

# COMPORTAMIENTO DE PRECIOS EN LA INDUSTRIA EUROPEA DE PAVIMENTOS Y REVESTIMIENTOS CERÁMICOS\*

**Jacint Balaguer, Vicente Orts y Ezequiel Uriel\*\***

WP-EC 2000-07

Correspondencia a : Jacint Balaguer-Coll. Universitat Jaume. Departament d'Economia. Campus del Riu Sec. 12071 Castelló (Spain). Tel. +34 964 728612 / Fax. +34 964 728591 / E.mail. coll@eco.uji.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas  
Primera Edición Junio 2000  
Depósito Legal: V-2089-2000

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

---

\* Este trabajo ha contado con la financiación del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

\*\* J. Balaguer y V. Orts: Universitat Jaume I e Instituto de Economía Internacional. E. Uriel: Universitat de València e Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

# COMPORTAMIENTO DE PRECIOS EN LA INDUSTRIA EUROPEA DE PAVIMENTOS Y REVESTIMIENTOS CERÁMICOS

Jacint Balaguer, Vicente Orts y Ezequiel Uriel

## RESUMEN

Este trabajo constituye una aproximación al comportamiento de precios de los principales exportadores de pavimentos cerámicos en los mercados europeos en los que concurren. Como en trabajos anteriores, el análisis se basa en el control de los costes marginales, el detalle de datos a nivel de industria y la variación transversal de los datos, pero con la particularidad de que la información estadística que se dispone permite contrastar la posibilidad de interdependencia estratégica entre los grupos que compiten. El análisis se ha llevado a término para los principales países exportadores, es decir para los españoles e italianos. Del comportamiento de precios se desprende la existencia de diferenciación de productos entre grupos de exportadores, evolución similar de los costes de producción, ausencia de interdependencia en precios, y presencia de estrategias de *Pricing to Market* que tratan de reducir las pérdidas de competitividad relativa de un grupo frente a su competidor más cercano. Dicha estrategia, basada en la estabilización de precios en términos de la moneda de cada uno de los mercados de destino en los que concurren, implica segmentación de los mercados europeos y poder de mercado de las empresas exportadoras.

Palabras clave: Exportadores españoles, exportadores italianos, paralelismo de precios.

## ABSTRACT

This paper constitutes an approach to the behavior of prices of the main exporters of tiles in the European markets. As in prior research studies, the analysis is based on the control of marginal costs, cross section data, and the data at an industry level, but with the particularity that the statistic information allows for testing the strategic interdependence among the groups that compete with each other. The analysis has been undertaken for the main exporter countries, namely Spain and Italy. From the behavior of prices it comes off the existence of product differentiation among the exporters' groups. We observe a similar evolution of the costs of production, interdependence absence in prices and the presence of strategies of *pricing to market* which try to reduce the losses of relative competitiveness of a group in front of their closest competitor. This strategy, based on the stabilization of prices in terms of the currency of each one of the markets of destination in those that converge, implies segmentation of the European markets and exporters' market power.

Keywords: Spanish exporters, Italian exporters and parallelism of prices.

## 1. INTRODUCCIÓN

El comportamiento en precios ante condiciones en las que los productos permanecen diferenciados, ha sido sin lugar a dudas uno de los fenómenos a los que la teoría de la organización industrial ha prestado mayor atención en los últimos años. Sin embargo, los trabajos que han tratado de obtener evidencia empírica en torno a estas cuestiones han sido bastante escasos. En contraste con este hecho, la literatura empírica sobre organización industrial cuenta con varios trabajos que han concentrado sus esfuerzos en obtener evidencia bajo supuestos de competencia en cantidades, precios idénticos para las empresas, y productos homogéneos<sup>1</sup>.

Uno de los motivos fundamentales que ha dado lugar a la situación que acabamos de comentar, es la poca disponibilidad de información a un nivel suficientemente desagregado, aunque también es cierto que cuando se ha dispuesto de este tipo de información los economistas se han enfrentado habitualmente a dos problemas añadidos. Por un lado, la varianza en los costes relativos de los competidores suele ser insuficiente para identificar los parámetros clave de la estructura de los mercados, y por otro lado, suelen surgir dificultades asociadas a la diversidad de las fuentes estadísticas que proporcionan información de cada uno de los competidores<sup>2</sup>.

A pesar de que en el marco de la economía internacional es posible que la especificidad de los *shocks* de los tipos de cambio contribuyan a la identificación de parámetros clave, la evidencia en este campo sigue siendo escasa. Los trabajos empíricos que versan sobre la evolución de los precios en los mercados internacionales, han sido principalmente de carácter descriptivo, mientras que en muy pocos trabajos se elaboraron modelos estructurales que son los que permiten una aproximación a los factores explicativos del comportamiento de los agentes en dichos mercados<sup>3</sup>. Sin embargo, cuando recurre a modelos estructurales, se presenta con frecuencia el segundo de los problemas enumerados, es decir, la heterogeneidad en las fuentes estadísticas proporcionadas por los principales países industrializados (como EE.UU., Alemania y Japón), lo que ha supuesto un freno importante a las comparaciones de los resultados en general, y al estudio de la existencia de interdependencia estratégica en particular.

---

<sup>1</sup> Entre estos trabajos podemos destacar los de Appelbaum (1979), Gollop y Roberts (1979), Roberts (1984).

<sup>2</sup> Concretamente, los datos sobre precios relativos entre dos competidores que operan en un mismo mercado raramente se encuentran disponibles.

<sup>3</sup> Para una argumentación en este sentido puede verse Feenstra *et al* (1996).

En este trabajo tratamos de aprovecharnos tanto del mayor control de flujos comerciales y la armonización estadística en la UE, como de los shocks específicos de los tipos de cambio entre la mayoría de países miembros hasta 1998. Concretamente, realizaremos una aproximación a la situación del sector europeo de pavimentos y revestimientos cerámicos al tiempo que trataremos de ofrecer información adicional acerca del comportamiento de precios, con el objetivo de aproximarnos a la estructura de la industria.

En las siguientes secciones realizamos, en primer lugar, una descripción de algunos de los principales rasgos de la situación del sector de pavimentos cerámicos en Europa. En segundo lugar, especificamos un modelo sencillo que nos permita redefinir algunos elementos adicionales que pueden ser clave para explicar el comportamiento internacional de precios. Por último, comentamos los principales resultados obtenidos en las estimaciones y concluimos el presente trabajo.

## **2. PRINCIPALES RASGOS DE LA INDUSTRIA EUROPEA DE BALDOSAS CERÁMICAS**

Europa encabeza la oferta mundial de baldosas cerámicas a consecuencia de la importante producción italiana y española<sup>4</sup>. Debido a que la producción permanece fuertemente polarizada en dos áreas geográficas muy definidas<sup>5</sup>, el comercio, y más concretamente las exportaciones, son rasgos característicos de la industria objeto de estudio. Si bien la importancia de las exportaciones es notable tanto para los productores italianos como para los españoles, cabe destacar que los ingresos derivados de dichas exportaciones difieren notablemente entre ambos países.

En el cuadro 1 mostramos diversos ratios contruidos a partir de la posición arancelaria que, en el Arancel Integrado Comunitario, recoge las principales exportaciones del sector, es decir a partir

---

<sup>4</sup> Por ejemplo, en 1996, Italia representa aproximadamente el 17% de la producción mundial, mientras que España representa el 14 % de dicha producción. A estos dos países les siguen Brasil (10%), China (9%) e Indonesia (5%). (Fuente: Anuario azulero, 1998).

