

# Evaluación del impacto de la integración en los flujos comerciales agrarios de España (\*)

JOSE MARÍA CONTRERAS CASTILLO (\*\*)

JORDI BACARIA COLOM (\*\*\*)

## 1. INTRODUCCIÓN

A punto de cumplirse quince años desde la firma del Tratado de Adhesión de España a las Comunidades Europeas y de la incorporación de su agricultura a la Política Agraria Común (PAC) y superado con creces el período transitorio para la liberalización comercial (concluido el 1 de enero de 1993), es un momento adecuado para realizar una evaluación de los efectos de la integración sobre el comercio exterior agrario. El análisis de esta experiencia es relevante, pues puede permitir derivar lecciones para otros países en desarrollo, como México, que recientemente se han incorporado a esquemas de integración regional, y también para la futura área de libre comercio Euromediterránea, y en especial si se avanza en el proceso de liberalización del comercio agrícola en la próxima ronda de la Organización Mundial de Comercio.

En los últimos años se ha abierto en España un debate acerca de los impactos que ha tenido la integración sobre el comercio exterior. Este debate ha adquirido relevancia en vista de que la integración de la economía española en la economía de la Unión Europea (UE) ha supuesto un rápido y sustancial incremento del volumen de impor-

---

(\*) Agradecemos los comentarios de Hugo Fuentes, Isabel Busom, Joan Clavera y del evaluador anónimo, así como a Paco Muñoz por su apoyo en el suministro de datos estadísticos.

(\*\*) Profesor-Investigador, División de Ciencias Económico-Administrativas, Universidad Autónoma Chapingo, México.

(\*\*\*) Catedrático de Economía Aplicada y Director del Instituto Universitario de Estudios Europeos, Universidad Autónoma de Barcelona.

taciones, un menor dinamismo de las exportaciones, la concentración de los intercambios comerciales con los países miembros de la UE y un notable deterioro de la balanza comercial (Bajo y Torres, 1992). Los análisis sobre el tema se han centrado en tres aspectos: a) verificar si a partir de 1986 ha ocurrido un «cambio estructural» en los flujos de comercio exterior, b) estimar la magnitud de la creación y/o desviación de comercio derivados del «efecto integración», y c) cuantificar la parte del déficit comercial explicado por el efecto integración.

Respecto al primer punto, hay dos posiciones: por un lado quienes consideran que la entrada en la UE no ha significado ningún cambio estructural en las relaciones de comportamiento de las exportaciones e importaciones en el sentido de que las elasticidades relevantes de las funciones de comercio exterior se han mantenido sin cambios, aunque se acepta que ha ocurrido un «efecto recomposición» de los flujos de comercio exterior que altera los intercambios comerciales según áreas geográficas y que afecta de manera positiva al comercio de España con la UE, especialmente a las exportaciones (Fernández y Sebastián, 1991; Buisán y Gordo, 1994; Bajo y Montero, 1995). Aunque ésta parece ser la posición mayoritaria, otros autores rechazan esta versión y consideran que la entrada en la UE sí ha significado una ruptura estructural de los flujos de comercio bilateral entre España y la UE y con el resto del mundo (Martínez y Sanso, 1991; Sanz, 1994).

En relación al segundo aspecto, parece haber consenso en que la integración a la UE ha significado una importante creación de comercio en el sector manufacturero que no sólo ha beneficiado a los países de la UE, sino al resto del mundo (doble creación de comercio). Finalmente, en relación al tercer aspecto, algunos autores (Martínez y Sanso, 1991; Sanz, 1994) han estimado que un porcentaje importante del déficit comercial manufacturero (aproximadamente un 60 por ciento) es consecuencia de la integración.

La mayor parte de este debate se ha concentrado en el comercio manufacturero debido a su mayor importancia en el comercio total del país y a su mayor responsabilidad en la evolución del déficit comercial de la economía española. Parece haber consenso en que en la agricultura ha prevalecido la desviación de comercio en importaciones, pero no se ha determinado si ha ocurrido un cambio estructural en el patrón de comportamiento de los flujos de comercio agrario global ni se ha cuantificado la parte explicada exclusivamente por el «efecto integración». El trabajo de Billón (1990) es de los primeros estudios que analiza los cambios en el comercio exterior

agrario, pero no utiliza ninguna metodología cuantitativa para estimar el impacto de la integración y el período de tiempo analizado es insuficiente para mostrar tendencias concluyentes. Más recientemente Ben Kaabia y Gil (1994) analizan los factores «endógenos» y «exógenos» que afectan al comercio exterior agroalimentario español en el período 1986-1992, pero tampoco verifican con una metodología *ad-hoc* si es que ha ocurrido un «cambio estructural» en el patrón de comercio agrario ni estiman las magnitudes de creación y desviación comercial.

Este trabajo pretende contribuir a este debate y tiene como objetivo principal analizar y evaluar los efectos provocados por la adhesión de España a la UE en los flujos de comercio agrario. En particular se pretende verificar si ha ocurrido una ruptura en la estructura de comercio exterior agrario a partir de la integración y, dado el caso, cuantificar el impacto que ha tenido tal fenómeno en los flujos comerciales de productos agrarios y estimar el grado de responsabilidad de la integración sobre la evolución desfavorable del saldo comercial agrario externo. El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera: la sección 2 muestra la evolución del comercio agrario de España y se analiza en forma intuitiva el impacto de la integración; en la sección 3 se describe la ecuación de gravedad que se usó para modelar la estructura del comercio y el procedimiento de valoración de impacto; en la sección 4 se presentan los resultados de la estimación del modelo y del contraste estadístico de cambio estructural; en la sección 5 se ofrecen los resultados de la estimación del impacto de la integración sobre los flujos comerciales, y, finalmente, en la sección 6 se resumen las conclusiones del trabajo.

## 2. EVOLUCIÓN DEL COMERCIO EXTERIOR AGRARIO

La adhesión de España a la UE suponía cambios muy intensos en el comercio agrario: por una parte era previsible un incremento de las importaciones debido a que hasta entonces los agricultores domésticos estaban fuertemente protegidos de la competencia internacional por medidas arancelarias y no arancelarias; pero por otro lado se esperaba que aumentaran las exportaciones dadas las ventajas comparativas que España exhibía en productos mediterráneos (frutas, hortalizas, vino y aceite de oliva) en relación al resto de países de la UE.

Una forma intuitiva de determinar el impacto de la integración es analizando el comportamiento del comercio a lo largo del tiempo. En el gráfico 1 se muestra la evolución de las exportaciones e impor-

taciones agrarias en términos reales durante el período 1963-1994. En el eje de las ordenadas se mide el valor del comercio en logaritmos, y en el de las abscisas el tiempo, de manera que la pendiente de la línea representa la tasa de crecimiento. La parte sombreada del gráfico corresponde al período de adhesión a la UE. Como puede observarse, las exportaciones siguen creciendo a su ritmo de crecimiento histórico y la integración no parece haber afectado sensiblemente su patrón de comportamiento, en cambio las importaciones elevan drásticamente su tasa de crecimiento a partir de 1986 en relación a su tendencia pasada.

