de NAFTA del *World Development Indicators 1999* (soporte CD-ROM) y la renta de la UE (12) del *Eurostat, National Accounts Aggregates*, 1970-1991 y del *Eurostat, Eurostatistics*, 8/9, 1997.

III. RESULTADOS EMPÍRICOS

Un primer análisis de la naturaleza de las variables a utilizar en el modelo nos permitirá determinar el grado de estacionariedad de las mismas para cerciorarnos del método econométrico más adecuado que habrá que aplicar a la correspondiente regresión. En dicho análisis se ha utilizado el contraste de Dickey-Fuller aumentado (DFA) (1979).

Los resultados de los tests de raíces unitarias correspondientes aparecen en el Cuadro 1 y 2 . La hipótesis nula sobre la existencia de una raíz unitaria en niveles no se puede rechazar para ninguna de las variables. Por otra parte, la misma hipótesis pero para las variables en primeras diferencias se rechaza tanto al uno como al cinco por ciento de

nivel de significación. Se concluye con la afirmación de que todas las variables en niveles son no estacionarias y además contienen una raíz unitaria.

Siguiendo el procedimiento propuesto por Perron (1988), comenzamos contrastando la existencia de raíces unitarias en el modelo más general con constante y tendencia (τ_τ) para pasar luego a realizar dicho contraste sobre el modelo con constante y sin tendencia (τ_μ) y, finalmente, sobre el modelo más restrictivo, sin constante y sin tendencia (τ) (La secuencia del contraste se presenta en el esquema 1).

Esquema 1: Contraste de Dickey y Fuller Aumentado (DFA).

$$(\Delta y_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}_t + (\mathbf{r} - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^r \mathbf{g}_i \Delta y_{t-i} + \mathbf{n}_t)$$

<i>Modelo</i>	<i>Hipótesis nula</i>	<i>Estadístico</i>
<p>Con constante y tendencia:</p> $\Delta y_t = \mathbf{m}_t + \mathbf{b}_c t + (\mathbf{r}_c - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^r \mathbf{g}_{c,i} \Delta y_{t-i} + \mathbf{n}_t$	$\mathbf{r}_c - 1 = 0$	τ_τ
<p>Con constante, sin tendencia:</p> $\Delta y_t = \mathbf{m}_b + (\mathbf{r}_b - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^r \mathbf{g}_{b,i} \Delta y_{t-i} + \mathbf{n}_t$	$\mathbf{r}_b - 1 = 0$	τ_μ
<p>Sin constante y sin tendencia:</p> $\Delta y_t = (\mathbf{r}_a - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^r \mathbf{g}_{a,i} \Delta y_{t-i} + \mathbf{n}_t$	$\mathbf{r}_a - 1 = 0$	τ

Los resultados obtenidos tras aplicar el contraste DFA a las series utilizadas en nuestra estimación en niveles y en primeras diferencias se recogen en el Cuadro 1 y 2, respectivamente. Con las variables en primeras diferencias sólo DLYM parece no rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria aunque este resultado se da prácticamente en el margen de los estadísticos. En definitiva, podemos considerar que, de hecho, todas las variables utilizadas son I(1) en niveles e I(0) en primeras diferencias.

Cuadro 1

Contraste de Dickey Fuller Aumentado (Variables en niveles)

VARIABLES	CONTRASTE <i>DFA</i>		
	τ_{μ}	τ_{τ}	τ
<i>LX</i>	-0,62	-0,92	1,06
<i>LIPUMS</i>	-2,31	-2,05	-2,20
<i>LIPUN</i>	-2,88	-2,81	-1,65
<i>LYM</i>	-2,11	-2,02	2,14
<i>LXUN</i>	-0,67	-3,36	1,87
<i>LPUN</i>	-2,47	-2,51	-2,50
<i>LPUJ</i>	-1,28	-1,49	-0,11
<i>LYNA</i>	-0,60	-3,50	3,29
<i>LYUE</i>	-1,35	-3,07	3,07
Val. críticos (5%, 1%)	-2,97/-3,69	-3,58/-4,33	-1,95/-2,65

Nota: el número de retardos es igual a 1.