<sup>5</sup> La producción italiana se encuentra situada en la Emilia Romagna, concentrada fundamentalmente en la zona de Sassuolo e Imola, mientras que la española se encuentra situada en fundamentalmente en la provincia de Castellón.

de los revestimientos y pavimentos cerámicos esmaltados<sup>6</sup>. En dicho cuadro se observa, en primer lugar, que en España los ingresos por exportaciones se vienen situando en el período 1988-97 en un 42% de los ingresos obtenidos por las exportaciones italianas. En lo que se refiere al mercado europeo, solamente se obtienen mayores ingresos para el conjunto de los exportadores españoles en el comercio fronterizo con Portugal (aunque de forma muy destacada) y en el comercio con el Reino Unido e Irlanda. Dichas divergencias entre los ingresos obtenidos provienen tanto de diferencias en cuotas reales de mercado, como de diferencias en los precios relativos entre ambos grupos de exportadores.

**Cuadro 1. Ratios para las exportaciones españolas e italianas (período 1988-1997)**

País de destino	(1)	(2)	(3)
Francia	0,18	0,22	0,84
Bélgica-Luxem.	0,24	0,26	0,93
Holanda	0,35	0,35	1,01
Alemania	0,13	0,13	0,98
Reino Unido.	1,20	1,54	0,78
Irlanda	1,30	1,87	0,70
Dinamarca	0,08	0,09	0,89
Grecia	0,46	0,59	0,78
Portugal	39,76	71,31	0,56
Total mundial	0,42	0,56	0,75

Notas:

(1) (Ingresos de las exportaciones españolas)/(Ingresos de las exportaciones italianas)

(2) (Tonelas exportadas por España)/(Tonelas exportadas por Italia)

(3) (Valor unitario de las exportaciones españolas)/(Valor unitario de las exportaciones italianas).

Como se desprende de los ratios, y a excepción de la terna de países mencionada anteriormente, las exportaciones italianas en toneladas resultan significativamente mayores. En general, el volumen de las exportaciones españolas han venido suponiendo un 56% de las exportaciones efectuadas por los italianos. Sin embargo, este porcentaje tan solo explica parcialmente la brecha existente entre los ingresos de ambos grupos de exportadores, por lo que hay que buscar la explicación adicional en la diferencia de precios.

Tomando como aproximación de los mismos los valores unitarios (en términos *fob*) observamos que, en general, los precios de los productos italianos han venido siendo notablemente

<sup>6</sup> Posición arancelaria 69.08.90.

superiores. Concretamente, como se desprende de la tercera columna de resultados (del cuadro 1), las exportaciones españolas de baldosas cerámicas son en general un 25% más baratas que las exportaciones italianas, aunque no parece existir un patrón único de comportamiento, sino que los niveles de precios relativos dependen críticamente del país de destino considerado. Así pues, mientras la diferencia de precios entre España e Italia es reducida entre los países que conforman el núcleo europeo (Francia, Bélgica-Luxemburgo, Holanda, Alemania o Dinamarca), dichas divergencias parecen ampliarse para países como Portugal, Irlanda, Grecia o Reino Unido. Además dicha diferencia de precios entre ambos exportadores también parecen ser bastante elevada para los destinos del resto del mundo<sup>7</sup>.

Las divergencias observadas en valores unitarios (entre las baldosas cerámicas españolas e italianas) en cada uno de los mercados europeos, podrían ser atribuidas a la existencia de algún grado de diferenciación del producto originadas por mayor exportación de revestimientos por parte de las empresas españolas<sup>8</sup>. Sin embargo, puesto que en base a los datos oficiales de comercio entre los países miembros no existe la posibilidad de determinar directamente el porcentaje de exportaciones pavimentos frente al de revestimientos cerámicos, este extremo no resulta directamente contrastable.

Sin embargo, hay que tener en consideración que la mayoría de las empresas españolas utilizan para el proceso de elaboración de las baldosas una pasta de aspecto rojizo<sup>9</sup>. Sin embargo, esta situación difiere sustancialmente de la de los productores italianos, ya que una buena parte de los mismos ha venido utilizando loza para la elaboración de las baldosas cerámicas. Este material, de aspecto fino y blanquecino, contrasta a simple vista con el material utilizado fundamentalmente por los productores españoles. En este caso, la proporción exportada de cada variedad por cada uno de los países es verificable a partir de las estadísticas de comercio exterior. Así, por ejemplo, en 1993 los ingresos de las exportaciones españolas procedentes de baldosas de loza<sup>10</sup> tan solo representan el 20%

---

<sup>7</sup> La divergencia en precios para los países europeos viene a ser un 18% inferior que para el resto de los países. Durante el período al que nos referimos, la ratio calculada para los quince países pertenecientes a la Unión Europea toma un valor de 0,88, mientras que para los no pertenecientes toma el valor de 0,70. (Fuente: Eurostat).

<sup>8</sup> El 48% de la producción española es de revestimiento, frente al 24% de la producción italiana. (Fuente: Assopiastrelle-Ascer, 1998).

<sup>9</sup> Más del 80% de las empresas españolas fabrica con pasta roja (muy abundante en la zona de Castellón). Esta pasta (denominada gres) está compuesta ordinariamente de arcilla figulina y arena cuarzosa, y tiene ciertas propiedades refractarias, de resistencia, impermeabilidad.

<sup>10</sup> Posición arancelaria 69.08.90.93.

de las exportaciones italianas a Europa y el 28% de las exportaciones totales. Naturalmente, es posible que una mayor aceptación de los productos elaborados con pasta blanca por parte de los consumidores, así como el mayor prestigio del diseño italiano, puede provocar algún grado de diferenciación vertical de las variedades a favor de los mencionados exportadores.

Otra característica relevante en el sector es que los precios relativos entre exportadores se han mantenido relativamente constantes a lo largo del tiempo. Como se aprecia en el gráfico 1, las oscilaciones de precios relativos en torno a un valor medio del 88% se muestran bastante reducidas a lo largo de la década (con una varianza muestral de 0,01). Pero además, como se deriva del gráfico 2, esta estabilidad en los precios relativos no responde a una supuesta estabilidad en los niveles de precios, sino que viene acompañada por variaciones de precios cuyas series obviamente mantienen un elevado grado de correlación (coeficiente de correlación de 0,85).

A través del estudio descriptivo de las series estadísticas no podemos distinguir si este elevado grado de paralelismo en precios responde fundamentalmente a una elevada relación en el proceso productivo y, por consiguiente, es atribuible en buena medida a una transmisión de costes a precios muy similar, o por el contrario es fruto de algún grado de interdependencia que toma la forma de complementariedad estratégica entre ambos grupos de exportadores. El segundo de los casos implicaría que las curva de reacción de cada grupo de exportadores fuese creciente respecto al precio de sus competidores, en cada uno de los mercados en los que concurren las empresas. Por otro lado, esta hipótesis de interdependencia haría más plausible que la diferenciación de productos entre grupos tuviese un origen endógeno, como en Shaked y Sutton (1982), y que no solo respondiese a condicionantes determinados por el entorno productivo en el que han nacido cada grupo de empresas. Naturalmente, bajo este extremo el comportamiento de algunas de las empresas que operan en los mercados sería suficientemente importante como para afectar a los precios de la industria europea de baldosas cerámicas<sup>11</sup>.

---

<sup>11</sup> Como el modelo de Dixit-Stiglitz ampliado en Dornbusch (1987).

