

EL AJUSTE DE LOS PRECIOS DE EXPORTACION ANTE LAS VARIACIONES DE LOS TIPOS DE CAMBIO EN UN CONTEXTO DE COMPETENCIA IMPERFECTA: UNA APLICACION EMPIRICA A LA INDUSTRIA AUTOVILISTICA DE CASTILLA Y LEON

*Zenón Jiménez Ridruejo**
*Julio Herrera Revuelta**
*Jesús Santamaría Fidalgo***

El comercio exterior de la industria del automóvil ha sido, y sigue siendo, el principal componente del comercio exterior de Castilla y León en los últimos diez años. Las exportaciones representan entre el 50 y el 60 por 100 del total de las exportaciones de las empresas castellano-leonesas, y las importaciones entre el 25 y el 30 por 100 del total de las importaciones. Por lo tanto, comprender los distintos aspectos de la dinámica del comercio exterior de este sector resulta clave para explicar lo que ha acontecido en el conjunto de la actividad exterior de la comunidad autónoma. El objetivo de este trabajo es analizar el margen de maniobra que tiene la industria automovilística radicada en Castilla y León frente a variaciones del tipo de cambio de la peseta (efecto *pricing-to-market*) y estudiar las repercusiones de dichas variaciones en los precios de exportación (efecto *pass through*). Los resultados del trabajo indican que la industria analizada mantiene diferentes estrategias de fijación de precios de exportación, en moneda local del importador, en función del país de destino de las ventas.

Palabras clave: *comercio internacional, competencia imperfecta, tipo de cambio, precios, industria del automóvil, Castilla y León, España, 1989-1998.*

Clasificación JEL: *D43, F13.*

* Departamento de Fundamentos del Análisis Económico.
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Valladolid.

** Departamento de Historia, Instituciones y Economía Aplicada.
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Valladolid.

1. La importancia de la competencia imperfecta en el comercio internacional

En un marco de economía abierta con fuerte interdependencia entre los agentes que participan en los mercados interna-

cionales y un elevado grado de competencia monopolista, la evolución de las exportaciones de un área económica se considera el factor exógeno clave de su crecimiento económico (Harrod, 1933) y, por tanto, de una de sus posibilidades de desarrollo futuras.

Las exportaciones e importaciones de la industria del automóvil han sido el principal componente del comercio exterior de Castilla y León en los últimos diez años. Las exportaciones representan entre el 50 y el 60 por 100 del total de exportaciones de las empresas castellanoleonesas, y las importaciones entre el 25 y el 30 por 100 del total de importaciones. Por tanto, comprender cuál ha sido la dinámica del comercio exterior de este sector es clave para explicar lo que ha acontecido en el conjunto de la actividad exterior de la comunidad autónoma.

La industria automovilística es uno de los ejemplos más claros en los que la estructura de los mercados se puede considerar de forma simplificada como de competencia monopolista (Stiglitz, 1998). En situación de competencia imperfecta, la pendiente de la función de demanda será más negativa cuanto mayor poder de mercado tenga, es decir, cuanto más puedan subir los precios sin perder todos sus clientes como sucedería si la estructura del mercado fuera de competencia perfecta. Como demostraremos más adelante, los dos factores que determinan la función de beneficios de una empresa exportadora son la pendiente y el grado de convexidad de la función de demanda, y la pendiente de la función de costes marginales.

Krugman (1987) hace hincapié en la idea de que una empresa con poder de mercado realizará una política de ajuste de su *mark-up* en los mercados de destino de sus exportaciones en función de las variaciones del tipo de cambio de su moneda de origen respecto a las monedas de los países de destino (*pricing-to-market*). Es decir, la empresa que se encuentre en una industria cuya estructura sea de competencia monopolista realizará una política empresarial de discriminación de precios.

Nuestro objetivo en este trabajo es analizar cómo varía la estrategia de la industria automovilística radicada en Castilla y

León ante las variaciones del tipo de cambio en su conducta exportadora, es decir, estudiar el margen de maniobra que tiene el sector frente a variaciones del tipo de cambio de la peseta (efecto *pricing-to-market* o PTM) y la repercusión de dichas variaciones en los precios a los que exporta (efecto *pass through*).

El trabajo pionero en este campo es el realizado por Knetter en 1989 en el que analiza el diferente comportamiento del efecto PTM en Estados Unidos y Alemania. El propio Knetter en solitario (1992, 1993) o en colaboración con Gagnon (1995) y con Gagnon y Feenstra (1996) profundiza en el análisis del comportamiento PTM de diferentes países industriales en distintas ramas productivas. En España, el trabajo pionero es el que realiza Balaguer (1994) en su tesis doctoral sobre la industria de pavimentos cerámicos. Posteriormente, en colaboración con Orts y Uriel (1996 y 1997) amplía el conocimiento del comportamiento discriminador de precios de diversas ramas industriales españolas; otros trabajos sobre diferentes aspectos del comportamiento PTM son los de Murgazova (1996) y Caselli (1996). Una revisión reciente de los trabajos sobre el tema se puede encontrar en Morales y Muñoz (1998).

El período que hemos elegido para nuestro estudio, desde 1989 a 1998, tiene la virtud de recoger distintos momentos de la evolución del tipo de cambio de la moneda española. Es una opinión muy arraigada que la moneda española estuvo sobrevalorada hasta 1992, comenzándose entonces un proceso de fuerte devaluación, que dio lugar a varios realineamientos en el Sistema Monetario Europeo hasta que, a partir de 1995 el valor internacional de la peseta tiende a un proceso muy lento de depreciación. Como se puede apreciar, el período es extraordinariamente rico dado que nos permite analizar la conducta de fijación de precios de exportación del sector en un contexto múltiple. Para constituir nuestro ámbito espacial hemos escogido los cuatro principales destinos de las exportaciones del sector automovilístico de Castilla y León: Francia, que es el principal cliente, Bélgica, Italia y Portugal. En el contexto regional castellano, las exportaciones de automóviles quedan limitadas fundamentalmente a

una sola empresa FASA-Renault, por lo que este trabajo se aproxima al estudio del comportamiento PTM de una sola firma.