Cuadro 2

Contraste de Dickey Fuller Aumentado (Variables en primeras diferencias)

VARIABLES	CONTRASTE <i>DFA</i>		
	τ_{μ}	τ_{τ}	τ
<i>DLX</i>	-2,94	-3,10	-2,77
<i>DLIPUMS</i>	-3,34	-3,44	-3,44
<i>DLIPUN</i>	-3,41	-3,34	-3,49
<i>DLYM</i>	-2,75	-3,12	-1,88
<i>DLXUN</i>	-3,90	-3,87	-2,90
<i>DLPUN</i>	-3,09	-3,14	-3,16
<i>DLPUNJ</i>	-3,69	-4,03	-3,69
<i>DLYNA</i>	-4,69	-4,69	-1,92
<i>DLYUE</i>	-4,02	-4,10	-1,95
Valores críticos (5%, 1%)	-2,97/-3,70	-3,59/-4,35	-1,95/-2,65

Nota: el número de retardos utilizados es igual a 1.

El estudio llevado a cabo sobre el proceso generador de datos sugiere que el uso de técnicas de cointegración será lo adecuado para proseguir con el análisis de largo plazo. El siguiente paso pretende, pues, especificar un modelo multivariante y aplicar la metodología de Johansen (1988).¹ Dicha metodología nos proporciona las herramientas adecuadas para trabajar con variables no estacionarias, y particularmente con variables $I(1)$.

Los resultados de los tests de cointegración se muestran en el Cuadro 3. Los estadísticos derivados de los tests propuestos por Johansen, el de máxima verosimilitud (λ MAX) y el de la traza, contrastan respectivamente, la existencia de r vectores de cointegración contra la alternativa de la existencia exacta de $r+1$ relaciones de cointegración y la existencia de r vectores de cointegración frente a la alternativa de la existencia de al menos $r+1$ vectores.

¹ Una descripción detallada de la metodología puede encontrarse también en Johansen y Juselius (1990, 1992) y en Johansen (1995).

El primer panel del Cuadro 3 recoge la existencia de cointegración para las funciones de exportaciones de la UE a Mercosur y a NAFTA. En cada una de ellas se obtienen dos vectores de cointegración al 5% de significatividad. Desde el punto de vista económico, la existencia de dos vectores de cointegración puede aparecer como algo confuso. Esta característica se deriva del hecho de que determinadas variables puedan estar estrechamente relacionadas a largo plazo. Hay que tener en cuenta que la ecuación de exportaciones está incluyendo cinco variables, cuyas combinaciones pueden dar lugar a la existencia de más de un vector de cointegración como bien recoge la metodología de Johansen. Para Muscatelli y Hurn (1992) sería razonable utilizar únicamente aquel vector que tuviese algún sentido económico de acuerdo a su signo esperado y a su magnitud. Según el modelo de corrección de error que se presentará mas adelante, el segundo de los vectores de cointegración obtenidos es el único significativo desde el punto de vista econométrico. Por tanto, teniendo en cuenta ambos aspectos, la regresión objeto de análisis sería la correspondiente al segundo vector de cointegración, que es el que se muestra (segundo panel del Cuadro 3).

Cuadro 3

Tests de cointegración de máxima verosimilitud según Johansen (1967-1995)

$$\mathbf{y}_t = c + \sum_{i=1}^k \mathbf{p}_i \mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{e}_t$$

r: número de vectores de cointegración (hipótesis nula)	UE-MERCOSUR		UE-NAFTA	
	λ MAX	Traza	λ MAX	Traza
r = 0	52,86*	105,11*	56,06*	118,1*
r ≤ 1	30,02*	52,25**	38,01*	62,03*
r ≤ 2	14,36	22,23	12,29	24,01
r ≤ 3	4,38	7,88	8,44	11,73
r ≤ 4	3,49	3,49	3,29	3,29

Cuadro 3 (continuación)
Vectores de cointegración (normalizados)

Variables	UE-MERCOSUR		UE-NAFTA	
	Vector 1	Vector 2	Vector 1	Vector 2
<i>LX</i>	-1	-1	-1	-1
<i>LPR₁</i> (-)	-1,42	-1,25	-0,35	-0,32
<i>LPR₂</i> (-)	-1,85	-0,93	0,44	0,47
<i>LY₁</i> (+)	3,17	2,09	5,94	2,38
<i>LY₂</i> (-)	-6,82	-3,44	-5,21	-0,48
<i>C</i>	33,06	16,07	-113,31	-52,31

NOTA:

Primer panel: λ MAX y Traza son los estadísticos de máxima verosimilitud para el número de vectores de cointegración. La estimación se ha llevado a cabo utilizando el programa Microfit 3.0.

* indica el nivel de significatividad al 5 por ciento; los valores críticos se basan en Osterwald-Lenum (1992).