Durante el período 1986-1994 las exportaciones agrarias crecen al 6,8 por ciento promedio, anual mientras que las importaciones agrarias lo hacen al 10,2 por ciento promedio anual. La consecuencia de ello es que durante el período posterior a la integración se produce un deterioro del saldo comercial agrario externo (gráfico 2). Tradicionalmente la balanza comercial agraria de España ha sido deficitaria, y dicho déficit llega a su cota más alta, en términos relativos, en los años setenta cuando representó un poco más de un 15 por ciento del déficit comercial total. En los años previos a la adhesión la balanza arroja resultados positivos debido principalmente a

Gráfico 1

**Evolución de las exportaciones e importaciones agrarias de España, 1963-1994**

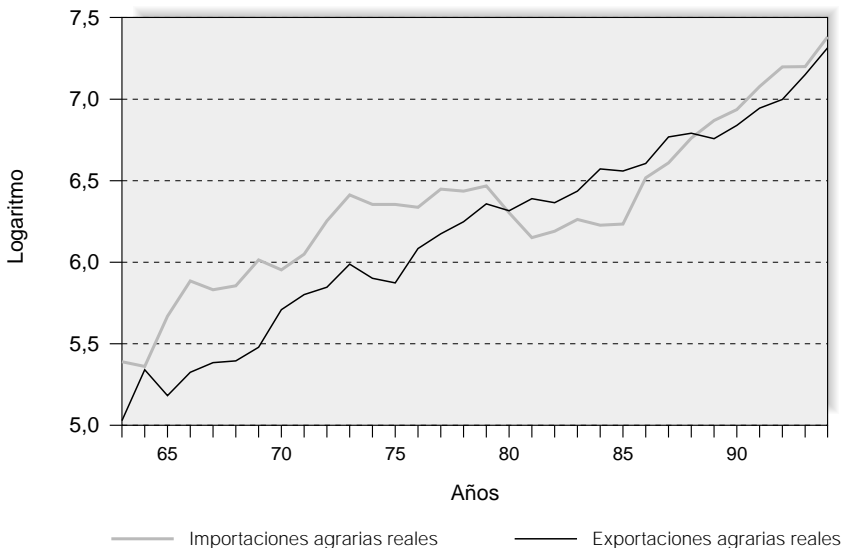
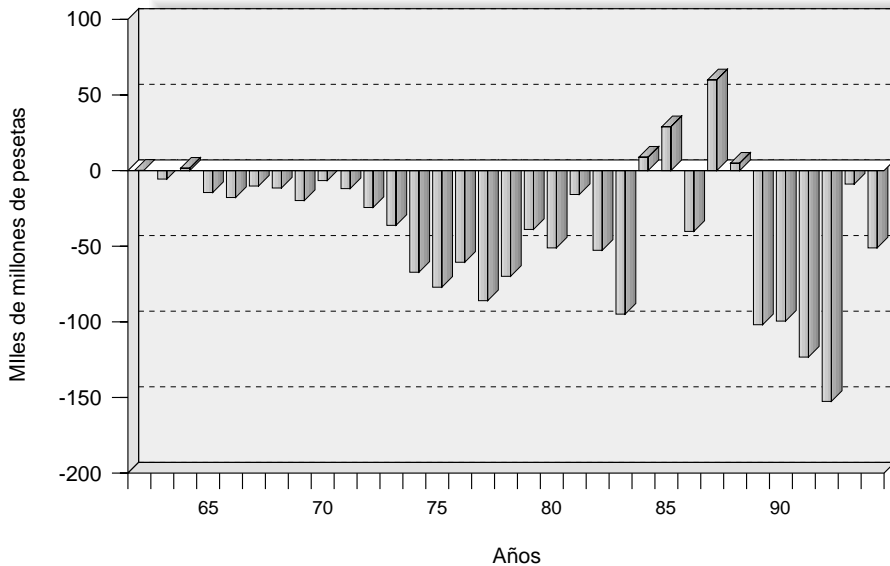


Gráfico 2

**Saldo de la balanza comercial agraria de España, 1962-1994**

factores favorables coyunturales (subida de los precios internacionales), pero entre 1989 y 1994 la balanza se deteriora rápidamente alcanzando unos niveles absolutos muy altos, y cabe pensar que al menos una parte de ello puede atribuirse a los efectos de la integración.

Este breve análisis podría concluir intuitivamente que la integración parece haber tenido efectos poco significativos sobre las exportaciones y en cambio parece haber estimulado fuertemente el crecimiento de las importaciones, por lo que una parte importante del deterioro de la balanza comercial agraria durante el período de adhesión podría atribuirse a los efectos de tal integración. No obstante, es necesario reconocer que durante este período de tiempo los flujos de comercio agrario español han sido afectados también por otros factores «exógenos» al proceso de integración, entre los que podrían mencionarse los siguientes: a) la evolución de la demanda (interna y externa), b) tendencia a la apreciación del tipo de cambio real de la peseta, c) fenómenos aleatorios (sequías, heladas, etc.). Todo parece indicar que los dos primeros han tenido una influencia relevante (Ben Kaabia y Gil, 1994), y al último se reconoce claramente su importancia aunque sea difícil estimar con precisión su efecto.

En definitiva debe concluirse que no todos los cambios ocurridos en el comercio agrario español durante este período pueden atribuirse únicamente al efecto de la integración, en especial no puede afirmarse que el fuerte crecimiento de las importaciones, el menor desempeño relativo de las exportaciones y el deterioro de la balanza comercial sean consecuencia sólo de la incorporación de España a la UE. Por lo tanto, si queremos valorar el impacto que ha producido el proceso de integración sobre los flujos comerciales agrarios tenemos que usar una metodología que nos permita separar el efecto de los factores «exógenos» de aquellos que pueden ser derivados exclusivamente del «efecto integración».

### 3. EL MODELO DE GRAVEDAD

La teoría del comercio preferencial ofrece un marco teórico apropiado para identificar los posibles efectos comerciales esperados de la creación o ampliación de una zona de libre comercio. La discriminación geográfica de aranceles que implica la formación o ampliación de una unión aduanera conduce a dos resultados inmediatos: *creación de comercio* combinado con *desviación de comercio*. El primero implica ganancias de eficiencia y bienestar, mientras que el segundo comporta pérdidas de bienestar. Por lo tanto, el efecto neto final de un proceso de integración comercial sobre el bienestar económico es indeterminado y dependerá de cuál de los dos efectos predomine.

Existen varias metodologías que se han propuesto para cuantificar el impacto de la integración comercial. En los estudios *ex-post* los métodos más comúnmente usados son los de Balassa y Truman. La ventaja de estos métodos es el escaso requerimiento de información estadística, pero su inconveniente principal es que no permite descontar los factores «exógenos» al proceso de integración que pueden estar actuando sobre los flujos comerciales. Es decir, suponen implícitamente que los flujos comerciales *observados* han sido afectados exclusivamente por el proceso de integración. Este es un supuesto poco realista para el caso que analizamos y por ello los consideramos inapropiados. Como alternativa usamos un procedimiento de valoración del impacto de la integración en el contexto de un *enfoque analítico* que nos permite contabilizar este impacto como la diferencia

---

(1) En la literatura sobre medición de los efectos de la integración comercial se le denomina «antimundo» al hipotético valor del comercio que hubiera prevalecido en ausencia de integración y el «mundo» a la estructura de comercio que se configura en forma posterior a la integración.

entre las predicciones de un modelo que representa al «mundo» y las predicciones de un modelo representativo del «antimundo» (1).