Se ha construido una base de datos mensual a partir de los datos elaborados por la Dirección General de Aduanas y facilitados por el Servicio de Estadísticas del Servicio de Estudios Económicos de la Consejería de Economía y Hacienda de la Junta de Castilla y León, para calcular los valores unitarios de exportación, y la publicación *Main Economics Indicators* de la OCDE, para los tipos de cambio¹.

2. El modelo teórico

El enfoque empírico que hemos adoptado para analizar el margen de maniobra de la industria automovilística de Castilla y León ante una variación de los tipos de cambio de la peseta es el propuesto por Knetter (1989, 1991, 1993, 1995).

Supongamos que tenemos una empresa que produce una mercancía q en un mercado en competencia imperfecta. Sea su función de beneficios $\Pi(q)$, entonces:

$$\Pi(q) = [p^*(q) q]e - C(q, w) \quad [1]$$

donde,

$p^*(q)$: es la función inversa de demanda,

e : el tipo de cambio,

w : los costes de los inputs.

Derivando la función obtenemos:

$$\Pi_q = [p^*(q) q + p^*(q) e - C_{Ma}(q, w)] \quad [2]$$

A partir del teorema de la función implícita se cumple que:

$$-\frac{dp^*}{de} = -\frac{dp^* dq}{dq de} = \frac{dp^*}{dq} \frac{\Pi_{qe}}{\Pi_{qq}}$$

y desarrollando nos queda:

$$p^* \frac{\Pi_{qe}}{\Pi_{qq}} = \frac{p^{*'}(p^* + qp^{*'})}{(2ep^{*'} - C_{Maq} + eqp^{*'})}$$

si multiplicamos por e/p^* y operamos, obtenemos:

$$\Phi_M = \frac{1 - \varepsilon}{1 - \varepsilon \cdot \varepsilon_\varepsilon + \varepsilon \frac{C_{Maq}}{ep^{*'}}}$$

donde:

ε : es la elasticidad de la demanda.

$$\varepsilon = -\frac{dq}{dp^*} \frac{p^*}{q}$$

ε_ε : es la elasticidad de la elasticidad de la demanda:

$$\varepsilon_\varepsilon = \frac{\partial \ln \varepsilon}{\partial \ln p^*} = 1 + \varepsilon \cdot \left[\frac{p^{*''} p}{(p^{*'})^2} \right]$$

De esta manera, el efecto PTM dependerá de la pendiente y grado de convexidad de la función de demanda y de la pendiente de la curva de costes marginales. Además, se demuestra que la condición de segundo grado de óptimo es:

$$1 - \varepsilon \cdot \varepsilon_\varepsilon \angle \varepsilon \frac{C_{Maq}}{ep^{*'}}$$

A partir del desarrollo anterior, se puede afirmar que el efecto de las elasticidades de demanda se descompone en un efecto dependiente de las características individuales y propias de cada mercado a los que se dirige la mercancía y de los tipos de cambio de la moneda respecto a los países de destino. De esta manera, el modelo a estimar se puede especificar como:

¹ Para ver los datos concretos, puede consultarse JUNTA DE CASTILLA Y LEÓN, *Anuario Estadístico de Castilla y León*, varios años.

$$\ln p_{it} = \alpha + \lambda_i + \beta_i \ln e_{it} + u_{it} \quad [3]$$

donde:

p_{it} : es el precio de exportación al país i en moneda del importador;

λ : representa las características propias de cada mercado de exportación;

e : es el tipo de cambio de una unidad de moneda del exportador por cantidad de moneda del importador;

u_{it} : son los efectos sobre p no recogidos por el modelo, en lo que se incluyen los costes marginales.

La interpretación económica de los β estimados no es fácil. Knetter (1995) comenta que un valor de $\beta = 0$ indica que toda la variación de los tipos de cambio se traslada a los precios en moneda del importador, por lo que no hay comportamiento PTM. Cuando el valor del β estimado es negativo, nos indicaría que, por ejemplo, ante una apreciación de la moneda del importador, una parte iría a aumentar el *mark-up* y otra a absorber la variación del tipo de cambio.

3. La estimación del comportamiento PTM de la industria automovilística de Castilla y León

Los procedimientos econométricos utilizados para estimar una ecuación del tipo de [3], en los trabajos mencionados anteriormente sobre la discriminación de precios en un contexto de multimercado, han empleado la estimación por mínimos cuadrados, ordinarios o generalizados, y la estimación por datos de panel en función del ámbito de estudio elegido.

En nuestro caso, podemos encontrarnos con dos situaciones alternativas. Por un lado, la estrategia empresarial de comportamiento PTM puede ser la misma en todos los países compradores de tal manera que el estimador del parámetro del tipo de cambio sea el mismo para todos, en cuyo caso la alternativa econométrica a elegir sería la estimación mediante datos de panel. Por otro lado, pudiera ser que la empresa tuviera un comportamiento específico en cada país cliente, en cuyo caso la técnica econométrica a utilizar sería la convencional de series en el tiempo.

Por tanto, en primer lugar comprobaremos si necesitamos una u otra técnica econométrica. Para ello, hemos estimado,

mediante el SURE con el panel completo² (Cuadro A1 del Anexo) y realizado el test de Wald de igualdad de las pendientes de cada país³. El valor de la Chi-cuadrado es de 26,6 con datos mensuales, de 34,69 con datos trimestrales y de 43,82 con datos anuales. Al ser mayores que el valor crítico de aceptación de la hipótesis nula para una probabilidad del 99 por 100, no aceptamos que las pendientes sean iguales⁴ ni con datos mensuales ni trimestrales. Es decir, el sector castellanoleonés mantiene estrategias diferenciadas en cada uno de los cuatro mercados de exportación analizados (Francia, Bélgica, Italia y Portugal). Por tanto, el enfoque econométrico que adoptaremos es el de datos de series temporales.

