

# **EL AJUSTE DE LOS PRECIOS DE EXPORTACIÓN ANTE LAS VARIACIONES DE LOS TIPOS DE CAMBIO EN UN CONTEXTO DE COMPETENCIA IMPERFECTA: UNA APLICACIÓN EMPÍRICA A LA INDUSTRIA AUTOVILÍSTICA DE CASTILLA Y LEÓN.**

## **Autores:**

**ZENÓN JIMENEZ RIDRUEJO\***

**JULIO HERRERA REVUELTA\*\***

**JESUS SANTAMARÍA FIDALGO\*\*\***

**Código JEL: D43**

## **RESUMEN**

El comercio exterior de la industria del automóvil ha sido, y es, el principal componente del comercio exterior de Castilla y León en los últimos 10 años. Las exportaciones representan entre el 50 y el 60 por ciento del total de exportaciones de las empresas castellanoleonesas, y las importaciones entre el 25 y el 30 por ciento del total de importaciones. Por tanto, comprender los distintos aspectos de 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.

Uno de estos aspectos es medir como responde el sector a las variaciones del tipo de cambio en su conducta exportadora. Y dentro de esto, nuestros objetivos en este trabajo son analizar el margen de maniobra que tiene la industria automovilística radicada en Castilla y León frente a variaciones del tipo de cambio de la pesetas (efecto Pricing-to-Market) y estudiar la repercusión de dichas variaciones en los precios a los que exporta (efecto Pass Through).

Los resultados actuales de este trabajo indican 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. 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 PTM de la industria Automovilística no es completamente constante en el tiempo, sino que tiende a reforzarse en los mercados francés y belga. Además, el ajuste dinámico es muy rápido en los primeros doce meses para Francia y Bélgica, aun cuando tiende demorarse en el tiempo entre uno y cuatro años.

\*Profesor del Departamento de Fundamentos del Análisis Económico de la Facultad de CC. Económicas y Emprs. (Universidad de Valladolid). Dirección: Avda. Valle Esgueva, 6. 47011 Valladolid. E-MAIL

\*\*Profesor del Departamento de Fundamentos del Análisis Económico de la Facultad de CC. Económicas y Emprs. (Universidad de Valladolid). Dirección: Avda. Valle Esgueva, 6. 47011 Valladolid. E-MAIL: [jherrera@esgueva.eco.uva.es](mailto:jherrera@esgueva.eco.uva.es)

\*\*\*Profesor del Departamento de Historia, Instituciones y Economía Aplicada de la Facultad de CC. Económicas (Univ. Valladolid). Dirección: Avda. Valle Esgueva, 6. 47011 Valladolid Tlf. 983/42.33. 46. E-mail: [pelos@eco.uva.es](mailto:pelos@eco.uva.es)

## 1º.- Introducción.

En un marco de economía abierta con fuerte interdependencia entre los agentes que participan en los mercados internacionales la evolución del comercio de un área económica se considera uno de los factores claves de su crecimiento económico y por tanto, de sus posibilidades de desarrollo futuras. El comercio exterior de la industria del automóvil ha sido, y es, el principal componente del comercio exterior de Castilla y León en los últimos 10 años. Las exportaciones representan entre el 50 y el 60 por ciento del total de exportaciones de las empresas castellanoleonesas, y las importaciones entre el 25 y el 30 por ciento del total de importaciones<sup>1</sup>. Por tanto, comprender los distintos aspectos de 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.

Uno de estos aspectos es medir como responde el sector a las variaciones del tipo de cambio en su conducta exportadora. Y dentro de esto, nuestro objetivo en este trabajo analizar el margen de maniobra que tiene la industria automovilística radicada en Castilla y León frente a variaciones del tipo de cambio de la pesetas (efecto Pricing-to-Market) y estudiar la repercusión de dichas variaciones en los precios a los que exporta (efecto Pass Through).

Krugman (1987) hace incapié en la idea de que una empresa con poder de mercado puede realizar 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 moneda de los países de destino (pricing-to-market). Es decir, puede realizar una política empresarial de discriminación de precios de tal manera que se fije un objetivo, como por ejemplo, la estabilización deliberada de los precios en moneda local del importador.