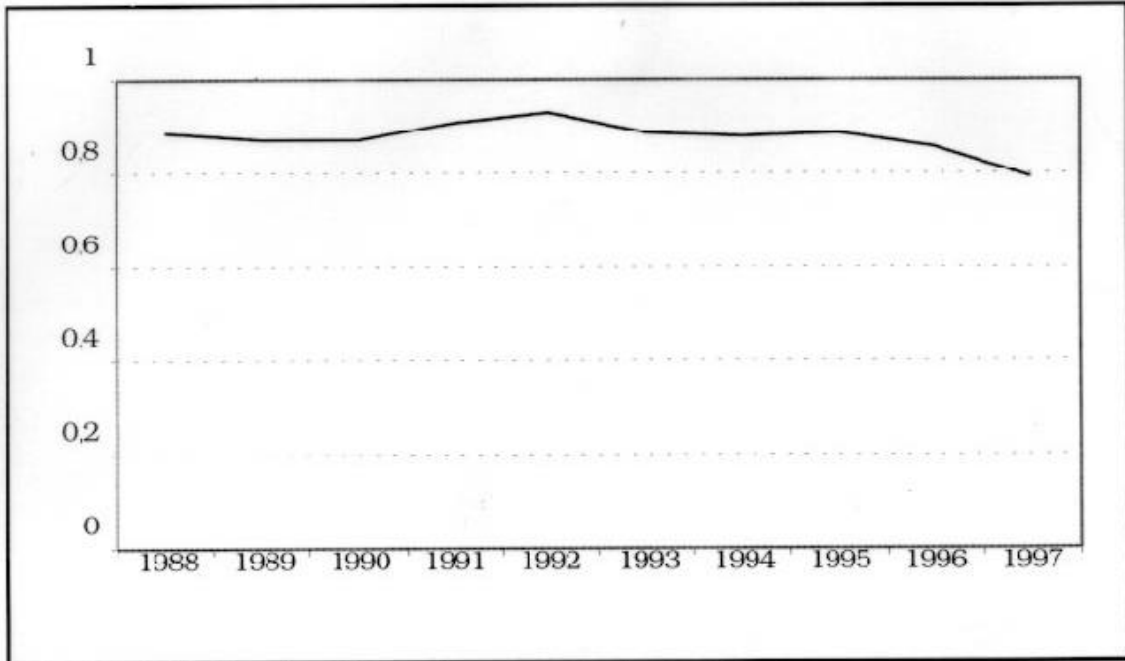


Gráfico 1 Evolución de precios relativos en Europa (españoles frente a italianos).

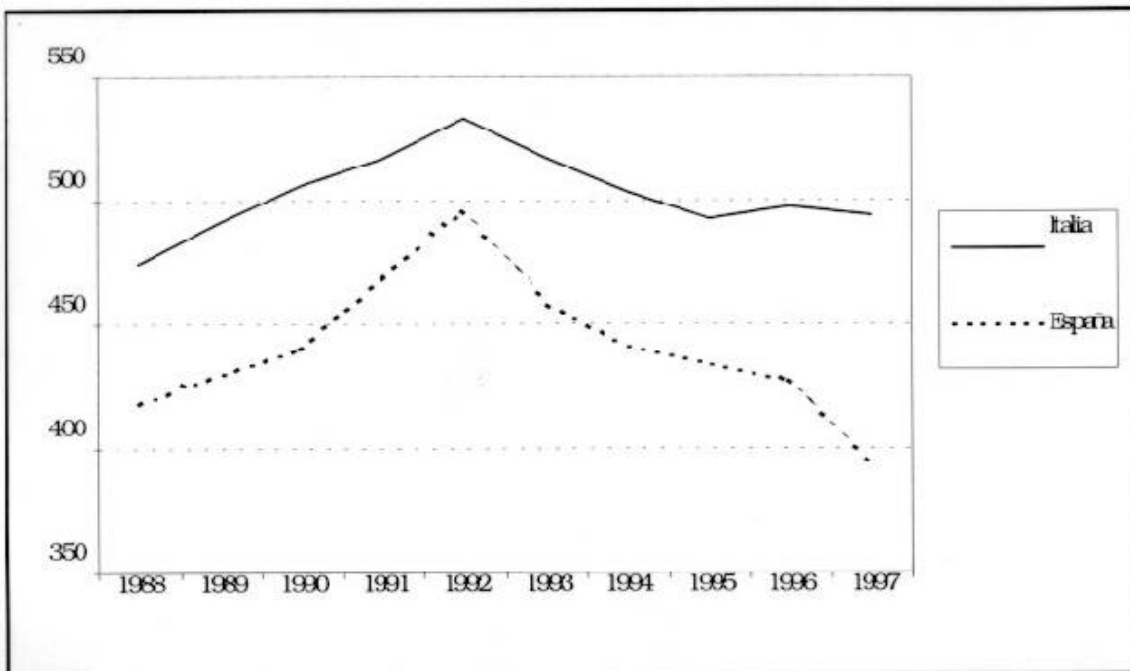


Gráfico 2 Estimación de la evolución de precios de las exportaciones en los mercados europeos (ecus por tonelada)



### 3. EL MODELO DE REFERENCIA

Para simplificar el problema que nos ocupa, supongamos dos empresas exportadoras, que toman sus precios como variable estratégica y que además confluyen en  $N$  mercados segmentados de ámbito internacional vendiendo un producto diferenciado entre sí<sup>12</sup>. Si definimos  $p_i^*$  como el precio de una empresa exportadora y como  $p_i^{*c}$  el precio de su competidora, expresados ambos en la moneda del país de destino de las mercancías (es decir, en cada  $i=1, \dots, N$ ), la demanda percibida por la empresa para un mercado  $i$  cualquiera  $D_i = q_i(p_i^*, p_i^{*c}, z_i^*)$ , será función de su propio precio  $p_i^*$ , del fijado por la empresa competidora  $p_i^{*c}$  y de características intrínsecas del propio mercado  $z_i^*$ <sup>13</sup>. Si denotamos a  $e_i$  como el tipo de cambio (expresado en unidades de moneda del país de un exportador por cada unidad monetaria del mercado de destino  $i$ ), entonces la función de beneficios de cada empresa exportadora se puede expresar como:

$$B(p_i) = \sum_{i=1}^N p_i q_i\left(\frac{p_i}{e_i}, \frac{p_i^c}{e_i}, z_i\right) - C\left(\sum_{i=1}^N q_i\left(\frac{p_i}{e_i}, \frac{p_i^c}{e_i}, z_i\right), w\right), \quad \forall i \quad [1]$$

donde  $z_i$  es la percepción del exportador en los referente a elementos característicos del mercado  $i$ , y  $C(\sum q_i, w)$  es la correspondiente función de costes que depende de la cantidad total vendida  $\sum q_i$  y del precio pagado por la utilización de los factores productivos  $w$ .

Para obtener la condición que hace máximo los beneficios del exportador, diferenciamos parcialmente [1] respecto a los precios correspondientes a cada mercado e igualamos a cero cada expresión resultante. Operando, obtenemos las  $N$  funciones de reacción pertenecientes a un exportador<sup>14</sup>:

$$\frac{\partial B_i}{\partial p_i} = q_i(p_i, p_i^c, z_i) - C M_i \frac{\partial q_i}{\partial p_i} = 0, \quad \forall i \quad [2]$$

---

<sup>12</sup> Para distinguir ambas empresas exportadoras, a partir de ahora nos referiremos a la que es objeto de estudio como "empresa exportadora" simplemente y a la otra como "empresa competidora".