La modelización de la estructura de comercio agrario fue realizada a través de una ecuación de gravedad. Este modelo fue propuesto por los economistas holandeses J. Tinbergen y H. Linneman para explicar los flujos bilaterales de comercio entre países. En los años setenta se usó para estimar los efectos de la integración comercial (Aitken, 1973), y en los últimos años parece haber un resurgimiento en su utilización como instrumento empírico de análisis de los acuerdos regionales de comercio (p. ej. Frankel, Stein y Shang, 1993). En España ha sido utilizado para evaluar el impacto de la integración en el comercio de manufacturas (Martínez y Sanso, 1991; Sanz, 1994) o para estimar los efectos de los Acuerdo de Asociación entre la UE y los países del este de Europa (Martín, 1994) y en el comercio agrario se ha aplicado al estudio del comercio mundial de la carne (Koo, Karemera and Taylor, 1994).

La formulación básica del modelo establece que los flujos bilaterales entre países depende de sus poblaciones, sus rentas y la distancia entre ellos, es decir:

$$M_{ij} = A Y_i^{\beta_1} Y_j^{\beta_2} L_i^{\beta_3} L_j^{\beta_4} D_{ij}^{\beta_5} \quad [1]$$

Donde:

$M_{ij}$  = Valor corriente del flujo comercial del país  $i$  al país  $j$ .

$A$  = Constante.

$Y_i$  = Valor corriente de la renta del país exportador  $i$ .

$Y_j$  = Valor corriente de la renta del país importador  $j$ .

$L_i$  = Población del país exportador  $i$ .

$L_j$  = Población del país importador  $j$ .

$D_{ij}$  = Distancia entre el país exportador  $i$  y el país importador  $j$ .

$\beta$ 's = Parámetros.

Las variables  $Y_i$  y  $L_i$  determinan conjuntamente el potencial de oferta de exportaciones del país  $i$ , las variables  $Y_j$  y  $L_j$  la demanda potencial de importaciones del país  $j$  y la variable  $D_{ij}$  aproxima los costes

---

(2) Debe reconocerse que la distancia es una proxy muy inadecuada de los costes de transporte, ya que estos costes dependen no sólo de la distancia física entre países, sino de otros factores como el valor de la mercancía transportada. Aún más en el caso del comercio agrario, donde la mayor parte son productos perecederos, el aspecto decisivo suele ser el tiempo más que la distancia física y por tanto las posibilidades de realizar mayor comercio dependen de la eficiencia de los sistemas de transporte y de las redes de comercialización. Sin embargo, la información de costes de transporte al nivel que se requiere en este estudio no está disponible.

de transporte y otros costes de transacción (2). La ecuación [1] también puede escribirse como:

$$M_{ij} = A y_i^{\beta_1} y_j^{\beta_2} L_i^{\beta_3} L_j^{\beta_4} D_{ij}^{\beta_5} \quad [2]$$

Donde:

$y_i$  = Renta per-cápita del país exportador **i**.

$y_j$  = Renta per-cápita del país importador **j**.

$\beta_3 = \beta_1 + \beta_2$

$\beta_4 = \beta_2 + \beta_4$

La especificación doble logarítmica de [2] es la más comúnmente usada en los estudios empíricos:

$$\ln M_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_i + \beta_2 \ln y_j + \beta_3 \ln L_i + \beta_4 \ln L_j + \beta_5 \ln D_{ij} \quad [3]$$

Donde:

$\beta_0 = \ln A$

$\ln$  = Logaritmo neperiano.

Recientemente se ha señalado que la exclusión de los precios conduce a una mala especificación de la ecuación de gravedad y que su adición al modelo es teóricamente indispensable y resulta estadísticamente significativa (Oguledo y MacPhee, 1994). Una manera de tomar en cuenta este aspecto es agregar en forma multiplicativa a la ecuación los precios relativos entre países ajustados por el tipo de cambio nominal bilateral, es decir, el tipo de cambio real (TCR), un indicador que refleja la competitividad de un país en el mercado internacional (Oguledo y MacPhee, 1994; Martín, 1994;). Al incluir a esta variable en la ecuación, nos permite además descontar el «efecto competitividad», otro de los factores que pueden estar explicando la evolución del comercio exterior en el período post-integración, y por ello podemos disponer de una mejor estimación del verdadero efecto de la integración comercial (3). Por tanto el modelo a estimar se convierte en:

$$\ln M_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_i + \beta_2 \ln y_j + \beta_3 \ln L_i + \beta_4 \ln L_j + \beta_5 \ln D_{ij} + \beta_6 \ln TCR_{ij} + \ln \epsilon_{ij} \quad [4]$$

Donde:

$TCR_{ij}$  = Tipo de cambio real entre el país exportador **i** el país importador **j** (igual al tipo de cambio nominal bilateral ajustado por el ratio de precios del país exportador **i** en relación a los precios del país importador **j**).



$\epsilon_{ij}$  = Perturbación aleatoria normal con media nula, varianza constante e intercorrelacionada entre sí.

La ecuación [4] se utilizó para modelar los flujos de comercio agrario bilateral de España. Siguiendo a Martínez y Sanso (1991) y Sanz (1994), en vez de estimarla usando los flujos recíprocos de todos los países, como normalmente se hace, sólo se consideran los flujos de comercio agrario de España con los 35 países incluidos en la muestra en ambos sentidos (exportaciones e importaciones), puesto que esto es lo que interesa modelar. El procedimiento para valorar el efecto integración es similar al seguido por Martínez y Sanso (1991), pero a diferencia de ellos aquí se aplica a los flujos de comercio agrario en vez del manufacturero; se utiliza una forma funcional doble logarítmica en vez de un procedimiento Box-Cox y se incorpora la variable TCR en el modelo. El proceso se realiza a través de los siguientes pasos secuenciales: primero se estima la ecuación (3) para cada uno de los años del período 1976-1994 a efecto de valorar su poder de explicación de los flujos comerciales; en segundo lugar se procede a realizar un contraste de cambio estructural con el fin de verificar la hipótesis de ruptura estructural a partir del momento de la integración; en tercer lugar, caso de verificar la existencia de ruptura estructural, se obtienen las estructuras representativas del «mundo» y el «antimundo» y, finalmente, se estima el «efecto integración» como la diferencia entre ambas estructuras.

#### 4. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO

Las variables utilizadas, así como las fuentes de información para la estimación de la ecuación [4], se presentan en el Apéndice. La ecuación fue estimada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), y los resultados para cada uno de los años del período 1976-1994 se detallan en los cuadros 1 y 2, de los cuales se pueden realizar los siguientes comentarios:

El ajuste de la regresión a los datos, medido por el R cuadrado ajustado, no es muy alto aunque es bastante razonable tomando en cuenta que se trata de datos *cross-section*. El ajuste es mucho mejor en el período postintegración 1986-1994, con un valor del R cuadrado ajustado de 0,6 promedio; en cambio, en el período pre-integración 1976-1985 el R cuadrado ajustado se sitúa en torno a 0,4. Estos resul-

---

(3) La inclusión de las rentas per cápita de los países que comercian en la ecuación de gravedad permite descontar el «efecto demanda» sobre los flujos bilaterales de comercio.