En principio, el procedimiento de estimación debería de ser el de realizar un ajuste para cada uno de los países. Ahora bien, el hecho de que las exportaciones castellanoleonesas de automóviles se realicen fundamentalmente por una empresa y que ésta sea un grupo multinacional, que cuenta también con plantas productoras en Francia, Bélgica y Portugal, y, además, el funcionamiento de una unión aduanera desde 1960 entre tres de ellos, pudiera provocar que exista correlación entre los precios en los distintos países. Hemos calculado el coeficiente de correlación entre los precios de exportación en moneda del país importador, en números índices, y observamos valores que van de 0,30 a 0,54 con la excepción de Portugal.

A la vista de esta correlación, la teoría econométrica nos indica que es mejor estimar el comportamiento PTM de la industria castellanoleonesa del automóvil como un sistema de ecuaciones. El procedimiento que hemos elegido es el SURE, que pro-

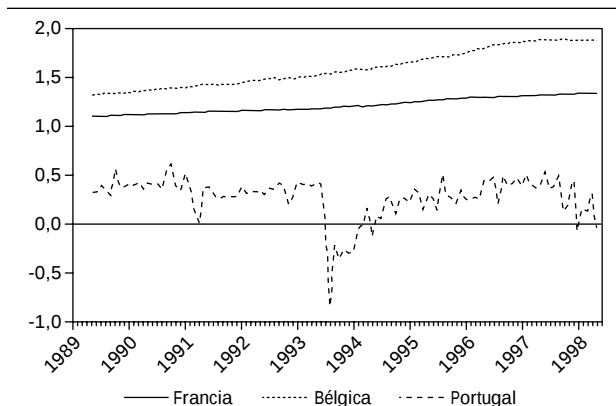
² El Eviews permite en la estimación con el panel completo imponer la condición de igualdad o no de las pendientes, imponiendo la restricción de pendiente común a todos los países o específica en cada uno. En el caso de pendiente específica a cada país, el Eviews estima mediante ecuaciones simultáneas.

³ Los AR(1) ayudan a corregir la autocorrelación. Su presencia nos está recogiendo la ausencia de otras variables explicativas no observables, como los costes marginales.

⁴ Hemos comprobado también dos a dos y en ningún caso podemos aceptar la igualdad.

GRAFICO 1

**EVOLUCION DE LOS VALORES DE PTM*
(Datos mensuales)**

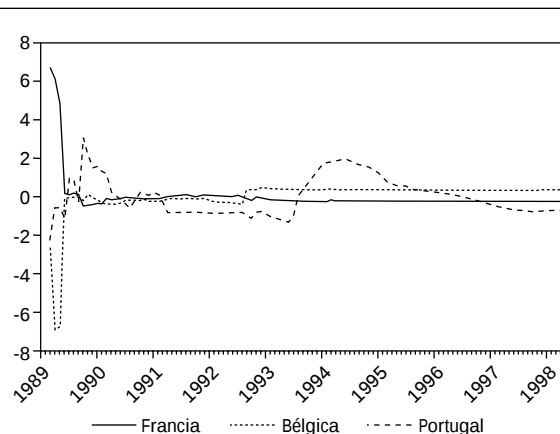


* Filtro de Kalman con AR.

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

GRAFICO 2

**DINAMICA DE AJUSTE DE PASS THROUGH (PT)*
(Datos mensuales)**



* Estimación con filtro de Kalman.

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

porciona valores del estadístico t robustos a heterocedasticidad y autocorrelación, y estima por máxima verosimilitud.

Por tanto, el sistema de ecuaciones que vamos a estimar es:

$$\ln p_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln e_{it} + u_{it}$$

con i = Bélgica, Francia, Italia, Portugal.

Los resultados de la estimación, recogidos en los Cuadros A2 y A3 del Anexo, indican que sólo en el caso de Italia el efecto *pass through* es completo, dado que el valor del estimador del parámetro del tipo de cambio (β_i) es cero (con una probabilidad superior al 93 por 100) tanto usando datos mensuales como usando trimestrales, mientras que en los otros tres casos sí parece existir un comportamiento PTM.

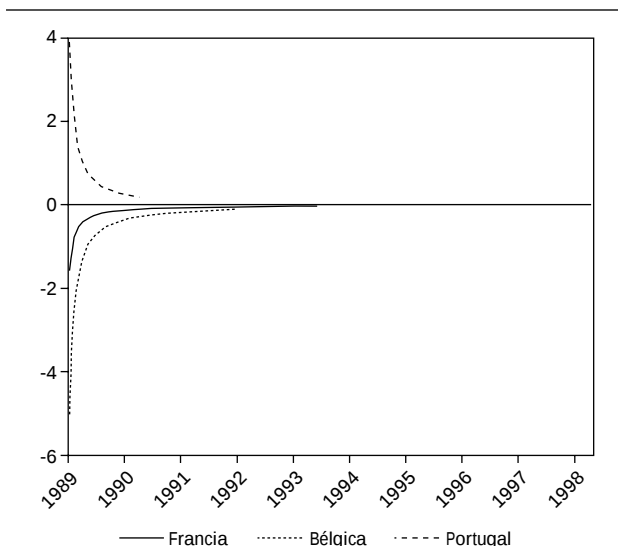
Para los casos de Francia y Bélgica los resultados indican que la estrategia estabilizadora de precios de destino juega un papel importante y el efecto de la variación del valor de la moneda se reparte entre la absorción de la variación del tipo de cambio y la variación del *mark-up*, dado que los valores de β_i son negativos.

En cambio, la interpretación económica del comportamiento empresarial en las exportaciones a Portugal, dado que el valor de β_i es positivo, es más compleja. El sector no intenta estabilizar los precios en escudos portugueses, sino que ha aprovechado la apreciación de la moneda portuguesa respecto a la peseta para incrementar sus rendimientos monetarios. Estos resultados hacen pensar que el poder de mercado que tiene la industria automovilística en Portugal es mayor que en los otros destinos de la Unión Europea.