** indica el nivel de significatividad al 10 por ciento.

Segundo panel: las variables están expresadas en términos generales, así *LX* expresa las exportaciones de la UE a Mercosur y también las de la UE a NAFTA, *LPR₁*, el índice de precios relativos de la UE con respecto a Mercosur y el índice de precios de la UE con respecto a NAFTA, *LPR₂*, el índice de precios relativos UE-NAFTA y el índice de precios relativos UE-Japón, *LY₁*, la renta de Mercosur y la renta de NAFTA, *LY₂*, la renta de la UE. Entre paréntesis se recogen los signos esperados para cada una de las variables. Las estimaciones de los parámetros indican elasticidades.

Como resultado de las estimaciones podemos formular la ecuación de demanda de exportaciones de la Unión Europea al Mercosur y la de la Unión Europea a NAFTA, con la siguiente estructura:

Unión Europea-Mercosur

$$LX = 16,07 - 1,25LIPUM - 0,93LIPUN + 2,09LYM - 3,44LYUE \quad (4)$$

Unión Europea-NAFTA

$$LXUN = -5231 - 0,32LPUN + 0,47LPUJ + 2,38LYNA - 0,48LYUE \quad (5)$$

donde los coeficientes de cada una de las variables expresan las correspondientes elasticidades debido a que la función ha sido estimada con las variables en logaritmos.

Si se observa la ecuación 4, la elasticidad de los precios relativos de la Unión Europea frente al Mercosur tiene tanto el signo como el valor esperado (-1,25), mostrando la suficiente sensibilidad a los precios pero con un orden de magnitud moderado. En la ecuación 5, los precios siguen teniendo un signo negativo, aunque en este caso menor a la unidad. Este resultado es coherente con las diferencias de patrón comercial que muestran ambas áreas de integración. Mientras que con el Mercosur la complementariedad de los intercambios se concreta en un dominio claro del comercio interindustrial, en el caso del Nafta, la existencia de una especialización basada en la producción bajo economías de escala da lugar a un típico patrón de comercio intraindustrial.

Volviendo a la ecuación 4, los precios relativos entre la Unión Europea y NAFTA igualmente tienen el signo esperado y un valor inferior a los precios relativos frente a Mercosur. Este valor responde a que cualquier modificación en los precios de la Unión Europea puede derivar en un cierto efecto sustitución debido a que los dos mercados (Unión Europea, USA) producen similares bienes y, sobre todo, hay una importante sustitución en el caso de las maquinarias y los vehículos a motor, que son el grueso de las importaciones del Mercosur. Por lo que respecta a los precios relativos entre la Unión Europea y Japón, el signo de esta variable en la ecuación 5 es positivo. Según este resultado, el comercio de la Unión Europea con NAFTA no parece tener una relación significativa con la evolución de los precios de los productos japoneses.

Las elasticidades renta de Mercosur y de NAFTA, que recogen la restricción presupuestaria de ambas áreas, tienen tanto el signo como el valor que se podía esperar (2,09 y 2,38, respectivamente).

Por lo que respecta a la última de las variables consideradas, la elasticidad renta de la UE, habría que señalar que el signo es negativo en las dos ecuaciones y que en un principio estaría reflejando un cierto efecto absorción. No obstante, como se había comentado en el apartado dos, la magnitud esperada de esta variable era mayor en el caso de Mercosur dada la escasa estabilidad de los flujos comerciales comunitarios con esta región. Por tanto, la UE no parece considerar a este mercado como una referencia importante para sus exportaciones. De esta forma, incrementos en la renta de la Unión Europea se traducen en retrocesos muy importantes de los volúmenes exportados a este área comercial. De ninguna manera, la demanda de exportaciones de los países que mantienen una relación estable con la Unión Europea podría recoger valores tan elevados de absorción (-3,44). Para poder explicar el valor relativamente alto de dicha elasticidad hay que tener presente la situación económica y financiera de los países de Mercosur, que han acumulado una importante deuda externa en la mayor parte del período analizado. Además, han soportado las inestabilidades de la política comercial brasileña, que después de un período de autarquía ha mantenido una política discrecional sobre sus importaciones. Sin embargo, en la ecuación 5 el grado de absorción de la renta comunitaria es prácticamente insignificante, reflejando una mayor consolidación del comercio entre la Unión Europea y NAFTA.