Cuadro 1

## RESULTADOS DE LA ECUACION DE GRAVEDAD PARA LOS FLUJOS DE COMERCIO AGRARIO ESPAÑOL 1976-1985

Año	Constan	y <sub>i</sub>	y <sub>j</sub>	Li	Lj	Dij	TCRij	R2	EER	SCR	F	White	J-B	N
1976	-1,908 (-0,781)	0,438 (+2,759)*	0,714 (+3,501)*	0,853 (+5,395)*	0,593 (+2,941)*	-0,178 (-0,907)	-0,044 (-3,212)*	0,41	1,153	80,888	8,66*	34,87	0,19	68
1977	-0,583 (-0,263)	0,300 (+1,896)**	0,648 (+3,645)*	0,816 (+5,848)*	0,610 (+3,652)*	-0,203 (-1,233)	-0,039 (-2,773)*	0,45	1,026	64,274	10,08*	35,83	2,17	68
1978	-1,557 (-0,636)	0,377 (+2,349)*	0,769 (+4,388)*	0,752 (+5,044)*	0,572 (+3,575)*	-0,177 (-0,991)	-0,034 (-3,252)*	0,42	1,048	67,022	9,15*	27,54	1,28	68
1979	0,171 (+0,070)	0,379 (+2,469)*	0,659 (+3,822)*	0,780 (+5,880)*	0,589 (+3,811)*	-0,324 (-1,999)**	-0,027 (-2,543)*	0,44	1,102	61,242	9,79*	21,24	1,26	68
1980	-2,443 (-0,691)	0,545 (+2,440)*	0,647 (+3,392)*	0,846 (+5,091)*	0,526 (+3,214)*	-0,15 (-0,632)	-0,032 (-2,351)*	0,32	1,248	95,002	6,36*	17,55	31,28	68
1981	-2,399 (-0,718)	0,704 (+3,338)*	0,589 (+3,335)*	0,922 (+5,661)*	0,531 (+3,663)*	-0,289 (-1,346)	-0,024 (-1,594)	0,4	1,143	79,757	8,41*	17,19	40,62	68
1982	-4,849 (-1,466)	0,800 (+3,907)*	0,884 (+4,374)*	0,965 (+6,019)*	0,573 (+3,878)*	-0,34 (-1,626)**	-0,024 (-1,481)	0,41	1,287	101,065	8,72*	15,32	44,61	68
1983	-2,122 (-0,717)	0,585 (+3,313)*	0,861 (+4,821)*	0,837 (+5,495)*	0,606 (+3,979)*	-0,456 (-2,380)*	-0,045 (-1,832)**	0,46	1,125	77,185	10,62*	18,82	5,66	68
1984	-0,705 (-0,234)	0,530 (+2,829)*	0,695 (+4,471)*	0,605 (+4,330)*	0,360 (+3,079)*	-0,211 (-1,233)	-0,025 (-1,799)**	0,34	1,047	69,08	6,82*	17,38	53,34	70
1985	-1,673 (-0,550)	0,467 (+2,397)*	0,949 (+5,265)*	0,706 (+4,422)*	0,607 (+4,282)*	-0,426 (-2,278)*	-0,035 (-0,922)	0,42	1,14	81,874	9,47*	18,35	4,01	70

Nota: De 1976 a 1983 no se incluye Argentina por falta de información.

Todas las variables se estiman en logaritmo.

Los valores dentro del paréntesis son los estadísticos t corregidos por el método de White (1980).

R2 = coeficiente de determinación ajustado por los grados de libertad; EER = Error estándar de la regresión; SCR = suma de cuadrados de los residuos; F = estadístico F; White = estadístico de White para el contraste de heteroscedasticidad; J-B = estadístico de Jarque-Bera para el contraste de normalidad; N = número de observaciones.

\* Significativo al 95 por ciento. \*\* Significativo al 90 por ciento.

Fuente: Estimación propia.

Cuadro 2

## RESULTADOS DE LA ECUACION DE GRAVEDAD PARA LOS FLUJOS DE COMERCIO AGRARIO ESPAÑOL 1986-1994

Año	Constan	y <sub>i</sub>	y <sub>j</sub>	Li	Lj	Dij	TCrij	R2	EER	SCR	F	White	J-B	N
1986 (-1.658)	-5,299 (+3.219)*	0,656 (+6,597)*	1,518 (+4,231)*	0,672 (+3,568)*	0,541 (-2,571)*	-0,557 (-4,205)*	-0,053	0,59	1,239	96,85	17,57*	23,8	50,8	70
1987 (-1,424)	-4,841 (+3,656)*	0,715 (+7,443)*	1,281 (+4,115)*	0,737 (+4,387)*	0,609 (-2,259)*	-0,533 (-2,121)*	-0,033	0,57	1,205	91,445	16,12*	23,18	33,95	70
1988 (-0,438)	-1,489 (+2,378)*	0,475 (+8,757)*	1,305 (+3,201)*	0,637 (+5,212)*	0,577 (-3,064)*	-0,655 (-3,884)*	-0,056	0,58	1,265	100,789	16,68*	15,06	53,72	70
1989 (-0,914)	-3,577 (+2,668)*	0,543 (+8,045)*	1,340 (+3,921)*	0,697 (+4,726)*	0,602 (-2,500)*	-0,617 (-1,616)**	-0,041	0,59	1,243	97,3	17,78*	25,83	90,77	70
1990 (-0,622)	-2,423 (+2,762)*	0,574 (+9,026)*	1,225 (+4,322)*	0,770 (+5,048)*	0,626 (-2,848)*	-0,718 (-0,878)	-0,028	0,59	1,234	95,898	17,43*	22,74	103,55	70
1991 (-0,466)	-1,574 (+2,487)*	0,468 (+9,393)*	1,296 (+4,472)*	0,687 (+4,350)*	0,553 (-3,379)*	-0,734 (-1,662)**	-0,048	0,63	1,173	86,631	20,27*	21,01	26,02	70
1992 (-0,501)	-1,825 (+2,493)*	0,491 (+8,844)*	1,275 (+4,004)*	0,674 (+5,896)*	0,607 (-3,312)*	-0,735 (-0,891)	-0,028	0,61	1,186	86,666	19,31*	23,97	28,47	70
1993 (-0,379)	-1,384 (+2,839)*	0,578 (+8,196)*	1,122 (+4,223)*	0,722 (+6,032)*	0,581 (-3,641)*	-0,766 (-0,167)	-0,005	0,58	1,18	87,785	17,21*	31,43	20,16	70
1994	0,686 (+0,186)	0,463 (+2,180)*	1,080 (+8,727)*	0,646 (+3,620)*	0,526 (+5,096)*	-0,804 (-3,979)*	-0,015 (-0,488)	0,57	1,149	82,239	16,47*	31,32	34,96	70

Nota: De 1976 a 1983 no se incluye Argentina por falta de información.

Todas las variables se estiman en logaritmo.

Los valores dentro del paréntesis son los estadísticos t corregidos por el método de White (1980).

R2 = coeficiente de determinación ajustado por los grados de libertad; EER = Error estándar de la regresión; SCR = suma de cuadrados de los residuos; F = estadístico F; White = estadístico de White para el contraste de heteroscedasticidad; J-B = estadístico de Jarque-Bera para el contraste de normalidad; N = número de observaciones.

\* Significativo al 95 por ciento. \*\* Significativo al 90 por ciento.

Fuente: Estimación propia.

tados, en especial el bajo nivel de ajuste a los datos en el primer período, pueden deberse a dos tipos de factores: a) el modelo no incluye variables que midan el grado de imperfección en el mercado de productos agrarios. Este mercado, como es conocido, se encuentra muy distorsionado por políticas comerciales y de apoyo a los productores domésticos que restringen fuertemente los flujos de comercio, y b) El comercio de productos agrarios puede verse muy afectado por su dependencia a las condiciones climatológicas y otras circunstancias aleatorias, factores que son difíciles de modelar y que no se captan en la ecuación.