Hasta este momento hemos supuesto que el comportamiento PTM ante una variación del tipo de cambio es constante a lo largo del tiempo. Vamos a relajar ahora este supuesto dado que la estrategia empresarial de discriminación de precios podría variar como consecuencia de que entre 1989 y 1998 se han producido hechos institucionales, como varios realineamientos y el cambio en las bandas de fluctuación del Sistema Monetario Europeo, relacionados con el valor de la peseta en moneda extranjera y/o como una reacción a las distintas coyunturas económicas en cada país.

GRAFICO 3

DINAMICA DE AJUSTE DE *PASS THROUGH* EN LAS EXPORTACIONES DE LA INDUSTRIA DEL AUTOMOVIL DE CASTILLA Y LEON* (Datos mensuales)

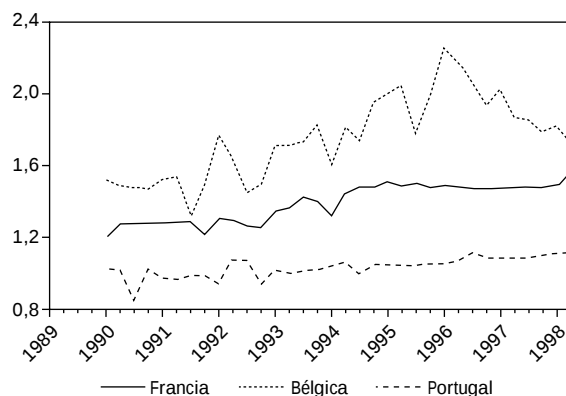


* Ajuste mediante polinomio de retardos.

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

GRAFICO 4

EVOLUCION DE LOS VALORES DE PTM* (Datos trimestrales)



* Filtro de Kalman con AR.

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

Para estudiar si efectivamente se puede pensar en un distinto comportamiento PTM a lo largo del tiempo, y no sólo entre países, vamos a estimar las series utilizando el filtro de Kalman. En este caso vamos a descomponer el parámetro β en un término constante y en un término variable en el tiempo. Las ecuaciones a estimar en este caso son:

$$\ln p_{it} = (\alpha_i + \beta_{it}) * l e_{it}$$

$$\beta_{it} = \lambda_i * \beta_{it-L}$$

donde i : Bélgica, Francia, Italia, Portugal.

Las implicaciones más importantes que se desprenden del resultado obtenido en la estimación son, como se puede ver en los Cuadros A4 y A5 del Anexo, y en los Gráfico 1 y 3, que en Francia y Bélgica una parte de la variación de los tipos de cam-

bio va a incrementar el *mark-up*, por lo que la estrategia del sector genera un comportamiento discriminador (PTM) ligeramente creciente.

La variación en el tiempo del comportamiento PTM por países nos plantea la duda de cómo será el ajuste dinámico en cada país, es decir, si el *pass through* (PT) llega a ser completo en el tiempo, en su caso, cuantos meses tarda cada país en alcanzarlo. Para comprobar el desfase vamos a ajustar el modelo usando dos métodos. En primer lugar estaremos mediante el filtro de Kalman, considerando que no sólo varía el tipo de cambio sino que también varía el comportamiento PTM y, en segundo lugar, estaremos un polinomio de retardos.

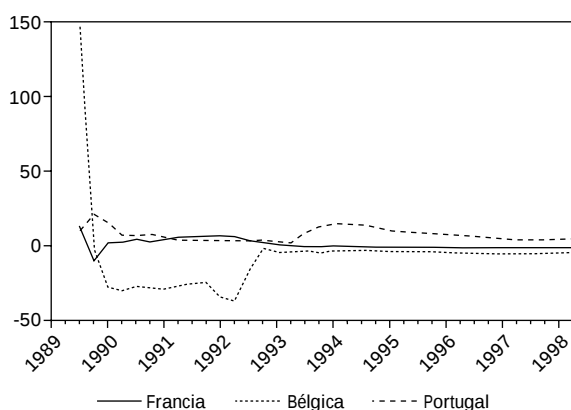
Las ecuaciones a estimar usando el filtro de Kalman son las mismas que las especificadas para estimar una β que varía en el tiempo, mientras que estimando con polinomios de retardos serían:

$$\ln p_{it} = \alpha_i + \beta_i * \ln e_{it-L}$$

donde i : Bélgica, Francia, Italia, Portugal; y L representa los retardos necesarios para que β sea cero.

GRAFICO 5

**DINAMICA DE AJUSTE DE PASS THROUGH (PT)*
(Datos trimestrales)**



* Estimación con filtro de Kalman.

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

Los dos métodos de estimación que hemos empleado producen resultados análogos. Estos resultados, que reproducimos en los Cuadros A6, A7 y A8 del Anexo, y se observan en los Gráficos 2, 3 y 4, implican que Francia amortigua dentro del período de los doce meses siguientes la mayor parte de la variación de los tipos de cambio. Bélgica, por su parte, tarda algo más mientras que Portugal no consigue nunca alcanzar un PT completo.

4. Conclusiones

En este trabajo nos hemos planteado realizar una primera indagación sobre el comportamiento discriminador de precios ante una variación de los tipos de cambio en una industria en las que sus relaciones comerciales internacionales presentan una estructura de competencia imperfecta y una fuerte presencia de comercio intraindustrial.

La existencia de un mercado que no esté en competencia perfecta es una condición necesaria para que se produzca el efecto Pricing to Market (PTM). En los casos analizados, para el período

estudiado y tanto utilizando datos mensuales como trimestrales, observamos que la industria castellanoleonesa del automóvil mantiene diferentes estrategias de fijación de precios de exportación, en moneda local del importador, en función del país al que se dirijan las ventas, aunque es necesario tener en cuenta que existe una correlación positiva entre los precios de exportación a Francia, Bélgica y Portugal.