Para que una empresa pueda adoptar un comportamiento discriminador de precios pricing-to-market (PTM) es condición necesaria que el mercado no sea de competencia perfecta. En esta situación, la PTM es consecuencia del grado de convexidad de la función de demanda<sup>2</sup>. El interés por el estudio del comportamiento discriminador de precios en un contexto multimercado es muy reciente y se deriva de trabajos previos sobre la medición del llamado efecto pass through.

---

<sup>1</sup> Para ver los datos Junta de Castilla y León. *Anuario Estadístico de Castilla y León*. Varios años.

<sup>2</sup> Knetter (1993): p. 473

El trabajo pionero en este campo es el realizado por Knetter en 1989 en el que analiza el diferente comportamiento del efecto PTM de USA 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).

Con este trabajo pretendemos añadir algunos resultados a la medición del comportamiento PTM utilizando una perspectiva un poco mas desagregada. 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.

El período que hemos elegido, 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 realiniamientos 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 multiple.

La base de datos la hemos construido 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 Main Economics Indicators de la OCDE, para los tipos de cambio .

## **2.- El modelo empírico.**

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, 12991,1993,1995).

Supongamos que tenemos un 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:

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

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:

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

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

$$j_M = \frac{1 - e}{1 - e - e_e + e \frac{CMa_q}{ep^*}}$$

donde,

$e$  es la elasticidad de la demanda

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

$e_e$  es la elasticidad de la elasticidad de la demanda

$$e_e = \frac{\partial \ln e}{\partial \ln p^*} = 1 + e - \left[ \frac{p^{*''} p}{(p^*)^2} \right]$$

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:

$$1 - e - e_e < e \frac{CMa_q}{ep^*}$$

A partir de 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:

$$\ln p_{it} = a + l_i + b_i \ln e_{it} + u_{it} \quad [3]$$

donde,

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

$\lambda$  representa las características propias de cada mercado de exportación

e 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  $\beta$  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  $\beta$  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 absorber la variación del tipo de cambio.

### **3º.- 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 completo<sup>3</sup> (Cuadro nº1) y realizado el test de Wald de igualdad de las pendientes de cada país<sup>4</sup>. 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. A ser mayores que el valor crítico de aceptación de la hipótesis nula para una probabilidad del 99%, no aceptamos que las pendientes sean iguales<sup>5</sup> 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 esta 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 proporciona valores del estadístico t robustos a heterocedasticidad y autocorrelación, y estima por máxima verosimilitud.

---

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> 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.

<sup>5</sup> Hemos comprobado también dos a dos y en ningún caso podemos aceptar la igualdad.

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

$$\ln p_{Francia,t} = a_{fr} + b_{Francia} \ln e_{Francia,t} + u_{it}$$

$$\ln p_{Bélgica,t} = a_{belg} + b_{Bélgica} \ln e_{Bélgica,t} + u_{it}$$

$$\ln p_{Italia,t} = a_{it} + b_{Italia} \ln e_{Italia,t} + u_{it}$$

$$\ln p_{Portugal,t} = a_{Port} + b_{Portugal} \ln e_{Portugal,t} + u_{it}$$

Los resultados de la estimación, recogidos en el cuadro nº 2 y en el nº3, 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 ( $\beta_i$ ) es cero (con una probabilidad superior al 93%) tanto usando datos mensuales como usando trimestrales, mientras que en los otros tres casos si parece existir un comportamiento PTM.

Para los casos de Francia y Bélgica los resultados indican 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  $\beta_i$  son negativos.

En cambio, la interpretación económica del comportamiento empresarial en las exportaciones a Portugal, dado que el valor de  $\beta_i$  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 de la anchura de las bandas en el 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.



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. Las ecuaciones a estimar en este caso son:

$$\ln p_{Francia,t} = \mathbf{a}_{fr} + \mathbf{b}_{Francia,t} \ln e_{Francia,t} + u_{it}$$

$$\ln p_{Bélgica,t} = \mathbf{a}_{belg} + \mathbf{b}_{Bélgica,t} \ln e_{Bélgica,t} + u_{it}$$

$$\ln p_{Italia,t} = \mathbf{a}_{It} + \mathbf{b}_{Italia,t} \ln e_{Italia,t} + u_{it}$$

$$\ln p_{Portugal,t} = \mathbf{a}_{Port} + \mathbf{b}_{Portugal,t} \ln e_{Portugal,t} + u_{it}$$

Las implicaciones más importantes que se desprenden del resultado obtenido en la estimación son, como se puede ver en los cuadros nº 4 y nº 4bis y en los gráfico nº 1 y nº3, que en Francia y Bélgica una parte de la variación de los tipos de cambio va 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) en el tiempo llegar a ser completo y, 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 estimaremos mediante el filtro de Kalman, considerando que no sólo varía el tipo de cambio sino que también varia el comportamiento PTM, y en segundo lugar, estimaremos un polinomios de retardos.