Una vez se han obtenido estimaciones de largo plazo de la ecuación del flujo de exportaciones de la UE a Mercosur es interesante que se obtenga una información más detallada acerca de qué es lo que ocurre en el corto plazo. Las distintas variables de comercio que se han analizado hasta el momento no se encuentran de forma continuada en equilibrio. Se sabe que los agentes económicos no se ajustan instantáneamente a nuevas informaciones incluso aunque tengan expectativas consideradas eficientes. La razón fundamental estriba en los costes de ajuste en los que se puede incurrir para adaptarse a la nueva información y que pueden resultar lo suficientemente gravosos como para lograr de forma rápida un nuevo equilibrio. La relación de largo plazo, pues, se complementa con la construcción de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) en forma de corrección de error. Para ello, incorporamos no sólo las variables que contienen la información dinámica

de corto plazo sino también la relación de cointegración (información de largo plazo). El VAR que se presenta a continuación se basa en el anteriormente visto de la ecuación (3):

$$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{p}_i \Delta y_{t-i} + \mathbf{p} y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

donde ahora se relacionan los cambios que ocurren en y (exportaciones de la UE a Mercosur y NAFTA) ante cambios en el resto de variables del vector \mathbf{y} , localizado en el lado derecho de la ecuación y al que se le añade el término de error de la ecuación de largo plazo ($\mathbf{p} y_{t-p}$)². Se espera que el coeficiente del término de error sea negativo, y que cuanto más se acerque a la unidad mayor sea la velocidad de ajuste en el desequilibrio existente de las exportaciones de la UE a Mercosur y NAFTA con respecto al resto de variables incluidas en el modelo, hasta alcanzar el equilibrio de largo plazo. Los contrastes específicos sobre la correlación serial, forma funcional, normalidad y heteroscedasticidad, darán una orientación sobre la adecuación general del modelo.

El Cuadro 4 muestra los resultados del modelo de corrección de error finalmente considerado y que corresponde a las ecuaciones 4 y 5.

cuadro 4

Modelo de corrección de error

² Nótese que todas las variables que se incorporan al modelo de corrección de error son estacionarias y por tanto se puede aplicar mínimos cuadrados ordinarios.

$$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \beta_p y_{t-p} + u_t$$

Variables	UE-MERCOSUR		UE-NAFTA	
	Coefficientes	estadístico t	Coefficientes	estadístico t
<i>DLPR₁</i>	-0,4	(-2,42)	0,64	(5,13)
<i>DDLPR₁</i>	-0,29	(-1,89)		
<i>DLPR₂</i>			-0,34	(-2,61)
<i>DLY₁</i>	4,73	(7,16)	2,05	(4,96)
<i>DDLY₁</i>	-1,46	(-2,7)		
<i>DLY₂</i>	-4,89	(-4,61)		
<i>C</i>			0,029	(1,99)
<i>RES(-1)</i>	-0,86	(-6,83)	-0,63	(-6,69)

NOTA :

Las variables están expresadas en términos generales, así *DLPR₁*, es el índice de precios relativos de la UE con respecto a Mercosur y a NAFTA en primeras diferencias, mientras que *DDLPR₂* es la misma variable pero en segundas diferencias; el índice de precios de la UE con respecto a NAFTA (en la ecuación 4) y con respecto a Japón (en la ecuación 5) en primeras diferencias es *DLPR₂*, *DLY₁*, la renta de Mercosur y la renta de NAFTA y *DDLY₁* es la misma variable pero en segundas diferencias, *DLY₂*, la renta de la UE en primeras diferencias, *RES(-1)* es el término de error . Los valores entre paréntesis corresponden a los estadísticos de la *t* de Student.

<i>R²</i>	0,80	0,83
<i>R² ajustado</i>	0,75	0,80
<i>Error estándar</i>	0,07	0,03
<i>Durbin-Watson</i>	2,32	2,33
<i>F</i>	16,29	27,31

<i>Correlación serial</i>	(0,246)	(0,266)
<i>Forma funcional</i>	(0,141)	(0,134)
<i>Normalidad</i>	(0,486)	(0,503)
<i>Heteroscedasticidad</i>	(0,772)	(0,270)

NOTA :

Los números entre paréntesis indican los porcentajes para los cuales la hipótesis nula se rechaza.

Los distintos estadísticos indican que el modelo construido puede ser válido para explicar la dinámica de corto plazo de las exportaciones de la UE a Mercosur y a NAFTA. El término de corrección de error ($RES(-1)$) lleva su signo esperado y su magnitud es notable en ambos casos (-0,85 y -0,63, respectivamente). La significatividad de esta variable refleja un ajuste de las exportaciones comunitarias hacia el equilibrio de largo plazo comprendido entre el 60 y el 85 por ciento en un año. Estos resultados ponen de manifiesto, al mismo tiempo, la existencia de la relación de cointegración escogida e incorporada en el modelo de corrección de error.