Este resultado lo hemos comprobado mediante el test de Wald, de tal manera que tanto el estimador del parámetro del tipo de cambio como el de la constante son distintos para cada uno de los países, por lo que no formalizamos la estimación como un modelo de datos de panel sino como un sistema de ecuaciones.

El segundo resultado que resalta en el trabajo, compartido por los datos mensuales y trimestrales, es que en Francia y Bélgica el efecto Pass Through se comparte con un incremento del mark-up mientras que en Italia este efecto es completo. Al mismo tiempo que el margen de maniobra es bastante mayor en Portugal que en los otros mercados consumidores.

Hemos comprobado que el comportamiento Pricing to Market de la industria Automovilística no es completamente constante en el tiempo, sino que tiende a reforzarse en los mercados francés y belga, tanto analizando el problema con una perspectiva temporal mensual como analizándolo con una perspectiva trimestral. Y además, el ajuste dinámico es rápido en los primeros doce meses para Francia y Bélgica, aún cuando tiende a demorarse en el tiempo entre uno y cuatro años. Por su parte, en Portugal, como es lógico por el signo positivo del estimador, no se hace completo nunca.

Por último cabe señalar que aunque en las series de valores unitarios mensuales tiende a estar presente una fuerte inestabilidad (como señala Knetter) para una frecuencia tan baja, los resultados son similares cuando se utilizan frecuencias más altas como son los datos con periodicidad trimestral.

Referencias bibliográficas

[1] BALAGUER, J. (1993): «Análisis de discriminación de precios en los mercados de exportación mediante un modelo de datos de

panel. Una aplicación para la industria española de pavimentos cerámicos», CEURA, 1993.

[2] BALAGUER, J.; ORTS, V. y URIEL, E. (1996): «Segmentación de mercados y discriminación internacional de precios. Evidencia empírica para las exportaciones industriales españolas a los principales países de la OCDE», *Investigaciones Económicas*, volumen XXI (3), páginas 543-562.

[3] CASELLI, P. (1996): «Pass Through and Exports Prices: An Empirical Test for the Leading European Countries», *International Review of Applied Economics*, volumen 10, número 2, páginas 249-261.

[4] FEENSTRA, R. C. (1987) «Symetric Pass-Through of Tariffs and Exchange Rates Under Imperfect Competition: An Empirical Test», *Journal of International Economics*, agosto, 1989, número 27, páginas 25-45

[5] 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*, número 40, páginas 187-207.

[6] FEENSTRA, R. C. y KENDALL, J. D. (1997): «Pass-Trough of Exchange Rates and Purchasing Power Parity», *Journal of International Economics*, número 43, páginas 237-261.

[7] GAGNON, J. E. y KNETTER, M. M. (1995): «Markup Adjustment and Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Panel Data on Automobile Exports», *Journal of International Money and Finance*, número 14, páginas 289-310.

[8] KNETTER, M. M. (1989): «Price Discriminations by US and German Exporters», *American Economic Review*, número 79, páginas 198-210.

[9] KNETTER, M. M. (1993): «International Comparisons of Pricing to Market Behavior», *American Economic Review*, número 83, páginas 473-486.

[10] KNETTER, M. M. (1995): «Pricing to Market in Response to Unobservable and Observable Shocks», *International Economic Journal*, número 9, páginas 1-25.

[11] KRUGMAN, P. (1987): «Pricing to Market when the Exchange Rate Changes», en *Real Financial Linkages Among Open Economies*, ARNDT, S. W. y RICHARDSON J. D. (Edts.), MIT Press, Cambridge, páginas 49-70.

[12] MORALES, A. y MUÑOZ, J. A. (1998) «Tipos de Cambio y precios de las exportaciones: la evidencia», en Documentos de Trabajo Departamento de Teoría e Historia Económica, número 6, Valencia.

ANEXO

Resultados de la estimación

En el trabajo de modelización empírica de la PTM se ha comprobado, en primer lugar, si la metodología a utilizar debería de ser la estimación mediante datos de panel, que implicaría una estrategia empresarial única en los distintos mercados europeos, o la estimación mediante un modelo de ecuaciones simultáneas, que implicaría un comportamiento empresarial específico en cada país. En el Cuadro A1 se ofrecen los resultados de la estimación del panel completo mediante el método SURE, que ofrece estimaciones máximo verosímiles y sobre ellas se ha realizado el test de Wald.

En los Cuadros A2 y A3 se estima el sistema de ecuaciones del efecto PTM con periodicidad mensual y trimestral.

En los Cuadros A4 y A5, se ha estimado la posible variación del efecto PTM mediante el filtro de Kalman. Y en los Cuadros A5 y A6 la misma variación, pero mediante un polinomio de retardos. En el Cuadro A7 se refleja el cambio del poder de mercado de las empresas mediante el cambio en los valores del estimador del coeficiente del tipo de cambio.

CUADRO A1

ESTIMACION SURE DE LA VARIACION DE PRECIOS DE EXPORTACION ANTE VARIACIONES DEL TIPO DE CAMBIO

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
B-C	27,44078	3,443878	7,967988	0,0000
FR-C	11,46080	0,873543	13,11991	0,0000
IT-C	5,779248	4,888922	1,182111	0,2378
P-C	-18,43157	14,03839	-1,312940	0,1899
LE_B	-4,864817	0,777701	-6,255382	0,0000
LE_FR	-1,473297	0,196520	-7,496927	0,0000
LE_IT	-0,220497	1,052719	-0,209454	0,8342
LE_P	4,935393	3,074305	1,605369	0,1091
B--AR(1)	0,271237	0,090860	2,985221	0,0030
FR--AR(1)	0,034606	0,092738	0,373162	0,7092
IT--AR(1)	0,326914	0,087900	3,719173	0,0002
P--AR(1)	0,645118	0,072772	8,864926	0,0000