No obstante, en todos los años el test de la F rechaza la hipótesis nula de que los parámetros del modelo estimado son iguales a cero en forma conjunta al nivel del 95 por ciento de significancia estadística, lo que implica que las variables incluidas en el modelo sí contribuyen, en forma conjunta, a explicar las variaciones en los flujos de comercio agrario español. Las variables  $y_i$ ,  $y_j$ ,  $L_i$  y  $L_j$  presentan los signos adecuados, y de acuerdo con el test t son estadísticamente significativas a los niveles usuales en forma individual en todos los años. Las variables  $D_{ij}$  y  $TCR_{ij}$  tienen los signos adecuados en todos los años, pero en algunos de ellos no resultan estadísticamente significativas en forma individual.

El modelo no presenta problemas de heteroscedasticidad. El test de White no rechaza la hipótesis nula de que los residuos son homoscedásticos e independientes de los regresores al 95 por ciento de confianza en la mayoría de los años y al 99 por ciento de confianza en 1987 y 1993 (4). Esto significa que los parámetros estimados son insesgados y eficientes. Sin embargo, el test Jarque-Bera detecta que en varios años los residuos no se distribuyen normalmente y por tanto en principio los estadísticos t y F no resultarían válidos en esos años (5). No obstante, un examen de los residuos revela que la no normalidad es resultado de la presencia de valores extremos en la muestra. Si se elimina el valor más bajo de las exportaciones y el valor más bajo de las importaciones, se corrige el problema de la no normalidad de los residuos, el ajuste del modelo mejora pero el valor de los parámetros es prácticamente el mismo. Por ello no se consideró necesario hacer dicho ajuste a los datos.

---

(4) El valor crítico de la chi-cuadrado con 30 grados de libertad es de 43,8 al 95 por ciento de confianza y de 50,9 al 99 por ciento.

(5) El valor crítico de la chi-cuadrado con 2 grados de libertad es de 5,99 al 95 por ciento y de 9,22 al 99 por ciento.

En definitiva, y a pesar de las limitaciones señaladas, podemos decir que el modelo de gravedad permite explicar razonablemente bien los flujos comerciales agrarios de España durante el período de estudio. Una inspección rápida de los parámetros a través del tiempo revela una dinámica interesante en la estructura del comercio exterior agrario español a partir de la integración a la UE: el coeficiente  $\beta_2$  que mide la elasticidad de los flujos comerciales al producto per cápita del país importador aumenta de valor y significatividad estadística a partir de 1986 lo que capta la importancia creciente de la demanda externa en la determinación del comercio agrario español; por otra parte, el valor de  $\beta_5$  que mide el efecto de la distancia también aumenta de valor a partir de 1986 y desde entonces se vuelve significativo estadísticamente en todos los años, lo cual refleja el ajuste en el patrón de comercio por zonas geográficas en favor de los países más cercanos que son también con los cuales se realiza la liberalización comercial; y finalmente el coeficiente  $\beta_6$  muestra que la elasticidad de los flujos comerciales al tipo de cambio real es relativamente baja y su significatividad estadística individual se va perdiendo a partir de 1989, lo que sugiere que la competitividad-precio pierde peso relativo como factor explicativo de los flujos comerciales agrarios españoles.

Una manera de determinar el impacto de la integración es incluir una variable *dummy* de preferencia comercial en la ecuación de gravedad y luego usar el valor de su coeficiente para estimar el efecto de la integración sobre los flujos comerciales (6). Este procedimiento tiene varias limitaciones, ya que se ha demostrado que sobreestima el cálculo de la creación bruta de comercio en relación al método de imputación residual (Aitken, 1973). Por otra parte, algunos autores han planteado que la creación de acuerdos de comercio preferencial son en gran medida una respuesta a la importancia histórica del comercio entre los países que se asocian, de ahí que puede sospecharse que tales acuerdos están correlacionados con el comercio pasado. La implicación de esto es que la variable *dummy* de preferencia comercial puede estar captando de manera errónea efectos de la integración comercial atribuyéndolos a dichos acuerdos cuando en realidad se trata de la influencia del comercio anterior (Eichengreen y Irwin, 1996). Recientemente se ha criticado la ambigüedad de usar variables *dummy* en los modelos de gravedad para

---

(6) La variable *dummy* toma el valor 1 si el país con el que se comercia pertenece al bloque de la zona de libre comercio, para el cual se realiza la estimación y 0 en caso contrario.

contrastar la hipótesis de que los bloques comerciales tienen un papel significativo en la explicación de la expansión del comercio (Polak, 1996) y se argumenta que la interpretación que se hace, en este tipo de estudios, del parámetro de la variable ficticia es incorrecta debido a una inadecuada especificación econométrica del modelo (Mátyás, 1997).

Debido a estas limitaciones se consideró más apropiado realizar la estimación del impacto de la integración en el contexto de un enfoque analítico. No obstante, antes de proceder a ello es necesario verificar si ha ocurrido un cambio significativo en el proceso de generación de los datos como consecuencia de la integración, es decir, se trata de contrastar la hipótesis de ruptura estructural en el patrón de comercio exterior agrario prevaeciente. Este contraste tiene relevancia, pues sólo si ha ocurrido un cambio estructural es posible decir que existe un «efecto integración» en el sentido de que el proceso de adhesión a la UE resulta ser un acontecimiento extraordinario que modifica las pautas de comportamiento de los flujos bilaterales de comercio agrario español.

Siguiendo a Martínez y Sanso (1991), para realizar el análisis de constancia estructural primero se expresaron todas las magnitudes monetarias en pesetas de un mismo año deflactando con el índice de precios al consumidor (1990 = 100) a efectos de permitir la comparación de parámetros entre los distintos períodos. Posteriormente se realizaron estimaciones de la ecuación de gravedad para los distintos

*Cuadro 3*

### CONTRASTES DE CAMBIO ESTRUCTURAL

Subperíodos	Chow	PR	GL	F (0,95)	Resultado
76-77-78-79-80 81-82-83-84-85 VS 1976-1985	0,718	0,949	(63,614)	1,31	Idéntica estructura
86-87-88-89-90 91-92-93-94 VS 1986-1994	0,562	0,996	(56,567)	1,34	Idéntica estructura
1976-1985 VS 1986-1994	18,617	0	(7,1300)	2,01	Ruptura estructural

Chow es el estadístico F. de Chow; PR es la probabilidad asociada a Chow.  
GL son los grados de libertad; F (0,95) es la F tabulada al 95 por ciento.

Fuente: Estimación propia.

subperíodos, se verificó previamente la igualdad de varianzas entre las distintas regresiones y se aplicó un test tipo Chow que permite contrastar la hipótesis nula de igualdad de parámetros en dos o más subconjuntos de datos. Los resultados aparecen en el cuadro 3:

Estos resultados permiten concluir que los parámetros del modelo en cada uno de los años que componen los subperíodos preintegración (1976-1985) y post-integración (1986-1994) son estadísticamente iguales. Sin embargo, si se comparan los parámetros estimados para los dos subperíodos se verifica que existe una fuerte ruptura estructural, es decir, que estamos en presencia de dos estructuras de comercio exterior agrario estadísticamente distintas antes y después de la integración. En este sentido puede aceptarse que la adhesión de España a la UE y su incorporación a la PAC ha provocado un cambio estructural en los flujos bilaterales de comercio de productos agrarios, lo que apoya el punto de vista sostenido por Martínez y Sanso (1991) y Sanz (1994) para el comercio de manufacturas. Los resultados de este contraste también nos permiten construir un «antimundo» y un «mundo» verosímil con la información disponible en cada subperíodo, y en definitiva tiene sentido decir que el impacto de la integración puede estimarse como la diferencia entre esas dos representaciones analíticas.