<sup>13</sup> Puede incluir también las características asociadas a los canales de distribución, y los efectos sobre la demanda de la distancia al país de origen de las mercancías.

<sup>14</sup> En lo que resta de sección, los argumentos matemáticos quedan implícitos en la formulación.

donde  $CM$  son los costes marginales, que en frontera son comunes a los  $N$  mercados de destino. Considerando que se satisfacen las condiciones de maximización de beneficios para ambas empresas exportadoras, obtendremos un sistema de  $2xN$  ecuaciones determinándose tantos equilibrios de *Nash* como mercados en los que se opera<sup>15</sup>. Naturalmente, solo en el caso en que para un mercado concreto las funciones de reacción entre exportadores sean ortogonales, entonces el cambio en precios de un exportador no afectarán a los de su competidor.

Multiplicando las funciones de reacción obtenidas en el sistema [2] por el cociente entre precios y cantidades  $p_i/q_i$ , y resolviendo para los precios fijados por un exportador obtenemos:

$$p_i = CM \left( \frac{g_i}{g_i + 1} \right) \quad , \forall i \quad [3]$$

donde  $g_i = -(Mq_i/Mp_i)(p_i/q_i)$  es la elasticidad de la demanda percibida para el mercado  $i$ . De esta forma se pone de manifiesto que el precio óptimo fijado por cada empresa en cualquier mercado depende tanto de los costes marginales  $CM$  como de la elasticidad la demanda particular que se percibe (siendo distinta a la del mercado).

En este nuevo modelo el caso más típico se produce cuando el precio óptimo fijado por un exportador es función creciente del de su competidor. Derivando parcialmente la ecuación [2], obtenemos que este caso se satisface con la siguiente expresión [4]:

$$(p_i + CM) \frac{M^2 q_i}{Mp_i Mp_i^c} - \frac{Mq_i}{Mp_i^c} + CM^{qq} \left( \frac{Mq_i}{Mp_i} \right) \left( \frac{Mq_i}{Mp_i^c} \right) > 0 \quad [4]$$

es decir, cuando la variación del beneficio marginal es positivo respecto a un aumento en precios de la empresa competidora (donde  $CM^{qq}$  es la derivada de la pendiente de los costes marginales). Como hemos supuesto que los bienes exportados por ambas empresas tienen cierto grado de sustituibilidad, las ecuaciones anteriores se satisfacen para cualquier sistema en que las funciones de demanda y costes sean convexas, y la derivada segunda del coste marginal sea positiva<sup>16</sup>.

---

<sup>15</sup> Tal y como hemos apuntado en la sección anterior, algunas de las dificultades que presenta el equilibrio de Bertrand desaparecen cuando los productos considerados tienen un grado de sustituibilidad imperfecta. Ver Shapiro (1989), página 346.

<sup>16</sup> Como sabemos que  $(Mq_i/Mp_i^c) > 0$ , entonces se cumple siempre que  $(M^2 q_i/Mp_i Mp_i^c) > 0$  y  $CM^{qq} > 0$ .

#### 4. EL MODELO ECONOMETRICO

Dadas las anteriores consideraciones, la elasticidad de la demanda a la que se enfrenta el exportador en cualquier mercado de destino es función, entre otros factores, del precio fijado para dicho mercado y del fijado por su competidora. De este modo, si tratamos de explicitar el grado de competitividad del exportador en cada uno de los  $i$  mercados, podemos expresar la elasticidad percibida por el exportador en función de la posición relativa entre los precios de una empresa y los fijados por su competidor<sup>17</sup>:

$$g_i' g_i \left( \frac{p_i^c}{p_i}, z_i \right) \quad [5]$$

donde el cociente entre precios  $p_i^c/p_i$  denota la posición relativa entre el precio del exportador y su competidor más cercano, mientras que  $z_i$  resume todos los otros factores tal y como son percibidos por dicho exportador (evaluados en términos de su propia moneda).

Teniendo en cuenta [3] y [5], podemos expresar el precio óptimo fijado por el exportador como una variable definida a partir de un margen de beneficio sobre el coste marginal  $P_i$ . De este modo, definiendo una función  $N_i = (1 + P_i)$ , obtenemos:

$$p_i' N_i CM \quad [6]$$

siendo  $N_i = [g_i(p_i^c/p_i, z_i) / (g_i(p_i^c/p_i, z_i) - 1)]$ . Nótese que por el momento suponemos que el margen de beneficio es una función homogénea de grado cero en precios (catalogados en términos de la misma moneda). Es decir una apreciación (depreciación) de la moneda del país de destino que implique una depreciación (apreciación) del exportador, no surtirá efectos sobre los márgenes de beneficio desde el momento en que los efectos sobre ambos competidores es simétrico. La restricción que queda implícita en este caso es que los efectos sobre los márgenes de beneficio sólo tienen cabida ante variaciones en la competitividad entre exportadores y solo un *shock* asimétrico de los tipos de cambio afectaría a los márgenes de beneficio.

---

<sup>17</sup> Bajo un enfoque tradicional (basado en un único mercado mundial), Hooper y Mann (1989) también presuponen que la elasticidad a la que se enfrenta un exportador depende de la competitividad en dicho mercado (expresada en términos del precio relativo entre dos grupos de competidores). Posteriormente Hung *et al* (1993) realizan una aplicación basada en el mismo supuesto mediante un análisis de cointegración (Johansen y método de corrección de error) con datos agregados.

Si realizamos una aproximación logarítmica de la función no lineal correspondiente al componente específico por destino  $N_i$ , obtenemos:

$$N_i \approx \left(\frac{p_i^c}{p_i}\right)^\zeta N_i^0(z_i) \quad [7]$$

donde el parámetro  $\zeta$  es la elasticidad del margen de beneficio respecto a los correspondientes precios relativos (que suponemos igual para todo  $i$ ).

Sustituyendo [7] en [6], tomando logaritmos y resolviendo para precios del exportador  $p_i$ , obtenemos:

$$\ln p_i \approx (1-D)\ln CM + D \ln p_i^c + D \ln e_i + D \ln N_i^0(z_i) \quad [8]$$

donde  $D = \zeta / (1 + \zeta)$ . O bien reescribiendo la ecuación para precios en términos de los mercados de destino de las exportaciones:

$$\ln p_i \approx (1-D)\ln CM + D \ln p_i^c + (D+1)\ln e_i + D \ln N_i^0(z_i) \quad [8']$$

Nótese que ahora en [8] y [8'] el grado de *Pass Through* de los costes marginales, es decir  $(1-D)$ , está inversamente relacionado con la elasticidad del margen de beneficio frente a los precios relativos (es decir con  $\zeta$ ). De modo que, cuanto mayor sea la respuesta del margen de beneficio a las variaciones en la competitividad de un exportador, menor será el *Pass Through* de los costes marginales.

Por otro lado, es conveniente tomar en consideración elementos adicionales a la hora de formular una especificación econométrica a partir de la expresión [8].

En primer lugar, se ha supuesto que las variaciones en los costes marginales y en los tipos de cambio (neto de sus efectos sobre dicho coste) tienen efectos simétricos sobre los precios en términos del correspondiente mercado de destino (este resultado se muestra de forma explícita en la ecuación [8'] en donde la variable endógena son los precios del mercado de destino). Es decir, independientemente de cuál sea el valor de la elasticidad del margen de beneficio frente a los precios relativos, el efecto sobre el precio  $p_i^*$  de un incremento del  $g\%$  en los costes marginales sería exactamente equivalente al efecto por una apreciación del  $g\%$  (es decir, sería de una magnitud igual a  $[1-D]g/100$ ).