B (Bélgica), FR (Francia), IT (Italia), P (Portugal)

Sample: 1989: 01 1998: 05

Included observations: 113

Total panel (balanced) observations: 448

Convergence achieved after 6 iteration(s)

Weighted Statistics

Log likelihood..... -312,9459

Unweighted Statistics

R-squared	0,650772	Mean dependent var	4,925866
Adjusted R-squared	0,641961	S.D. dependent var	1,017095
S.E. of regression	0,608592	Sum squared resid	161,4875
Durbin-Watson stat.....	2,134824		

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

CUADRO A2
**ESTIMACION SURE DEL EFECTO PTM
(Datos mensuales)**

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
B_C	20,39350	3,554890	5,736746	0,0000
LE_B	-3,630173	0,723040	-5,020706	0,0000
LIVU_B(-1)	0,268374	0,089535	2,997413	0,0029
FR_C	11,76435	0,846025	13,90545	0,0000
LE_FR.....	-1,542652	0,190253	-8,108442	0,0000
IT_C	3,505665	3,474559	1,008953	0,3136
LE_IT.....	-0,066046	0,747488	-0,088357	0,9296
LIVU_IT	0,327225	0,087964	3,719989	0,0002
P_C	-14,19074	6,955710	-2,040157	0,0419
LE_P	4,011552	1,522872	2,634202	0,0087

Sample: 1989: 01 1998: 05

Included observations: 113

Total system observations: 450

Convergence achieved after: 5 weight matrices, 6 total coef iterations

Determinant residual covariance..... 0,005401

Equation: LIVU_B = C(3) + C(7) * LE_B + C(20) * LIVU_B(-1)

Observations: 112

R-squared	0,443273	Mean dependent var	5,909548
Adjusted R-squared	0,433058	S.D. dependent var	1,134387
S.E. of regression	0,854143	Sum squared resid	79,52214

Durbin-Watson stat..... 2,045031

Equation: LIVU_FR = C(4) + C(8) * LE_FR

Observations: 113

R-squared	0,375856	Mean dependent var	4,907627
Adjusted R-squared	0,370233	S.D. dependent var	0,347822
S.E. of regression	0,276024	Sum squared resid	8,457013

Durbin-Watson stat..... 1,891312

Equation: LIVU_IT = C(5) + C(9) * LE_IT + C(22) * LIVU_IT(-1)

Observations: 112

R-squared	0,113341	Mean dependent var	4,750732
Adjusted R-squared	0,097072	S.D. dependent var	0,360211
S.E. of regression	0,342281	Sum squared resid	12,77006

Durbin-Watson stat..... 2,105319

Equation: LIVU_P = C(6) + C(10) * LE_P

Observations: 113

R-squared	0,055216	Mean dependent var	4,130571
Adjusted R-squared	0,046704	S.D. dependent var	0,987687
S.E. of regression	0,964346	Sum squared resid	103,2260

Durbin-Watson stat..... 0,710845

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

CUADRO A3
ESTIMACION SURE DEL EFECTO PTM
(Datos trimestrales)

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_B--C.....	26,73896	3,175954	8,419190	0,0000
_FR--C.....	11,62811	0,907069	12,81943	0,0000
_IT--C.....	4,285668	4,992941	0,858345	0,3921
_P--C.....	-15,08698	10,38918	-1,452182	0,1486
_B--LE_B.....	-4,705020	0,716967	-6,562394	0,0000
_FR--LE_FR.....	-1,510350	0,204038	-7,402303	0,0000
_IT--LE_IT.....	0,099669	1,075283	0,092691	0,9263
_P--LE_P.....	4,208102	2,274846	1,849840	0,0664
Sample: 1989: 1 1998: 2				
Included observations: 38				
Total panel (balanced) observations: 152				
Convergence achieved after 14 iteration(s)				
Weighted Statistics				
Log likelihood.....	-69,75551			
Unweighted Statistics				
R-squared.....	0,653671	Mean dependent var		4,925732
Adjusted R-squared.....	0,636835	S.D. dependent var		0,926625
S.E. of regression.....	0,558413	Sum squared resid		44,90286
Durbin-Watson stat.....	0,895617			

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

CUADRO A4

**ESTIMACION DE LA VARIACION DE LA PTM A LO LARGO DEL TIEMPO. FILTRO DE KALMAN
(Datos mensuales)**

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1).....	-0,248390	0,057353	-4,330888	0,0000
C(6).....	-0,109721	0,031045	-3,534204	0,0005
C(11).....	-0,006683	5,500186	-0,001215	0,9990
C(16).....	0,632414	0,160634	3,936983	0,0001
C(17).....	1,002984	0,000692	1.448,388	0,0000
C(22).....	1,001628	0,000632	1.584,368	0,0000
C(27).....	0,996949	0,020901	47,69758	0,0000
C(32).....	0,854228	0,064461	13,25185	0,0000
OBVAR(1,1).....	0,698057	1,147309	0,608430	0,5432
OBVAR(2,2).....	0,130439	0,438547	0,297435	0,7663
OBVAR(3,3).....	2,35E-09	1,8001007	1,31E-16	1,0000
OBVAR(4,4).....	2,04E-09	1,5528382	1,31E-16	1,0000
SSVAR(1,1).....	2,16E-05	159,1338	1,36E-07	1,0000
SSVAR(2,2).....	5,83E-06	1.333,014	4,38E-09	1,0000
SSVAR(3,3).....	0,003321	3,696011	0,000898	0,9993
SSVAR(4,4).....	0,037472	0,434749	0,086191	0,9314
Final SV Bélgica	1,881391	0,032053	58,69658	0,0000
Final SV Francia.....	1,340202	0,014719	91,05345	0,0000
Final SV Italia	1,117831	0,057624	19,39873	0,0000
Final SV Portugal	-0,035740	0,193576	-0,184628	0,8536