Las ecuaciones a estimar usando el filtro de Kalman son las mismas que las especificadas para estimar una  $\beta$  que varía en el tiempo mientras que estimando con polinomio de retardos serían:

$$\ln p_{Francia,t} = \mathbf{a}_{fr} + \sum \mathbf{b}_{Francia} \ln e_{Francia,t}(L) + u_{it}$$

$$\ln p_{Bélgica,t} = \mathbf{a}_{belg} + \sum \mathbf{b}_{Bélgica} \ln e_{Bélgica,t}(L) + u_{it}$$

$$\ln p_{Italia,t} = \mathbf{a}_{It} + \sum \mathbf{b}_{Italia} \ln e_{Italia,t}(L) + u_{it}$$

$$\ln p_{Portugal,t} = \mathbf{a}_{Port} + \sum \mathbf{b}_{Portugal} \ln e_{Portugal,t}(L) + u_{it}$$

Donde L representa los retardos necesarios para que  $\beta$  sea cero.

Los dos métodos de estimación que hemos empleado producen resultados análogos. Estos resultados, que reproducimos en los cuadros nº 5, nº 5bis y nº 6 y se observan en los gráficos nº 2 nº 3 y nº 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.

Estudiamos la estrategia de fijación de precios de exportación en la rama industrial de la automoción de Castilla y León. La circunscripción a este entorno regional tiene la ventaja de que se puede explicar el comportamiento PTM desde una perspectiva cuasi-empresarial utilizando los datos de la Dirección General de Aduanas sobre exportaciones ya que éstos corresponden básicamente a la empresa FASA-Renault, además de contribuir a explicar las posibilidades de futuro de la Comunidad Autónoma castellanoleonesa, al representar las exportaciones de vehículos las dos terceras partes de las exportaciones totales de esta Comunidad Autónoma.

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 PTM 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 perspectiva trimestral. Y además, el ajuste dinámico es rápido en los primeros doce meses para Francia y Bélgica, aun cuando tiende 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 esta frecuencia tan baja, los resultados son similares cuando se utilizan frecuencias más altas como son los datos con periodicidad trimestral .

# CUADRO N° 1

Dependent Variable: LIVU? (Ln del valor unitario de exportación) LE (Ln del tipo de cambio)  
Method: Seemingly Unrelated Regression  
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)

Variable	Coefficient	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
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 N° 2

Estimation Method: Iterative Seemingly Unrelated Regression

LIVU es el Valor Unitario de las Exportaciones y LE es el Tipo de cambio (todo en ln)

Sample: 1989:01 1998:05

Included observations: 113

Total system observations 450

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

	Coefficient	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
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 N° 3

Dependent Variable: LIVU?  
Method: Seemingly Unrelated Regression

Sample: 1989:1 1998:2  
Included observations: 38  
Total panel (balanced) observations 152  
Convergence achieved after 14 iteration(s)

Variable	Coefficient	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
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 N° 4

Estimation Method: Maximum Likelihood

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

	Coefficient	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	1448.388	0.0000
C(22)	1.001628	0.000632	1584.367	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	18001007	1.31E-16	1.0000
OBVAR(4,4)	2.04E-09	15528382	1.31E-16	1.0000
SSVAR(1,1)	2.16E-05	159.1338	1.36E-07	1.0000
SSVAR(2,2)	5.83E-06	1333.014	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
<b>Final SV Bélgica</b>	<b>1.881391</b>	0.032053	58.69658	0.0000
<b>Final SV Francia</b>	<b>1.340202</b>	0.014719	91.05345	0.0000
<b>Final SV Italia</b>	<b>1.117831</b>	0.057624	19.39873	0.0000
<b>Final SV Portugal</b>	<b>-0.035740</b>	0.193576	-0.184628	0.8536