## 5. MEDICIÓN DEL IMPACTO DE LA INTEGRACIÓN

Una vez verificada la existencia de un «efecto integración» se procedió a realizar las representaciones de las estructuras de comercio exterior agrario que se usaron para simular el «mundo» y el «antimundo». A efecto de conseguir una representación del «antimundo» adecuada se consideró más razonable usar los parámetros derivados de una estimación de la ecuación de gravedad del conjunto del período 1976-1985 en vez de usar los de un año base, ya que en el caso de productos agrarios la estimación de los parámetros para un año cualquiera puede estar muy afectado por las violentas fluctuaciones que sufren los flujos de comercio debido a la influencia de los factores climatológicos (Koo, Karemera y Taylor, 1994). El mismo razonamiento se aplicó para la construcción del «mundo» estimando la ecuación de gravedad para el conjunto del período 1986-1994. Los resultados aparecen en el cuadro 4.

Las ecuaciones fueron estimadas por MCO, y se han calculado las varianzas de los estimadores con el método de White (1980) a efectos de corregir el posible sesgo producido por la heteroscedasticidad, un problema muy común que se presenta al estimar el *pooling*

Cuadro 4

ECUACIONES DE GRAVEDAD REPRESENTATIVAS DE LA ESTRUCTURA  
DEL COMERCIO AGRARIO ESPAÑOL

Variable	1976-1985	1986-1994
Constante	-1,448	-1,518
y <sub>i</sub>	0,483 (+8,37) (*)	0,498 (+7,76) (*)
y <sub>j</sub>	0,714 (+12,81) (*)	1,22 (+25,44) (*)
L <sub>i</sub>	0,793 (+16,57) (*)	0,68 (+11,76) (*)
L <sub>j</sub>	0,542 (+11,18) (*)	0,557 (+14,13) (*)
D <sub>ij</sub>	-0,278 (-4,69) (*)	-0,693 (-9,54) (*)
TCR <sub>ij</sub>	-0,032 (-6,16) (*)	-0,042 (-5,37) (*)
R <sup>2</sup>	0,42	0,6
EER	1,11	1,185
F	83,47 (*)	161,28 (*)
N	684	630

Notas: Todas las variables en logaritmos.

Los valores dentro del paréntesis son los estadísticos t corregidos por el método de White (1980)

(\*) Significativo del 95 por ciento.

Fuente: Estimación propia.

de datos. Aunque los parámetros obtenidos no son muy eficientes, se considera que son útiles como una aproximación a la estimación del impacto de la integración. La forma exponencial de estas ecuaciones fueron usadas para simular los valores de exportaciones e importaciones que hubieran tenido lugar en ausencia de integración en cada uno de los años del período post-integración (1986-1994) y para calcular el valor de los flujos comerciales pronosticado por el modelo de gravedad en ese mismo período de tiempo.

La diferencia entre el valor del flujo comercial estimado por el «mundo» en el año t y el valor del flujo comercial estimado por el «antimundo» en el año t se ha denominado el impacto de la integración en el año t (donde t = 1986....1994). En caso de resultar positivo detecta creación de comercio, y en caso de tener signo negativo se interpreta como desviación de comercio. La creación o desviación

(7) Las estimaciones del impacto también pueden desagregarse a nivel de países. Los detalles pueden consultarse en Contreras (1997).



Cuadro 5

**IMPACTOS BRUTOS DE LA INTEGRACIÓN EN EL COMERCIO AGRARIO ESPAÑOL**  
(Miles de pta de 1990 y porcentajes)

Año	Exportaciones		Importaciones	
	Valor	Porcentaje (*)	Valor	Porcentaje (*)
1986	6.745,80	2,00	-129.115,84	-41,71
1987	27.430,59	7,22	-109.001,08	-30,45
1988	-11.089,98	-4,59	-101.016,05	-44,00
1989	105.658,97	19,28	-41.388,37	-7,75
1990	69.782,55	15,24	-40.567,89	-8,82
1991	87.212,61	17,47	-9.919,10	-1,88
1992	116.759,66	20,94	32.805,40	5,38
1993	213.449,54	28,40	98.603,17	12,46
1994	251.137,91	30,86	116.713,94	14,07

(\*) En relación al valor del comercio estimado por el «mundo».  
Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 6

**IMPACTOS BRUTOS DE LA INTEGRACIÓN EN EL COMERCIO AGRARIO ESPAÑOL**  
POR REGIONES (Miles de pta de 1990)

Año	Exportaciones		Importaciones	
	UE (*)	RM (**)	UE (*)	RM (**)
1986	50.741,62	-43.995,82	3.960,56	-133.076,41
1987	69.011,96	-41.581,37	17.373,48	-126.374,56
1988	32.755,63	-43.845,61	-63,65	-100.952,39
1989	136.892,93	-31.233,95	70.384,13	-11.772,51
1990	107.959,74	-38.177,19	59.692,31	-100.260,21
1991	124.373,99	-37.161,38	82.374,81	-92.294,81
1992	152.497,84	-37.738,18	113.566,41	-80.761,01
1993	230.625,14	-17.175,59	171.127,32	-72.524,14
1994	260.210,97	-9.073,06	186.476,85	-69.762,91

(\*) Unión Europea.  
(\*\*) Resto del Mundo.  
Fuente: Elaboración propia.

de comercio puede ser interna o externa según el resultado que se obtenga al estimar los impactos con el bloque de países de la UE o

con el «resto del mundo» (los otros 25 países de la muestra) respectivamente. Los resultados globales para exportaciones y para importaciones se presentan en el cuadro 5, y en el cuadro 6 se muestran los impactos por bloque de países (7):

En cuanto a exportaciones, las conclusiones más importantes son las siguientes:

- a) se detecta creación de comercio en todos los años (8) pero resulta ser muy modesta, ya que en 1992, último año formal del período transitorio, sólo representa aproximadamente un 21 por ciento de las exportaciones. Ésta no es una cifra despreciable, pero no se corresponde con las expectativas derivadas de las ventajas comparativas que exhibía España en una parte importante de los productos agrarios. No obstante, los dos últimos años, que coinciden con la culminación del mercado único europeo, reflejan una expansión importante de las exportaciones (9).
- b) por bloque de países se observa que con la UE lo característico es la creación de exportaciones; en cambio se produce destrucción de exportaciones con el «resto del mundo», lo cual está reflejando el reajuste que ocurre tras la integración en la distribución por mercados de destino. A raíz de la integración se consolida el bloque de países de la UE como el mercado natural de los productos españoles. Este es el llamado «efecto recomposición» de las exportaciones.