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample: 1989: 01 1998: 05

Included observations: 109

Variance of observation equations: Diagonal

Variance of state equations: Diagonal

Convergence achieved after 85 iterations

Donde: $LIVU_B = (SV1 + C(1)) * LE_B$

$LIVU_FR = (SV6 + C(6)) * LE_FR$

$LIVU_IT = (SV11 + C(11)) * LE_IT$

$LIVU_P = (SV16 + C(16)) * LE_P$

@STATE SV1 = C(17) * SV1(-1)

@STATE SV6 = C(22) * SV6(-1)

@STATE SV11 = C(27) * SV11(-1)

@STATE SV16 = C(32) * SV16(-1)

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

CUADRO A5

**ESTIMACION DE LA VARIACION DE LA PTM A LO LARGO DEL TIEMPO. FILTRO DE KALMAN
(Datos trimestrales)**

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1).....	-2,739996	29,38902	-0,093232	0,9259
C(2).....	0,257571	102,8875	0,002503	0,9980
C(6).....	-2,946828	7,158245	-0,411669	0,6814
C(8).....	0,398676	7,801147	0,051105	0,9593
C(11).....	2,787151	7,367509	0,378303	0,7059
C(14).....	-0,601656	80,59668	-0,007465	0,9941
C(16).....	-5,574962	175,1611	-0,031828	0,9747
C(20).....	1,874828	39,42030	0,047560	0,9622
C(17).....	0,999921	0,018779	53,24571	0,0000
C(22).....	1,007159	0,039116	25,74809	0,0000
C(27).....	1,000925	0,078334	12,77766	0,0000
C(32).....	0,794289	0,903828	0,878806	0,3814
OBVAR(1,1).....	1,09E-06	384.165,4	2,84E-12	1,0000
OBVAR(2,2).....	5,66E-8	7.765.232,0	7,29E-15	1,0000
OBVAR(3,3).....	1,22E-07	1.125.758,0	1,09E-13	1,0000
OBVAR(4,4).....	5,94E-08	2.803.073,0	2,12E-14	1,0000
SSVAR(1,1).....	0,016733	9,999021	0,001673	0,9987
SSVAR(2,2).....	0,000593	330,5525	1,79E-06	1,0000
SSVAR(3,3).....	0,001032	57,79496	1,79E-05	1,0000
SSVAR(4,4).....	0,047303	3,002354	0,015755	0,9875
Final SV1.....	1,726468	0,129357	13,34656	0,0000
Final SV6.....	1,574466	0,024353	64,65096	0,0000
Final SV11.....	1,113245	0,032120	34,65873	0,0000
Final SV16.....	0,135655	0,217492	0,623722	0,5341

Model: Time-Varying Coefficient Model

Sample: 1989: 1 1998:2

Included observations: 34

Variance of observation equations: Diagonal

Variance of state equations: Diagonal

Convergence achieved after 353 iterations

Donde: $LIVU_B = (SV1 + C(1)) * LE_B$

$LIVU_FR = (SV6 + C(6)) * LE_FR$

$LIVU_IT = (SV11 + C(11)) * LE_IT$

$LIVU_P = (SV16 + C(16)) * LE_P$

@STATE SV1 = C(18) * SV1(-1)

@STATE SV6 = C(22) * SV6(-1)

@STATE SV11 = C(27) * SV11(-1)

@STATE SV16 = C(32) * SV16(-1)

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

CUADRO A6

**ESTIMACION DE LA DINAMICA DE AJUSTE PTM. FILTRO DE KALMAN
(Datos mensuales)**

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Final SVR11	28,08911	2,596875	10,81650	0,0000
Final SVR12	-5,009973	0,586247	-8,545845	0,0000
Final SVR13	12,16361	0,878761	13,84177	0,0000
Final SVR14	-1,630864	0,197673	-8,250300	0,0000
Final SVR15	3,710175	3,750932	0,989134	0,3231
Final SVR16	0,223613	0,807802	0,276817	0,7821
Final SVR17	-13,68046	6,965516	-1,964026	0,0502
Final SVR18	3,900099	1,525191	2,557122	0,0109

Model: Recursive Coefficient Model

Sample: 1989: 01 1998: 06

Included observations: 112

Variance of observation equations: Diagonal

Log Likelihood -416,4103

LIVU_B = SVR11 + SVR12 * LE_B

SVR11 = SVR11(-1)

SVR12 = SVR12(-1)

R-squared	0,383429	Mean dependent var	5,932585
Adjusted R-squared	0,388934	S.D. dependent var	1,117262
S.E. of regression	0,873371	Sum squared resid	85,43110
Durbin-Watson stat.....	1,422682		

LIVU_FR = SVR13 + SVR14 * LE_FR

SVR13 = SVR13(-1)

SVR14 = SVR14(-1)

R-squared	0,368382	Mean dependent var	4,925178
Adjusted R-squared	0,374021	S.D. dependent var	0,355732
S.E. of regression	0,281451	Sum squared resid	8,872034
Durbin-Watson stat.....	1,821189		

LIVU_IT = SVR15 + SVR16 * LE_IT

SVR15 = SVR15(-1)

SVR16 = SVR16(-1)

R-squared	-0,000242	Mean dependent var	4,754997
Adjusted R-squared	0,008689	S.D. dependent var	0,362232
S.E. of regression	0,360655	Sum squared resid	14,56809
Durbin-Watson stat.....	1,300990		

LIVU_P = SVR17 + SVR18 * LE_P

SVR17 = SVR17(-1)

SVR18 = SVR18(-1)

R-squared	0,054671	Mean dependent var	4,126118
Adjusted R-squared	0,063111	S.D. dependent var	0,991787
S.E. of regression	0,959980	Sum squared resid	103,2149
Durbin-Watson stat.....	0,729391		

Donde: LIVU_B = SVR11 + SVR12 * LE_B
LIVU_FR = SVR13 + SVR14 * LE_FR
LIVU_IT = SVR15 + SVR16 * LE_IT
LIVU_P = SVR17 + SVR18 * LE_P
@RCOEF SVR11
@RCOEF SVR12
@RCOEF SVR13
@RCOEF SVR14
@RCOEF SVR15
@RCOEF SVR16
@RCOEF SVR17
@RCOEF SV18