Dicha simetría está basada en el supuesto de que las variaciones en precios  $p_i^*$  no están sometidas a costes de ajuste y se realizan de forma instantánea. Sin embargo, el cumplimiento de la hipótesis de simetría es una cuestión empírica que no parece ser demasiado plausible. De modo que relajaremos el supuesto lo que permitirá por un lado, que las variaciones en los precios estén sujetas a algún grado de costes de ajuste y, por otro lado, que las variaciones de los tipos de cambio y costes marginales sean percibidas de forma distinta por la empresa exportadora (desde el momento en que puedan diferir en términos de predicción y permanencia).

En segundo lugar, en [8] podemos introducir la dimensión temporal de forma explícita, de modo que  $t=1, \dots, T$ . De esta forma, y dado el carácter *cross-section* de los datos, nos será posible controlar las variaciones asociadas a los costes marginales y de otros componentes comunes e independientes del mercado de destino. Como en Knetter (1989, 1993) este control se realizará mediante un efecto fijo relativo al componente temporal que denotaremos por  $2_t$ , obteniendo de esta manera ecuaciones lineales en los parámetros<sup>18</sup>.

Puesto que la naturaleza de la muestra permite la descomposición del término inobservable  $D \ln M'_{it}(z_{it})$  en un efecto fijo por país que denotaremos como  $\mathcal{B}_i$ ,<sup>19</sup> y una perturbación aleatoria  $u_{it}$  (que supondremos *iid*) especificamos un patrón de comportamiento del siguiente tipo:

$$\ln p_{it} = \alpha(2_t \& 2_1) (\mathcal{B}_i \& \mathcal{B}_1) * \ln(p_{it}^c e_{it}^c) u_{it} \quad [9a]$$

$$\ln p_{it}^c = \alpha^c(2_t^c \& 2_1^c) (\mathcal{B}_i^c \& \mathcal{B}_1^c) * \ln(p_{it}^c e_{it}^c) u_{it} \quad [9b]$$

donde  $\alpha$  y  $\alpha^c$  son los términos constantes que captan tanto el efecto fijo del país que actúa como referencia (es decir  $\mathcal{B}_i$  y  $\mathcal{B}_i^c$  respectivamente) como el del momento del tiempo que actúa como base del período (es decir,  $2_t$  y  $2_t^c$  respectivamente). Nótese que el parámetro que acompaña a precios y tipos de cambio aportará información adicional acerca del comportamiento dinámico de los exportadores, comportamiento que a su vez vendrá inducido por la estructura de los mercados de destino.

---

<sup>18</sup> En un modelo en el que se explicita la situación de oligopolio, este efecto puede incluir cambios en la conducta industrial.

<sup>19</sup> El hecho de que la muestra obtenida a partir de un período determinado quede completamente definida mediante un grupo específico de países de destino, convierte a los efectos inobservables en fijos frente a la adecuación de los efectos aleatorios. Sobre este tema puede verse Hsiao (1986) y Balestra (1992).

Por último, señalar que el sistema anterior estará identificado en la medida en que los tipos de cambio a los que se enfrentan los grupos de empresas en cada mercado de destino  $i$  ( $e_{it}$  y  $e_{it}^c$ ) además de ser exógenos, mantienen cierto grado de independencia.

## 5. INTERPRETACIÓN DE LOS PARÁMETROS

Las implicaciones de la estructura competitiva de los mercados internacionales en los que opera la empresa sobre los parámetros de [9a] (y [9b]) son inmediatas. En este sentido los posibles escenarios son los siguientes:

- i) Si los precios fijados no dependen de los destinos y, a lo largo del tiempo, vienen determinados únicamente por los costes de producción, entonces obtendremos que  $\beta_i^* = 0$  para cualquier destino. En este caso la evolución de los costes de producción (a partir de  $t=1$ ) vendría definida por el efecto temporal ( $2_t - 2_1$ ). Nótese que bajo este contexto un único precio mundial revelaría la integración de los mercados internacionales. En este sentido, tanto la existencia de competencia perfecta como la colusión entre las empresas competidoras darían lugar a este escenario.
- ii) Una situación caracterizada por segmentación de los mercados internacionales y poder por parte de las empresas, podría dar lugar a la existencia de márgenes de beneficio singulares, lo que implicaría algún efecto fijo por país distinto de cero  $\beta_{i...0}$ .<sup>20</sup> En este caso podríamos hablar de la existencia de discriminación de precios originada por las características particulares y relativamente estables respecto a cada uno de los mercados de destino (respondiendo a lo que podríamos denominar como discriminación de precios *ex-ante*).
- iii) Por último, es posible que la elasticidad del margen de beneficio respecto a los precios relativos sea no nulo, en cuyo caso, cualquier variación en los mismos induciría a una estrategia de reajustes en los márgenes. Concretamente, cuando la estrategia fuese tal que los exportadores tratasen de compensar las variaciones en la competitividad relativa, entonces  $\beta_i^*$  sería positivo.

---

<sup>20</sup> Dichos efectos fijos pueden recoger además diferentes calidades a través de los destinos.

## 6. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Las ecuaciones [9a] y [9b] han sido estimadas simultáneamente en tres etapas mediante la utilización de variables instrumentales (3SLS). Se han utilizado datos mensuales, para los exportadores de pavimentos y revestimientos cerámicos españoles e italianos a terceros mercados de la UE durante el período 1988:1 a 1997:3. Como proxy de los precios de las exportaciones, se han utilizado series de valores unitarios a un nivel de desagregación de 6 dígitos según la Nomenclatura Combinada del Arancel Integrado Comunitario.

Dichos valores unitarios están calculados a partir de valores totales expresados en términos *FOB*, por lo que excluirían los costes de recolocación del producto, de modo que cualquier diferencial de precios existente puede ser debido a una política de discriminación de precios. Sin embargo, por otro lado, resulta obvio que a pesar del elevado grado de desagregación estadística, el uso de valores unitarios puede ocultar la existencia de diferencias en la calidad entre los destinos, lo que cuestionaría la interpretación de  $\beta_i^j \neq 0$ , para todo  $i$ , como evidencia de discriminación de precios efectuada por el exportador  $j$ .

Sin embargo, aún aceptando este extremo, todavía es posible obtener de [9a] y [9b] evidencia de discriminación de precios en el sentido de Stigler (1987), esto es, de que los ratios precio-coste marginal diferirán entre destinos. Concretamente, si los precios fijados para cada destino son distintos debido a diferencias en calidades pero se mantienen los ratios respecto a sus costes marginales (es decir, no existe discriminación), entonces la estimación del efecto fijo para el país de destino  $i$ , medirá la diferencia proporcional entre el correspondiente coste marginal de este país y el que actúa como base. No obstante, si los precios específicos por destino varían con los tipos de cambio, entonces es razonable admitir que se altera el ratio precio-coste marginal, siempre que los respectivos costes marginales varíen a lo largo del tiempo en proporciones similares entre ellos. De este modo, incluso con diferenciación de productos entre diferentes destinos, los  $\beta_i^j \neq 0$  pueden interpretarse como evidencia de discriminación de precios<sup>21</sup>.