**Fuente.** Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE

Donde,

$$\text{LIVU\_B} = (\text{SV1} + \text{C}(1)) * \text{LE\_B}$$

$$\text{LIVU\_FR} = (\text{SV6} + \text{C}(6)) * \text{LE\_FR}$$

$$\text{LIVU\_IT} = (\text{SV11} + \text{C}(11)) * \text{LE\_IT}$$

$$\text{LIVU\_P} = (\text{SV16} + \text{C}(16)) * \text{LE\_P}$$

$$@\text{STATE SV1} = \text{C}(17) * \text{SV1}(-1)$$

$$@\text{STATE SV6} = \text{C}(22) * \text{SV6}(-1)$$

$$@\text{STATE SV11} = \text{C}(27) * \text{SV11}(-1)$$

$$@\text{STATE SV16} = \text{C}(32) * \text{SV16}(-1)$$

# CUADRO N° 4 bis

Estimation Method: Maximum Likelihood

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

	Coefficient	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	384165.4	2.84E-12	1.0000
OBVAR(2,2)	5.66E-08	7765232.	7.29E-15	1.0000
OBVAR(3,3)	1.22E-07	1125758.	1.09E-13	1.0000
OBVAR(4,4)	5.94E-08	2803073.	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

**Fuente.** Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE

Donde,

$LIVU\_B = (SV1 + C(1)) * LE\_B$   
 $LIVU\_FR = (SV6 + C(6)) * LE\_FR$   
 $LIVU\_IT = (SV11 + C(11)) * LE\_IT$   
 $LIVU\_P = (SV16 + C(16)) * LE\_P$   
 $@STATE\ SV1 = C(17) * SV1(-1)$   
 $@STATE\ SV6 = C(22) * SV6(-1)$   
 $@STATE\ SV11 = C(27) * SV11(-1)$   
 $@STATE\ SV16 = C(32) * SV16(-1)$



# CUADRO Nº 5

Estimation Method: Maximum Likelihood

Model: Recursive Coefficient Model

Sample: 1989:01 1998:06

Included Observations: 112

Variance of observation equations: Diagonal

Variance of state equations: Zero

	Coefficient	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
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			

**Fuente.** Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE

**CUADRO N° 5 bis**

Estimation Method: Maximum Likelihood

Model: Recursive Coefficient Model

Sample: 1989:1 1998:2

Included Observations: 36

Variance of observation equations: Diagonal

Variance of state equations: Zero

	Coefficient	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
Log Likelihood		-105.3725		
LIVU_B = SVR1 +SVR2*LE_B SVR1= SVR1(-1) SVR2= SVR2(-1)				
R-squared	0.521168	Mean dependent var	6.010659	
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			

**Fuente.** Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE

Donde,

Cuadro n° 5

$LIVU\_B = SVR11 + SVR12 * LE\_B$   
 $LIVU\_FR = SVR13 + SVR14 * LE\_FR$   
 $LIVU\_IT = SVR15 + SVR16 * LE\_IT$   
 $LIVU\_P = SVR17 + SVR18 * LE\_P$   
@RCOEF SVR11  
@RCOEF SVR12  
@RCOEF SVR13  
@RCOEF SVR14  
@RCOEF SVR15  
@RCOEF SVR16  
@RCOEF SVR17  
@RCOEF SVR18