En cuanto a las importaciones, los resultados más importantes son los siguientes:

- a) de 1986 hasta 1991 se detecta desviación de comercio. Este fenómeno es muy relevante en los tres primeros años de la integración, pues representa en promedio un 40 por ciento de las importaciones y ello seguramente comportó importantes pérdidas de bienestar para el país debido a la sustitución de proveedores baratos por más caros. Posteriormente tiende a perder importancia

---

(8) Excepto en 1988 donde se observa destrucción de exportaciones. La información por bloque de países revela que esto es debido a que la magnitud de creación de comercio con la UE no es capaz de anular la destrucción de exportaciones frente al resto del mundo. Por tanto, la interpretación de este resultado es que la creación de comercio con la UE fue muy pobre. Sin embargo, también es posible que obedezca a un problema de los datos, o bien a la existencia de algún acontecimiento aleatorio de gran importancia que no es captado por el modelo.

(9) Posiblemente este resultado refleja la dureza del período transitorio impuesto al sector de frutas y hortalizas, el más importante en las exportaciones, sometidos a las restricciones del sistema de precios de referencia de la UE. A pesar de esas trabas, las exportaciones del sector se han desempeñado bien y la mayoría de los productos dan el salto definitivo a medida que desaparecen los obstáculos, en particular las exportaciones hortofrutícolas con precio de referencia evolucionan lentamente hasta 1990, pero se disparan a partir de 1993 (Vázquez, 1995).

en términos relativos hasta el punto de que al final del período transitorio se observa ya creación de comercio. En los dos últimos años se genera una importante creación de comercio en importaciones que refleja los efectos de la culminación del mercado único europeo.

- b) por bloque de países se observa que lo típico es que se produce creación de comercio con la UE (excepto en 1988) y desviación de comercio con el «resto del mundo». Esto refleja el «efecto recomposición» de las importaciones derivado de la adopción de España del régimen de importación de la PAC y en especial de la aplicación del principio de preferencia comunitaria en sus relaciones comerciales con la UE.

Por último, y con ayuda de las cifras estimadas por el modelo, se realizó una cuantificación de la contribución del proceso de integración al saldo comercial agrario. Para ello se calculó el volumen de comercio que se expandió como resultado de la integración como la sumatoria de la creación de comercio (interna más externa) y la desviación de comercio. La primera se estimó sumando los impactos positivos en todos los países de la muestra, y la segunda sumando los impactos negativos de todos los países pertenecientes al «resto del mundo», y se hizo el supuesto de que esta magnitud de comercio que se dejó de hacer con dichos países se «desvió» hacia los países de la UE. El resultado para el último año del período transitorio aparece en el cuadro 7:

Se puede concluir que: a) el proceso de integración ha «inducido» un saldo negativo en la balanza comercial agraria del país, lo que confirma la opinión de distintos analistas en el sentido de que la integración a la UE ha estimulado más la expansión de las importaciones que el de las exportaciones, y b) la magnitud de su contribución al

Cuadro 7

IMPACTO DE LA INTEGRACIÓN EN EL SALDO COMERCIAL AGRARIO ESPAÑOL 1992  
(Miles de pta de 1990)

Expansión de comercio en exportaciones (1)	229.010,74
Expansión de comercio en importaciones (2)	245.228,10
«Saldo comercial» «inducido» (3) = (1) - (2)	-16.217,36
Saldo comercial estimado (4)	-51.979,22
Saldo comercial observado (5)	-62.643,92
(3 / 4) * 100	31,20
(3 / 5) * 100	25,90

Fuente: Estimación propia.

déficit comercial agrario podría situarse en torno al 30 por ciento lo que significa que el proceso de integración, por sí mismo, no ha sido el factor principal en la evolución desfavorable del sector externo de la agricultura española.

## 6. CONCLUSIONES

El modelo de gravedad es un instrumento empírico adecuado para valorar cuantitativamente el impacto de la integración de España en la UE sobre los flujos comerciales agrarios. Permite explicar razonablemente bien los flujos bilaterales de comercio de estas mercancías y posibilita, hasta donde es posible, «descontar» el efecto de factores exógenos al proceso de integración (básicamente el efecto demanda y el efecto competitividad); además posibilita analizar los impactos tanto en exportaciones como en importaciones a un nivel desagregado. No obstante, contiene varias limitaciones, la más importante es que aún no cuenta con un respaldo teórico muy sólido a pesar de los intentos de darle fundamento económico (p.ej. Bergstrand, 1985), y en el caso de productos agrarios puede no ser muy preciso en la explicación de los flujos comerciales debido a que éstos suelen ser muy volátiles por la influencia de factores climatológicos y otros fenómenos aleatorios.

Los resultados de este estudio confirman que el proceso de integración ha significado un profundo «efecto recomposición» de los flujos de mercancías agrarias por zonas geográficas que afecta tanto a exportaciones como a importaciones, pero también existe evidencia que apoya la hipótesis de una fuerte ruptura estructural en el patrón de comportamiento del comercio exterior agrario español.

Se detecta la presencia de creación de comercio en exportaciones, aunque su magnitud parece muy modesta; por el contrario, en importaciones predomina una fuerte desviación de comercio en los primeros años de la integración, aunque en los últimos años lo que prevalece es la creación de comercio. La culminación del mercado único europeo parece haber significado una importante creación de comercio tanto en exportaciones como en importaciones.

## 7. APÉNDICE

El fichero de datos se compone de 19 cortes transversales anuales desde 1976 hasta 1994. Para medir la variable dependiente cada año se toman datos de los flujos bilaterales de comercio exterior agrario de España (exportaciones e importaciones) con los siguientes 35 países: Francia, Bélgica (incluye Luxemburgo), Países Bajos, Alemania,

Italia, Reino Unido, Irlanda, Dinamarca, Grecia, Portugal, Noruega, Suecia, Finlandia, Austria, Turquía, Hungría, Argelia, Túnez, Nigeria, África del Sur, Estados Unidos, Canadá, México, Colombia, Ecuador, Brasil, Chile, Argentina, Irán, India, Tailandia, Indonesia, Japón, Australia y Nueva Zelanda, que representan aproximadamente 80-85 por ciento del comercio exterior agrario español. La selección de los países se basó en tres criterios principales: a) importancia en el comercio agrario con España, b) representatividad de las diferentes zonas geográficas del mundo, y c) disponibilidad de estadísticas para el período completo.

De 1976 a 1985 las cifras de exportaciones e importaciones agrarias por países (en miles de pesetas) provienen de la Dirección General de Aduanas. *Estadísticas de Comercio Exterior de España* y del Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. *Cuentas del Sector Agrario*. En la Nomenclatura de Bruselas, el comercio exterior agrario se define como los capítulos arancelarios 01-02, 04-24, 41, 44-46, 50, 53-55 y 57. De 1986 a 1994 los datos de los flujos de comercio se obtuvieron de EUROSTAT. De acuerdo con la clasificación Nimexe (1986-1987) y la Nomenclatura Combinada (1988-1994) el comercio exterior agrario incluye los capítulos arancelarios 01-02, 04-15, 17-24, 41, 44-46 y 50-53. Las cifras en ecus fueron convertidas a pesetas a través del tipo de cambio medio anual pesetas/ecu del año respectivo reportado en: Banco de España. *Cuentas Financieras de la Economía Española (1986-1995)*, Madrid, 1996. De acuerdo con esta definición estadística, el comercio agrario no incluye a la pesca y sus derivados.