Por otro lado, las estimaciones de [9a] y [9b] se han realizado mediante cambios semestrales en los efectos temporales. El supuesto que subyace a una menor frecuencia en las variaciones de los efectos temporales es que el estado de la tecnología y otros factores que afectan a costes, permanecen más estables que las variaciones en los tipos de cambio o las propias variaciones en los precios de los

---

<sup>21</sup> Véase Goldberg y Knetter (1996).

competidores<sup>22</sup>.

Las estimaciones de [9a] y [9b] se presentan en el cuadro 2. Los resultados indican que los cambios en la competitividad relativa entre grupos de empresas exportadoras, tanto por variaciones en precios, como por variaciones en los tipos de cambio, implican un reajuste en los márgenes de beneficio de las empresas lo que, en última instancia, conduce a una estabilización parcial de los precios expresados en términos de la moneda local del mercado de destino con el objetivo de compensar las variaciones en la competitividad relativa entre grupos de empresas. Aunque en el caso de los exportadores italianos la estrategia resulta ser bastante notable, de la magnitud de los parámetros estimados se deriva que dicha estrategia es más acusada para el caso de los exportadores españoles de baldosas cerámicas.

**Cuadro 2. Estimación del sistema [9a]-[9b] por variables instrumentales (3SLS)**

	España	Italia
Constante	10,91** (578,01)	13,53** (842,56)
$\delta_{\text{Bel.lux.}}$	0,08** (5,67)	0,01 (0,60)
$\delta_{\text{Netherlands.}}$	0,18** (10,96)	-0,08** (-6,46)
$\delta_{\text{Germany}}$	0,11** (7,27)	-0,04** (-3,17)
$\delta_{\text{U.K.}}$	0,29** (14,18)	0,24** (18,91)
$\delta_{\text{Ireland}}$	-0,03* (-2,13)	0,09** (7,28)
$\delta_{\text{Denmark}}$	0,06** (4,19)	-0,07** (-5,35)
$\delta_{\text{Greece}}$	-0,12** (-3,72)	-0,04** (-0,99)
$\delta_{\text{Portugal}}$	0,66** (8,74)	0,32** (21,95)
$\ln p_{it}^* + \ln e_{it}$	0,97** (9,90)	0,64** (10,04)
R <sup>2</sup> ajustado	0,58	0,75
F[46, 952]	49,97**	109,48**
Nº de observaciones	999	999

Nota: Estadístico *t* entre paréntesis \*\*.\* Indican que el coeficiente/s es significativo o el rechazo de la correspondiente hipótesis nula al nivel del 1% y 5% respectivamente.

<sup>22</sup> Una frecuencia demasiado elevada en los efectos temporales podría provocar una infraestimación del parámetro \* si dichos efectos captasen, además de la evolución de los costes marginales, reacciones comunes a través de los mercados de destino. Por otro lado, mediante esta menor frecuencia en los efectos temporales se ha obtenido un incremento de los coeficientes de determinación corregidos, lo que indicaría una mayor aproximación al comportamiento de ambos grupos de exportadores.



Concretamente, una pérdida de competitividad para los exportadores italianos en el 10%, vía apreciaciones de la lira o reducciones en el precio de los competidores españoles, implicaría una reducción en márgenes de beneficio sobre costes marginales, provocando una disminución del precio en liras en un 6,4% aproximadamente, lo que a su vez supondrá un aumento del precio en moneda extranjera de alrededor del 3,6%. Para el caso de los españoles obtenemos que una pérdida de competitividad en el 10% también implicaría una reducción en los márgenes de beneficio sobre costes marginales, sin embargo, dicha pérdida de competitividad provocaría una disminución estimada del precio en pesetas en un 9,7%, lo que supondría un aumento del precio en moneda extranjera de tan solo un 0,03%.

Aunque estas primeras estimaciones ponen de relieve la importancia de las variaciones en la competitividad en el comportamiento internacional de precios, no permiten diferenciar el efecto de los tipos de cambio de los posibles efectos inducidos por interdependencia estratégica en precios. Es decir se ha supuesto, a partir de [8], que el exportador percibe la pérdida (ganancia) de competitividad originada por apreciaciones (depreciaciones) de su moneda respecto a cualquier mercado de destino de igual manera que la pérdida (ganancia) de competitividad generada a consecuencia de una política de disminución (aumento) del precio de su competidor en términos de dicho mercado.

Sin embargo, es posible que los precios de exportación respondan de forma diferente a las variaciones en el precio extranjero de su competidor  $p_i^{*c}$  y al tipo de cambio  $e_i$ . Por ejemplo, cuando bajo un contexto de flotación los movimientos en los tipos de cambio sean impredecibles y comporten incertidumbre en cuanto a su duración es probable que, en general los exportadores sean menos sensibles a las variaciones en los tipos de cambio que a las de los precios del conjunto de sus competidores extranjeros.

De acuerdo con estas consideraciones adicionales de carácter empírico se separa el efecto de ambas variables, obteniendo una versión más general de [9a] y [9b]:

$$\ln p_{it}^c = \alpha_1 (\alpha_2 + \beta_1) (\beta_2 + \beta_1) \alpha_1 \ln p_{it}^{*c} + \alpha_2 \ln e_{it} + u_{it} \quad [9a']$$

$$\ln p_{it}^{*c} = \alpha_1 (\alpha_2 + \beta_1) (\beta_2 + \beta_1) \alpha_1 \ln p_{it}^c + \alpha_2 e_{it} + u_{it} \quad [9b']$$

Las interpretaciones de  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  son inmediatas. En primer lugar, cuando existiese algún grado de interdependencia significativa entre grupos de empresas, los márgenes de beneficio responderían al precio fijado por el exportador en destino y el parámetro  $\alpha_1$  sería no nulo. Concretamente, cuando exista un patrón de complementariedad estratégica en los mercados de destino, los precios en términos

de cada uno de ellos estarán interrelacionados positivamente como consecuencia de la estrategia siendo  $\alpha_1 > 0$ .

Por otra parte, es probable que las variaciones en los tipos de cambio de la moneda del exportador frente al mercado de destino induzcan a reajustes en los márgenes de beneficio específicos sobre el coste marginal. Cuando este fenómeno ocurra, el parámetro  $\alpha_2$  recogería el porcentaje de ajuste en precios del exportador en relación a la variación en el tipo de cambio. Esta situación corresponde a una estrategia de *Pricing to Market* que no sólo indicaría la existencia de cierto poder de monopolio, sino también la segmentación de cada uno de los mercados<sup>23</sup>.

Del contraste de la hipótesis  $\alpha_1 = \alpha_2$  se desprende la ausencia de simetría entre tipos de cambio y precios de los competidores, tanto para los exportadores españoles como para los exportadores italianos. Dado estos resultados, en el cuadro 3 se presentan las correspondientes estimaciones de [9a] y [9b].

Los nuevos resultados revelan que tanto en el comportamiento de los exportadores italianos como el de los españoles subyace una estrategia significativa de *Pricing to Market*. Para el caso español la magnitud del parámetro estimado es muy similar al de los italianos, y aunque es ligeramente superior la diferencia no se muestra estadísticamente significativa. Sin embargo, la información que nos reporta las estimaciones indicaría la ausencia de interdependencia entre los grupos de exportadores en cuestión. Es decir, los reajustes en los márgenes de beneficio que compensan las variaciones en la competitividad relativa, son atribuibles a los *shocks* de los tipos de cambio sobre el grupo de exportadores, pero no existe evidencia de que puedan ser explicados por algún grado de interdependencia estratégica.