Cuadro n° 5 bis

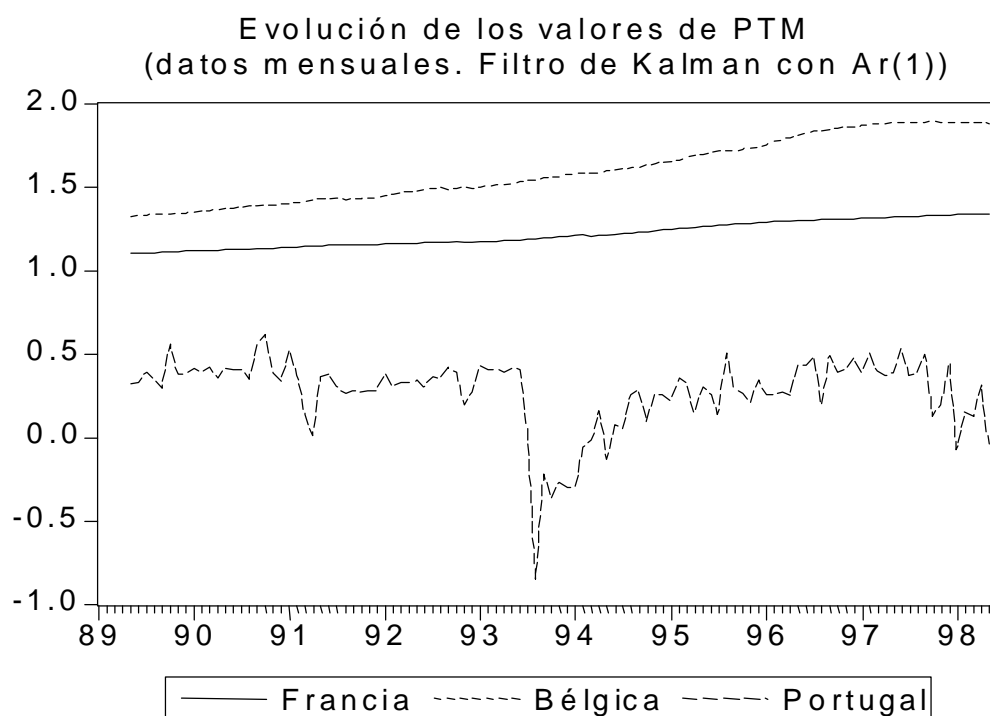
$LIVU\_B = SVR1 + SVR2 * LE\_B$   
 $LIVU\_FR = SVR6 + SVR8 * LE\_FR$   
 $LIVU\_IT = SVR11 + SVR14 * LE\_IT$   
 $LIVU\_P = SVR16 + SVR20 * LE\_P$   
@RCOEF SVR1  
@RCOEF SVR2  
@RCOEF SVR6  
@RCOEF SVR8  
@RCOEF SVR11  
@RCOEF SVR14  
@RCOEF SVR16  
@RCOEF SVR20

CUADRO Nº 6

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

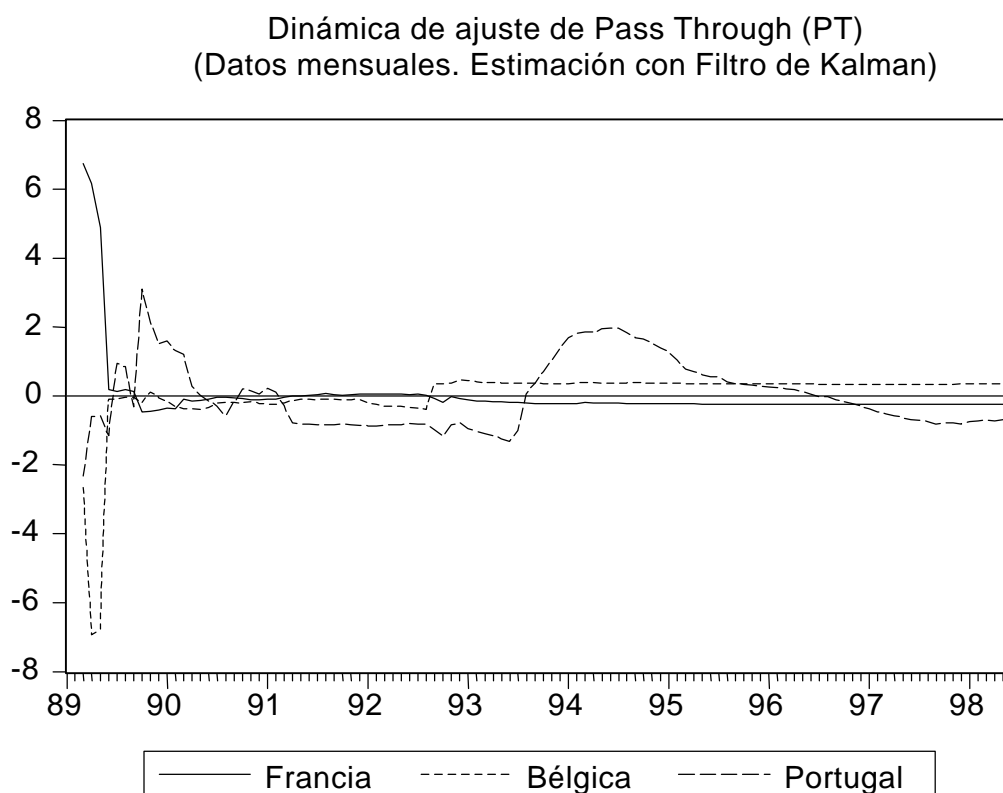
**Fuente.** Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE

**GRÁFICO N° 1**



**Fuente.** Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE

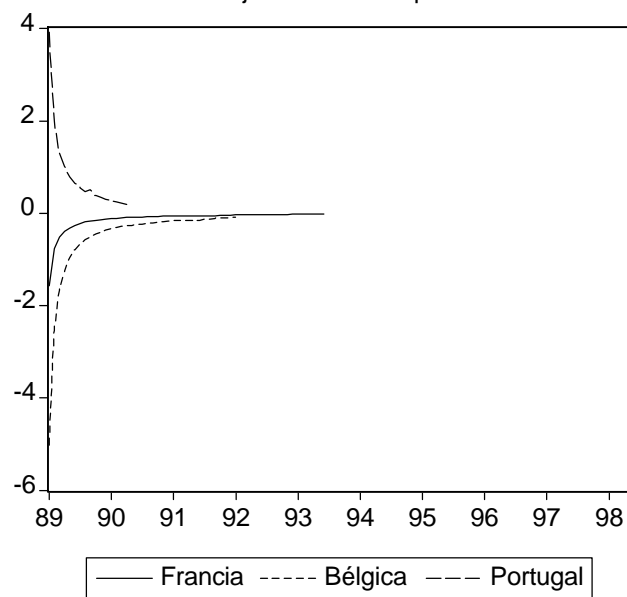
**GRÁFICO N° 2**



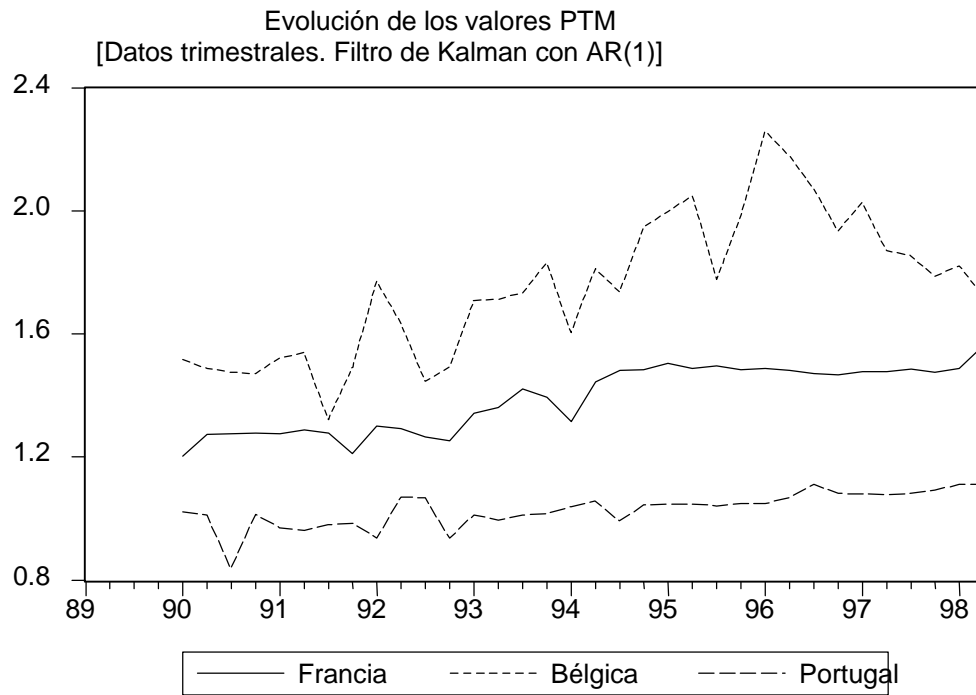
**Fuente.** Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE

### GRÁFICO N° 3

Dinámica de ajuste Pass Through en las exportaciones de la industria del automóvil de CyL  
Datos mensuales. Ajuste mediante polinomio de retardos