Los datos de las rentas per cápita tanto de España como de los otros 35 países son las estimaciones del Banco Mundial del producto nacional bruto per capita (en dólares corrientes) reportadas en The World Bank. *World Tables*, varios años y Banco Mundial. *Informe Sobre el Desarrollo Mundial, 1996*. Estas estimaciones son hechas con el método Atlas del Banco Mundial explicado en esta última publicación. Fueron convertidos a miles de pesetas mediante el tipo de cambio promedio de cada año (pesetas por dólar) reportado en Fondo Monetario Internacional. *Estadísticas Financieras Internacionales*.

Las cifras de población (en millones de personas) son estimaciones de mediados de año suministradas por las Naciones Unidas y reportadas en Fondo Monetario Internacional. *Estadísticas Financieras Internacionales*. Las distancias físicas entre España y los países de la muestra (en kilómetros) son estimaciones de la distancia más directa por vía aérea entre Madrid y la capital de los países de la muestra y fueron hechas con ayuda del programa Pc Globe (facilitado ama-

blemente por la Mapoteca del Departamento de Geografía de la Universidad Autónoma de Barcelona).

La variable precios relativos ajustados por el tipo de cambio fue construida con los datos de los índices de precios al consumidor de los países de la muestra, y el índice de precios al consumidor de España (1990=100) y los tipos de cambio nominales bilaterales con cada uno de los países se construyeron como un tipo de cambio cruzado con la información de los tipos de cambio de las monedas domésticas de los diferentes países en relación al dólar y el tipo de cambio pesetas por dólar. Todos estos datos provienen de Fondo Monetario Internacional. *Estadísticas Financieras Internacionales*.

## BIBLIOGRAFÍA

- AITKEN, N. D. (1973): «The Effect of EEC and EFTA on European Trade: A Temporal Cross-Section Analysis». *American Economic Review*, vol. 63: pp. 881-892.
- BAJO, O. y TORRES, Á. (1992): «El Comercio Exterior y la Inversión Extranjera Directa tras la Integración de España en la CE (1986-1990)». En: José Viñals (Ed.). *La Economía Española ante el Mercado Único Europeo. Las Claves del Proceso de Integración*. Alianza Editorial, Madrid.
- BAJO RUBIO, O. y MONTERO MUÑOZ, M. (1995): «Un Modelo Econométrico Ampliado para el Comercio Exterior Español, 1977-1992». *Moneda y Crédito*, 201.
- BEN KAABIA, M. y GIL, J. M. (1994): «La Competitividad de las Exportaciones Agroalimentarias Españolas Tras la Entrada en la CE». *Revista Española de Economía Agraria*, 170, octubre-diciembre.
- BERGSTRAND, J. (1985): «The Gravity Equation in International Trade». *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXVII, 3.
- BILLÓN, M. (1990): «Creación y Desviación de Comercio Exterior Agrícola Español Desde la Adhesión de España a la CEE». En: *Información Comercial Española*, 684-685, agosto-septiembre.
- BUISÁN, A. y GORDO, E. (1994): «Funciones de Exportación e Importación de la Economía Española». *Investigaciones Económicas*, vol. XVIII, 1, enero.
- CONTRERAS CASTILLO, J. M. (1997): *La Integración de España a la Unión Europea y sus Efectos en el Comercio Exterior Agrario*. Trabajo de Investigación del Tercer Ciclo, Universidad Autónoma de Barcelona, Departamento de Economía Aplicada, Barcelona, 87 pp.
- EICHENGREEN, B. e IRWIN, D. A. (1996): «The Rol of History in Bilateral Trade Flows». National Bureau of Economic Research, *Working Paper*, 5565, mayo.
- FERNÁNDEZ, I. y SEBASTIÁN, M. (1991): «El Sector Exterior y la Incorporación de España a la CEE: Análisis a Partir de Funciones de Exportaciones e Importaciones». En: Molinas, César *et.al.* (Eds.). *La*

- Economía Española. Una Perspectiva Macroeconómica*. Antoni Bosch-Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- FRANKEL, J. A.; STEIN, E. y SHANG, J. (1993): «Continental Trading Blocs: Are They Natural, or Super-Natural?», National Bureau of Economic Research, *Working Paper*, 4588, December, 39 pp.
- OGULEDO, V. I. y MACPHEE, C. R. (1994): «Gravity Models: A Reformulation and Application to Discriminatory Trade Arrangements». *Applied Economics*, vol. 26, 2, febrero, pp. 107-120.
- KOO, W. W.; KAREMERA, D. y TAYLOR, R. (1994): «A Gravity Model Analysis of Meat Trade Policies». *Agricultural Economics*, vol. 10, 1, enero, pp. 81-88.
- MARTÍN, C. (1994): «El Impacto de los Acuerdos de Asociación Entre la Unión Europea y los Países del Este de Europa en el Comercio Español». Fundación FIES, *Documento de Trabajo*, 110, Madrid.
- MARTÍNEZ MONGAY, C. y SANZO FRAGO, M. (1991): «Comercio Español de Manufacturas e Integración de España en la CEE: Evaluación del Impacto Mediante la Utilización de la Ecuación de Gravedad». Fundación FIES, *Documento de Trabajo*, 75, Madrid.
- MÁTYÁS, L. (1997): «Proper Econometric Specification of the Gravity Model». *The World Economy*, vol. 20, 3, may, pp. 363-368.
- POLAK, J. J. (1996): «Is APEC a Natural Regional Trading Blocs? A Critique of the "Gravity Model" of International Trade». *The World Economy*, vol. 19, 5, september, pp. 533-543.
- SANZ, F. (1994): «Integración en Europa y Déficit Comercial (1986-1990). Una Estimación». *Revista de Economía Aplicada*, vol. II, 5, pp. 5-26.
- VÁZQUEZ HOMBRADOS, C. (1995): «La Exportación Hortofrutícola Española en el período transitorio de integración en la PAC», *Boletín Económico ICE*, 2.471, 25 septiembre - 1 de octubre, pp. 17-28.
- WHITE, H. (1980): «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica*, vol. 48, 4, may, pp. 817-838.

## RESUMEN

### Evaluación del impacto de la integración en los flujos comerciales agrarios de España

En este trabajo se realiza una valoración cuantitativa del impacto de la integración de España en la Unión Europea sobre el comercio exterior agrario mediante la utilización de una ecuación de gravedad. Se confirma la hipótesis de que la liberalización comercial y la adopción de la Política Agraria Común ha significado un cambio estructural en el patrón de comercio agrario prevaleciente, produciendo una creación muy modesta de comercio en exportaciones y una desviación de comercio muy significativa en importaciones; por otra parte se concluye que la integración, por sí misma, no parece ser la responsable principal del deterioro de la balanza comercial agraria durante el periodo de adhesión.

**PALABRAS CLAVE:** Comercio Exterior Agrario, España, integración comercial, ecuación de gravedad, Unión Europea.

## SUMMARY

### **An evaluation of impacts on the agricultural trade in Spain after the EU integration**

This paper examines the impact on the agricultural trade as a consequence of the Spanish integration into the European Union, using a gravity equation analysis. The results confirm the hypothesis that a greater liberalization of trade and the adoption of the Common Agricultural Policy, have introduced a structural change in the traditional pattern of international agricultural trade. The consequences of this structural change are a weak trade creation of agricultural exports and a very important trade diversion of agricultural imports. On the other hand, a conclusion that may be drawn is that the unbalanced agricultural trade during the accession period is not a direct consequence of the economic integration.

**KEYWORDS:** International agricultura trade, Spain, economic integration, gravity equation, European Union.