Todas las variables incluidas en el modelo de corrección de error resultaron ser individualmente significativas y con el signo esperado. No obstante, habría que destacar las elevadas elasticidades de corto plazo para las variables renta tanto de Mercosur como de la UE. Cabe mencionar además que las variables que recogen la velocidad de ajuste de los precios ($DDL PUM$) y de la renta ($DDL YM$) parecen ser importantes determinantes de las exportaciones comunitarias a Mercosur.

Por lo que respecta a los resultados obtenidos en el modelo de corrección de error correspondiente a la función de exportaciones de la UE a NAFTA, se observa asimismo que todas las variables siguen siendo individualmente significativas. Sin embargo, en este punto conviene señalar que la renta de la UE no resultó ser una variable determinante en el corto plazo lo que confirmaría los resultados obtenidos en la estimación de la función de exportaciones de largo plazo respecto a la notable estabilidad de los flujos comerciales comunitarios con esta región. Cabría destacar el signo perverso de los precios de la UE con respecto a NAFTA, un argumento que tiene que ver en el corto plazo con la inelasticidad de los volúmenes de exportación ante cambios en los precios relativos una vez se han llevado a efecto los contratos comerciales entre las empresas de ambas áreas.

El resultado final es una relación que en sus componentes y en las sucesivas aproximaciones muestra un elevado grado de estabilidad tanto en el valor de las elasticidades como en los signos de las variables utilizadas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

[1] ALEXANDER, S.S. (1952): «Effects of a Devaluation on a Trade Balance», *IMF Staff Papers*, volumen 2, páginas 263-78.

[2] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1979): «Distribution of the Estimators for Autorregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, volumen 74, páginas 427-431.

[3] COFFEY, P. (1998): *Latin America-Mercosur*, Kluwer Academic Publishers, Massachusetts.

[4] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1981): «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica*, número 49, páginas 1057-1072.

[5] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing» *Econometrica*, número 2, páginas 251-276.

[6] GOLDSTEIN, M. y KHAN, M. S. (1985): “Income and Price Effects in Foreign Trade” en Jones, R. W. y P. B. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, vol. II, North-Holland, págs. 1041-1145.

[7] GREENAWAY, D. , HYCLAK, T. y THORTON, R. J. (1989): “Economic Aspects of Regional Trading Arrangements”, Harvester Wheatsheaf, London.

- [8] HEINDESOHN, K. (1995): "Europe and World Trade", Pinter, London.
- [9] IMF (1999): *World Economic Outlook*, Washington, Octubre.
- [10] JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegrating Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, volumen 12, páginas 231-54.
- [11] JOHANSEN, S. (1995): «Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models», *Oxford University Press Incorporated*, New York.
- [12] JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K., (1990): «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, número 52, páginas 169-210.
- [13] JOHANSEN, S. AND JUSELIUS, K., (1992): «Structural Tests in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK», *Journal of Econometrics*, 53, pp. 211-244.
- [14] LERNER, A.P. (1944): *The Economics of Control*, Macmillan.
- [15] MARSHALL A. (1923): *Money, Credit, and Commerce*, London: Macmillan
- [16] MUSCATELLI, V.A. y HURN, S. (1992): «Cointegration and Dynamic Time Series Models», *Journal of Economic Surveys*, volumen 6, páginas 1-37.
- [17] NAGARAJAN, N. (1998): «Mercosur and Trade Diversion: what do the Import Figures tell us? », *Economic Papers*, European Commission, número 129.

[18] PERRON, P. (1988): «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a new Approach», *Journal of Economic Dynamics and Control*, número 12, páginas. 297-332.

[19] ROBINSON, J. (1947): «The Foreign Exchange», en Robinson J. (ed.), *Essays in the Theory of Employment*, Blackwell.

[20] ROSE, A.K. (1990): «Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries», *Economics Letters*, volumen 34, páginas 271-275.

[21] ROSE, A.K. (1991): «Does the Marshall-Lerner Condition Hold?», *Journal of International Economics*, volumen 30, páginas 301-316.

[22] OSTERWALD-LENUM, M. (1992): «A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, volumen 54, páginas. 461-472.

[23] VELASCO, L.A. (Coord.) (1998): *Mercosur y la Unión Europea: Dos modelos de integración económica*, Editorial Lex Nova, Valladolid.

[24] YEATS, A. (1997): «Does Mercosur's Trade Performance Raise Concerns about the Effects of Regional Trade Arrangements? », *Policy Research Working Paper*, número 1729, The World Bank, Washington.