Por otro lado, tanto por el elevado grado de correlación estadística como por el contraste de igualdad entre efectos temporales en la estimación conjunta, se podría hablar de una notable similitud en los efectos temporales (ver gráfico 3)<sup>24</sup>. Este hecho podría ser explicado por un elevado grado de semejanza en la evolución en los costes marginales de producción. Por consiguiente, aceptando esta argumentación, y tras los resultados obtenidos para los parámetros  $\alpha_1$ , resulta más verosímil que el notable grado de paralelismo en precios tenga su origen en la evolución de los costes de producción,

---

<sup>23</sup> Ver Krugman (1989). Evidencia empírica de dicha estrategia para los principales sectores exportadores españoles puede encontrarse en Balaguer, Orts y Uriel (1997).

<sup>24</sup> El coeficiente de correlación entre ambos efectos temporales toma un valor del 93%.

y que la complementariedad estratégica en precios sea un factor irrelevante para el caso que nos ocupa<sup>25</sup>.

**Cuadro 3. Estimación del sistema [9 a']-[9b'] por variables instrumentales (3SLS)**

	España	Italia
Constante	10,97** (456,25)	13,54** (699,86)
$\delta_{\text{Bel.lux.}}$	0,05** (2,95)	-0,07* (-2,33)
$\delta_{\text{Netherlands.}}$	0,07** (2,25)	-0,04* (-2,02)
$\delta_{\text{Germany}}$	0,03 (1,19)	-0,09** (-4,33)
$\delta_{\text{U.K.}}$	0,16** (4,45)	0,25** (19,11)
$\delta_{\text{Ireland}}$	0,06** (0,91)	0,13** (7,31)
$\delta_{\text{Denmark}}$	-0,01** (-0,49)	-0,08** (-5,97)
$\delta_{\text{Greece}}$	-0,26** (-5,53)	-0,25** (-2,92)
$\delta_{\text{Portugal}}$	-0,19 (-0,95)	0,28** (14,44)
$\ln p_i^*$	0,40* (2,43)	0,35** (2,81)
$\ln e_i$	-0,15 (-0,60)	-0,08 (-0,32)
R <sup>2</sup> ajustado	0,75	0,83
F[28, 970]	107,57**	180,36**
Nº de observaciones	999	999
$H_0: \delta_1^* - \delta_2^* = 0$ Wald test: P <sup>2</sup> [2]		40,20**
$H_0: \delta^S - \delta^I = 0$ Wald test: P <sup>2</sup> [18]		26,12
$H_0: \delta^S - \delta^I = 0$ Wald test: P <sup>2</sup> [8]		24,10**
$H_0: \delta^{*S} - \delta^{*I} = 0$ Wald test: P <sup>2</sup> [2]		2,86

Nota: Estadístico *t* entre paréntesis. \*\*\*, \*\* Indican que el coeficiente/s es significativo o el rechazo de la correspondiente hipótesis nula al nivel del 1% y 5% respectivamente.

<sup>25</sup> Nótese además, que en los últimos años se observa una ampliación de la brecha en precios (gráfico 2), y que dicha ampliación puede venir explicada en parte por un aumento en la divergencia entre los efectos temporales de ambos exportadores (gráfico 3).

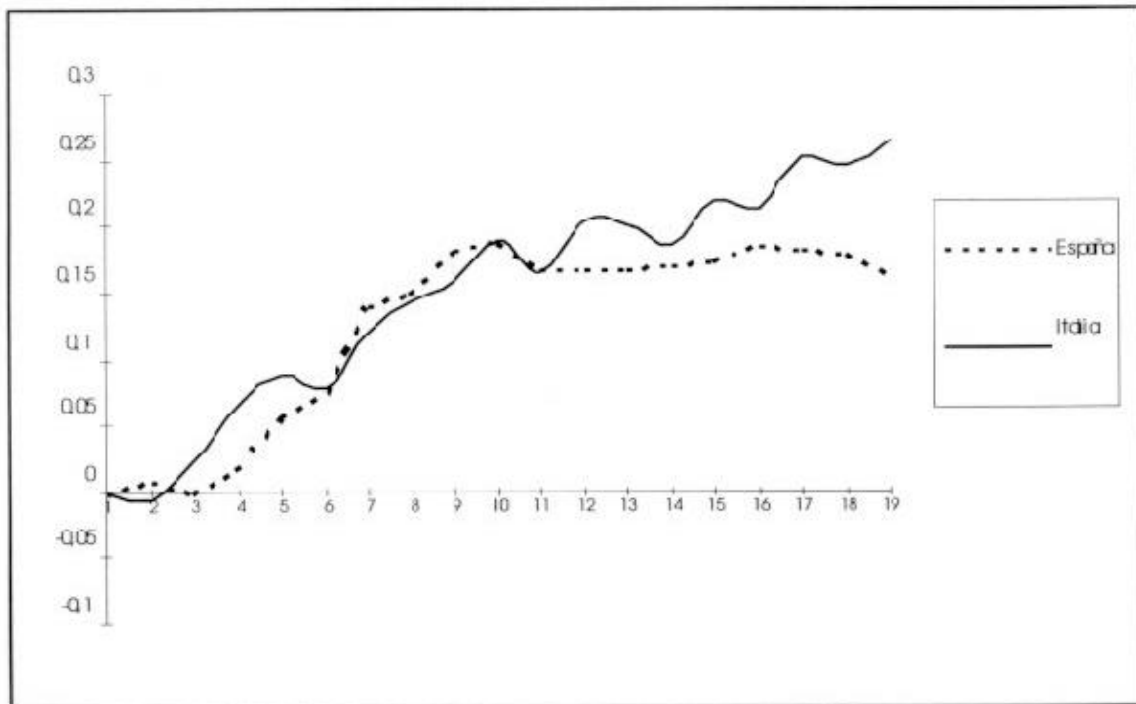


Gráfico 3 Efectos temporales para exportadores italianos y españoles.

Por último, puesto que los contrastes de significación conjunta, revelarían la importancia de los efectos fijos por país de destino en la especificación del modelo econométrico, se han recogido las correspondientes estimaciones. Dichos efectos fijos se han calculado respecto a Francia. En general, se constata que, tanto para el caso de los exportadores italianos como para el de los españoles, dichos efectos son significativamente distintos al país que actúa como referencia. Como hemos argumentado, dicho resultado es consistente tanto con una política de discriminación de precios, como con la existencia de diferenciación entre las calidades que se exportan a cada uno de los países.

A los niveles de significación habituales rechazamos la hipótesis nula  $\beta_i - \beta'_i = 0$ , lo que nos indicaría que los efectos fijos cruzados no son estadísticamente iguales para todo  $i$ . No obstante, se pone de relieve que en promedio se fijan precios mayores (a los franceses) en Reino Unido e Irlanda, y menores para Dinamarca y Grecia fundamentalmente. Estas similitudes en el comportamiento contrastaría con la divergencia obtenida para el caso de Portugal y revelaría que, aunque en ambos casos los patrones de precios dependen críticamente del mercado de destino considerado, los patrones son distintos para ambos grupos de exportadores.

## 7. CONCLUSIONES

En este trabajo nos hemos aproximado algunos de los elementos más relevantes en el comportamiento de precios en la industria exportadora de pavimentos y revestimientos cerámicos, con escasos requerimientos de información desagregada. Concretamente, siguiendo los planteamientos iniciales de Knetter (1989, 1993) y contando con información estadística armonizada para los exportadores españoles e italianos, el recurso a un modelo multimercado en un contexto de equilibrio parcial, no solo ha permitido poner de manifiesto la relevancia determinadas estrategias de precios sin la necesidad de recurrir a variables *proxy* de los costes marginales, sino que además ha permitido comparar las estrategias competitivas de distintos grupos de exportadores con diferenciación de productos en origen.

Las restricciones de simetría en los cambios en competitividad inducidos por precios de los competidores y por variaciones en los tipos de cambio indicarían que, en general, las reacciones que permite compensar los cambios en la competitividad relativa son extremadamente elevadas, aunque para el caso de los italianos son bastante más moderadas. Sin embargo, cabe destacar que esta simetría no tiene por qué cumplirse de manera estricta y que habría que analizar ambos efectos por separado.

El análisis adicional refuerza la evidencia de una política activa de discriminación internacional de precios entre los mercados europeos, cuya práctica viene determinada por las variaciones en los tipos de cambio. El análisis realizado muestra que, tanto los precios en pesetas como en liras de los productos exportados a diferentes destinos europeos, son significativamente sensibles a las variaciones en los tipos de cambio de cada uno de los países, revelando de esta manera la existencia de estrategias de *Pricing to Market* tendentes a estabilizar los precios en términos de los mercados internacionales.

Del conjunto de estimaciones se deriva una débil evidencia de que las reacciones ante las variaciones de los tipos de cambio son algo más acusadas para el caso de los exportadores españoles. Siguiendo a Dornbusch (1987), y salvo que parte de las estrategias italianas de *Pricing to Market* sean comunes a los mercados y estén infraestimadas, un mayor *Pricing to Market* por parte de las empresas españolas podría ser atribuido, tanto a una menor cuota de mercado de este último grupo de exportadores, como al menor poder de monopolio que ostentan los mismos. Mientras que el primero de los elementos se pone de relieve después de un análisis descriptivo de la situación

internacional del sector, el segundo de los elementos no es directamente contrastable a partir del análisis realizado.

Por otro lado, las ecuaciones estimadas no reportan evidencia alguna de interdependencia estratégica entre los distintos grupos de productores. De existir algún grado de interacción estratégica o efectos inducidos ante variaciones en los precios de los competidores, éstos no tendrían un carácter idiosincrásico por mercado de destino, sino que, al contrario de lo que suele ocurrir con el *Pricing to Market*, el efecto inducido siempre sería transmitido proporcionalmente por igual a todos los países (y captado por los efectos temporales) lo que en principio resulta poco verosímil. En este sentido, la explicación al fenómeno de un elevado grado de paralelismo de precios en terceros mercados debería atribuirse más bien a la evolución de los costes de cada grupo y a la transmisión conjunta de los mismos, que a comportamientos de complementariedad estratégica entre grupos de exportadores.

Por último, del comportamiento internacional de precios de la industria se desprende una serie de elementos característicos (poder de monopolio, segmentación de mercados entre países, discriminación de precios, diferenciación de productos en origen, similitud e importancia del grado de transmisión de costes y ausencia de complementariedad estratégica), que podrían ser explicados bajo un marco de competencia monopolística cuyos grupos de exportadores se encuentran sujetos a procesos productivos similares pero se enfrentan a demandas y *shocks* específicos.

## APÉNDICE DE DATOS

Los valores unitarios se han construido a partir del cociente entre el valor total de las exportaciones (en términos *f.o.b.*) y las correspondientes unidades físicas, en base a las estadísticas de *EUROSTAT* y a un nivel de desagregación de 6 dígitos. Dicha fuente sigue la Nomenclatura Combinada del Arancel Integrado Comunitario y los productos considerados en el trabajo se corresponden con la posición 690890 (Glazed ceramic flags and paving, hearth or wall tiles- excl. of siliceous fossil meals or similar siliceous earths, refractory ceramic goods, tiles made into stands, ornamental articles and tiles specifically manufactured for stoves-).

El inicio del período seleccionado coincide expresamente con la entrada en vigor, el 1 de enero de 1988, del Arancel Integrado Comunitario. Por otro lado, las series utilizadas de los tipos de cambio son datos mensuales procedentes del *Boletín Estadístico* del Banco de España, mientras que los índices de precios al consumo mensuales para cada país de destino, han sido obtenidos a partir de las *Estadísticas Financieras Internacionales* del FMI (código 64). De manera excepcional se han utilizado índices de precios al consumo trimestrales para el caso de Irlanda, esta particularidad ha sido debida a que ésta es la mayor frecuencia proporcionada por las estadísticas disponibles.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Appelbaum, E (1979): "Testing Price Taking Behaviour", *Journal of Econometrics*, pp. 283-294.
- Balaguer, J.; Orts, V. y Uriel, E. (1997): "Segmentación de mercados y discriminación internacional de precios. Evidencia empírica para las exportaciones industriales españolas a los principales países de la OCDE", *Investigaciones Económicas*, pp. 541-562.
- Balestra, P. (1992): "Fixed effect models and fixed coefficient models", en Matyas, L. Sevestre, P., eds, *The Econometrics of Panel Data: Handbook of Theory and Applications. Advanced Studies and Theoretical and Applied Econometrics*, vol. 28. Norwell, Mass. and Dordrecht: Klumer Academic, pp. 30-45.
- Dornbusch, R. (1987): "Exchange rates and prices", *American Economic Review*, pp. 93-106.
- Feenstra, R.C.; Gagnon, J.E. y Knetter, M.M. (1996): "Market share and exchange rate pass through in world automobile trade", *Journal of International Economics*, pp. 187-207.
- Goldberg, P. y Knetter, M. M. (1996): "Goods prices and exchange rates: what have we learned?" NEBER Working Paper 5862.
- Gollop, F. y Roberts, M. (1979): "Firm Interdependence in oligopolistic markets", *Journal of Econometrics*, pp. 313-331.
- Hooper, P. y Mann, C. (1989): "Exchange rate pass through in the 1980s: the case of US imports of manufactures", *Brookings Papers in Economics Activity*, pp. 297-337.
- Hung, W., Kim, Y. y Ohno, K. (1993): "Pricing exports: a cross-country study", *Journal of International Money and Finance*, pp. 1-28.
- Hsiao, C. (1986): *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- Knetter, M.M. (1989): "Price discrimination by U.S. and German exporters", *American Economic Review*, pp. 198-210.



- Knetter, M.M. (1993): "Internacional comparisons of pricing-to-market behavior", *American Economic Review* , pp. 473-486.
- Knetter, M.M. (1995): "Pricing to market in response to unobservable and observable shocks", *International Economic Journal*, pp. 1-25.
- Krugman, P.R. (1987): \*Pricing to market when the exchange rate changes+, en *Real Financial Linkages Among Open Economies*; Arndt S. W. y Richardson J. D. (eds.), MIT Press, Cambridge, pp. 49-70.
- Krugman, P.R. (1989): *Exchange Rate Instability* , MIT Press, Cambridge.
- Roberts, M. (1984): "Testing oligopolistic behaviour", *International Journal of Industrial Organization*, pp. 367-384.
- Shaked, A. y J. Sutton (1982): "Relaxing price competition through product differentiation", *Review of Economic Studies*, pp. 3-13.
- Shapiro, C. (1989): "Theories of Oligopoly Behaviour", en *Handbook of Industrial Organization* (1), Smalensee, R. y Willing, R. eds, North-Holland.
- Stigler, G.L. (1987): "Do entry conditions vary across markets? comments an discussion", *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 876-879.