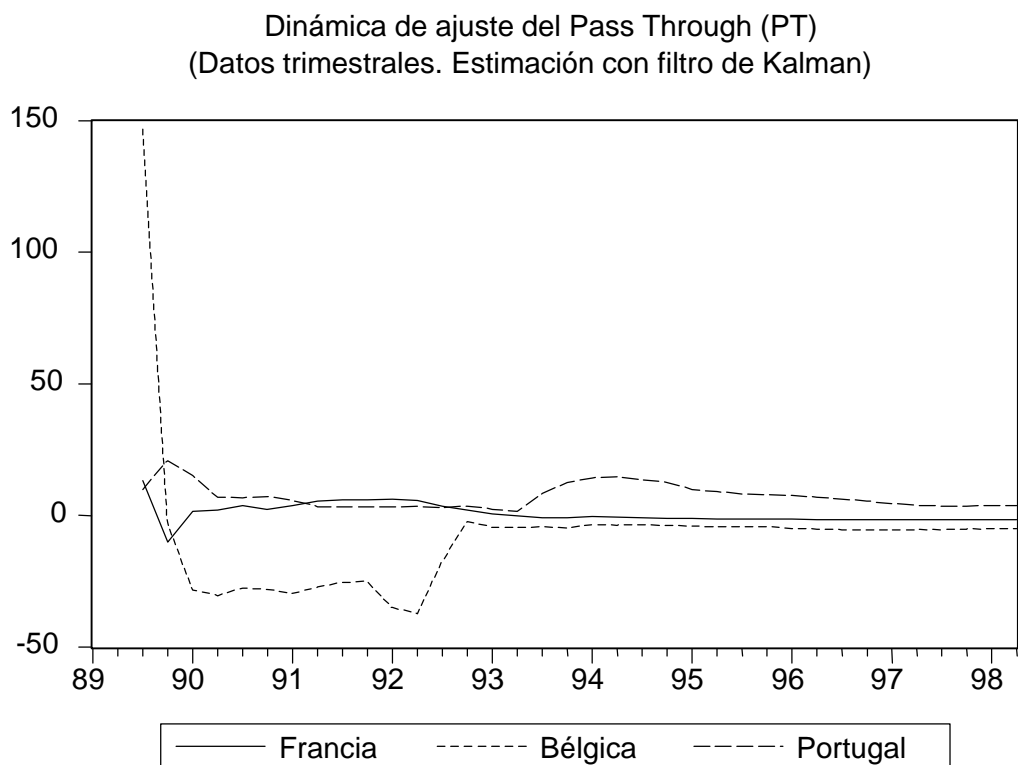


#### GRÁFICO N° 4



**Fuente.** Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE

#### GRÁFICO N° 5



**Fuente.** Elaboración propia a partir de los datos de la Junta de Castilla y León y de la OCDE

## BIBLIOGRAFÍA

Balaguer J (1993): "Análisis de discriminación de precios en los mercados de exportación mediante un modelo de datos d epanel. Una aplicación para la industria española de pavimentos cerámicos" CEURA 1993.

Balaguer J, Orts, V y Uriel E. (1996): "Segmentación de mercados y discriminación internacional de precios. Evidencia empírica para las exportaciones insdtrialas españolas a los principales países de la OCDE" Investigaciones Económicas Vol XXI (3) pp.543-562.

Caselli, P(1996): Pass Through and Exports Prices: An Empirical test for the Leading European Countris", International Review of Applied economics, vol10, nº 2, pp.249-261.

Feenstra RC (1987) Symetric Pass-Through of Tariffs and Exchanges Rates Under Imperfect Competition: A Empirical Test" Journal of International Economics, August 1989, 27, pp.25-45

Feenstra RC, GagnonJE y Knetter MM (1996): "Market Share and Exchange rate Pass Through in world Auotomobile Trade", Journal of International economics 40, pp.187-207.

Feenstra RC y Kendall JD (1997): "Pass-Trough of Exchange Rates and Purchasing Power Parity" Journal of International Economics 43, pp. 237-261.

Gagnon JE y Knetter MM (1995): "Markup Adjustement and Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Panel Data on Automovile Exports", Journal of International Money and Finance 14, pp.289-310.

Knetter MM (1989): "Price Dicriminations by US and German Exporters" American Economic Review 79, pp.198-210.

Knetter MM (1993): "International Comparisons of Pricing to Market Behavior" American Economic review, 83 pp.473-486.

Knetter MM (1995): "Pricing to Market in response to unobservable and observable shocks", International Economic Journal, 9, pp.1-25

Krugman P (1987) Pricing to Market with Exchange rate Changes", en *Real Financial Linkages Among Open Economies*, Arndt SW y Richardson JD (Edts) MIT Press, Cambridge pp. 49-70.

Morales A y Muñoz JA. (1998) "Tipos de Cambio y precios de las exportaciones: la evidencia" en Documentos de Trabajo Dept. de teoría e Hª Económica nº 6, Valencia.