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

CUADRO A7

**ESTIMACION DE LA DINAMICA DE AJUSTE PTM. POLINOMIO DE RETARDOS
(Datos mensuales)**

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Final SVR1	28,26239	3,292021	8,585119	0,0000
Final SVR2	-5,049110	0,743178	-6,793945	0,0000
Final SVR6	12,19774	0,945175	12,90528	0,0000
Final SVR8	-1,638545	0,212613	-7,706696	0,0000
Final SVR11	2,823409	5,227963	0,540059	0,5900
Final SVR14	0,414595	1,125899	0,368235	0,7133
Final SVR16	-13,70819	10,73445	-1,277029	0,2038
Final SVR20	3,906174	2,350450	1,661883	0,0988

Model: Recursive Coefficient Model

Sample: 1989: 1 1998: 2

Included observations: 36

Variance of observation equations: Diagonal

Log Likelihood -105,3725

LIVU-B = SVR1 + SVR2 * LE_B

SVR1 = SVR1(-1)

SVR2 = SVR2(-1)

R-squared	0,521168	Mean dependent var	6,011659
Adjusted R-squared	0,534469	S.D. dependent var	0,864353
S.E. of regression	0,589747	Sum squared resid	12,52085
Durbin-Watson stat	1,206895		

LIVU_FR = SVR6 + SVR8 * LE_FR

SVR6 = SVR6(-1)

SVR8 = SVR8(-1)

R-squared	0,589800	Mean dependent var	4,940933
Adjusted R-squared	0,601194	S.D. dependent var	0,271052
S.E. of regression	0,171172	Sum squared resid	1,054797
Durbin-Watson stat	1,649635		

LIVU_IT = SVR11 + SVR14 * LE_IT

SVR11 = SVR11(-1)

SVR14 = SVR14(-1)

R-squared	-0,013889	Mean dependent var	4,772251
Adjusted R-squared	0,014274	S.D. dependent var	0,262782
S.E. of regression	0,260900	Sum squared resid	2,450478
Durbin-Watson stat	1,055113		

LIVU_P = SVR16 + SVR20 * LE_P

SVR16 = SVR16(-1)

SVR20 = SVR20(-1)

R-squared	0,068517	Mean dependent var	4,116969
Adjusted R-squared	0,094391	S.D. dependent var	0,891063
S.E. of regression	0,847967	Sum squared resid	25,88572
Durbin-Watson stat	0,661938		

Donde: LIVU_B = SVR2 * LE_B

LIVU_FR = SVR8 * LE_FR

LIVU_IT = SVR11 + SVR14 * LE_IT

LIVU_P = SVR16 + SVR20 * LE_P

@RCOEF SVR1

@RCOEF SVR2

@RCOEF SVR6

@RCOEF SVR8

@RCOEF SVR11

@RCOEF SVR14

@RCOEF SVR16

@RCOEF SVR20

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.

CUADRO A8
EVOLUCION DEL VALOR DE LOS ESTIMADORES DE LA PTM
(Datos mensuales)

Obs.	PTB	PTFR	PTP
1989:01	-5,020000	-1,570000	3,920000
1989:02	-2,540000	-0,770000	2,000000
1989:03	-1,670000	-0,520000	1,340000
1989:04	-1,250000	-0,390000	1,010000
1989:05	-0,960000	-0,320000	0,790000
1989:06	-0,790000	-0,260000	0,650000
1989:07	-0,660000	-0,220000	0,550000
1989:08	-0,570000	-0,190000	0,470000
1989:09	-0,510000	-0,170000	0,520000
1989:10	-0,450000	-0,150000	0,380000
1989:11	-0,410000	-0,140000	0,340000
1989:12	-0,370000	-0,130000	0,300000
1990:01	-0,340000	-0,120000	0,270000
1990:02	-0,310000	-0,110000	0,240000
1990:03	-0,290000	-0,100000	0,220000
1990:04	-0,280000	-0,094000	0,190000
1990:05	-0,260000	-0,088000	NA
1990:06	-0,240000	-0,084000	NA
1990:07	-0,230000	-0,079000	NA
1990:08	-0,220000	-0,076000	NA
1990:09	-0,210000	-0,072000	NA
1990:10	-0,200000	-0,070000	NA
1990:11	-0,180000	-0,067000	NA
1990:12	-0,170000	-0,065000	NA
1991:01	-0,170000	-0,062000	NA
1991:02	-0,160000	-0,060000	NA
1991:03	-0,150000	-0,057000	NA
1991:04	-0,150000	-0,056000	NA
1991:05	-0,150000	-0,054000	NA
1991:06	-0,150000	-0,053000	NA
1991:07	-0,130000	-0,051000	NA
1991:08	-0,130000	-0,051000	NA
1991:09	-0,110000	-0,050000	NA
1991:10	-0,100000	-0,047000	NA
1991:11	-0,100000	-0,043000	NA
1991:12	-0,095000	-0,042000	NA
1992:01	-0,090000	-0,039000	NA
1992:02	NA	-0,038000	NA
1992:03	NA	-0,037000	NA
1992:04	NA	-0,036000	NA
1992:05	NA	-0,036000	NA
1992:06	NA	-0,035000	NA
1992:07	NA	-0,033000	NA
1992:08	NA	-0,032000	NA
1992:09	NA	-0,031000	NA
1992:10	NA	-0,029000	NA
1992:11	NA	-0,029000	NA
1992:12	NA	-0,021000	NA
1993:01	NA	-0,021000	NA
1993:02	NA	-0,019000	NA
1993:03	NA	-0,018000	NA
1993:04	NA	-0,017000	NA
1993:05	NA	-0,016000	NA
1993:06	NA	-0,016000	NA

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE.