

# **EFFECTOS DEL DÉFICIT PÚBLICO: EVIDENCIA EMPÍRICA MEDIANTE UN MODELO DE PANEL PARA LOS PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA**

**César Pérez López**  
**Instituto de Estudios Fiscales**  
**Universidad Complutense**

## **INTRODUCCIÓN**

La literatura macroeconómica contemporánea ha realizado esfuerzos importantes para intentar explicar el porqué de la variación tan fuerte de la inflación en las décadas recientes, tanto entre los distintos países como a través del tiempo dentro de cada país. Sargent y Wallace (1981) sostienen que sucesivos déficits persistentes en los países tienden a ser financiados antes o después con la creación de dinero produciendo inflación. Por lo tanto, estos autores involucran la masa monetaria como un factor determinante de la inflación. Investigaciones más recientes, como las de Ljungqvist y Sargent (2000) y Fisher, Sahay y Végh (2000) utilizan modelos que involucran los desequilibrios presupuestarios en términos de déficit fiscal como causantes de la inflación. Más concretamente, estos últimos autores utilizaron un panel de efectos fijos por países para observar que los déficits fiscales han sido un determinante de inflaciones altas sobre todo en aquellos países más castigados por las fuertes subidas de precios. También comprobaron que la relación entre déficit fiscal e inflación pierde fuerza para países con subidas de precios no tan acusadas.

También existen teorías que no consideran variables fiscales como determinantes de la inflación. Por ejemplo, Campillo y Miron (1997) incluyen el porcentaje de la deuda sobre el PIB como variable explicativa de la inflación y sin embargo, no incluyen entre las variables explicativas ningún tipo de déficit ni otras variables fiscales.

En este trabajo se utiliza una especificación econométrica basada en un modelo de panel dinámico para los países de la Unión Europea en el período de tiempo que va desde 1970 a 2003 y que hace depender la inflación del componente permanente del déficit fiscal escalado por el porcentaje sobre el PIB de la masa monetaria. Se trata por tanto de un enfoque que considera variables fiscales como determinantes de la inflación.

Un valor añadido de este trabajo lo constituye el uso de la teoría de la cointegración sobre modelos de panel dinámicos para intentar validar a largo plazo la dependencia de la inflación del déficit fiscal. Asimismo, es muy importante medir la velocidad de convergencia del ajuste a corto plazo al ajuste a largo plazo. Esto es importante, ya que los gobiernos pueden financiar temporalmente déficits presupuestario con deuda, o aplicar cualquier otra medida temporal de política económica o fiscal, que lleve a una relación a corto plazo entre las variables de nuestro modelo que sería espúrea. La teoría de la cointegración, tan de moda actualmente, aborda precisamente este problema. Trata de eliminar relaciones espúreas temporales entre las variables de un modelo, buscando la estabilidad del mismo en el largo plazo.

## EL MODELO

La idea general es partir del modelo de Ljungvist y Sargent (2000) que postula que la inflación depende del déficit fiscal  $D'$  escalado por la oferta monetaria  $M1$  mediante la forma funcional simple siguiente:

$$\pi = \alpha \frac{D'}{M1}$$

Dividiendo numerador y denominador por el PIB se tiene:

$$\pi = \alpha \frac{D'/PIB}{M1/PIB}$$

La aplicación de logaritmos transforma el modelo anterior en el siguiente:

$$\ln(\pi) = \alpha \ln(D) - \ln(M)$$

Pero la relación entre las variables de este modelo es dinámica. Sus variables pueden depender de sus valores pasados, de modo que el modelo para el panel de los países de la Unión Europea puede ampliarse expresándose de modo más general mediante el modelo dinámico de efectos fijos siguiente:

$$\ln(\pi_{i,t}) = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} \ln(\pi_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^q \beta_{ij} \ln(D_{i,t-j}) - \sum_{j=0}^q \delta_{ij} \ln(M_{i,t-j}) + \epsilon_{i,t}$$

donde  $\pi_{i,t}$  representa la tasa de inflación observada en el país  $i$  en el año  $t$  (tasa de variación interanual del IPC),  $D_{i,t}$  representa el porcentaje sobre el PIB del déficit primario incluidos pagos de intereses en el país  $i$  en el año  $t$ , y  $M_{i,t}$  representa el porcentaje sobre el PIB del stock de masa monetaria en el país  $i$  en el año  $t$ .

Se utilizarán series de datos anuales de longitud 34 para un panel de 14 países de la Unión Europea (se excluye Luxemburgo por no existir datos de masa monetaria), desde 1970 hasta 2003, lo que permitirá utilizar razonablemente la teoría de la cointegración.

El modelo de panel utilizado presenta una estructura de modelo autorregresivo con retardos distribuidos (ARDL), donde la variable dependiente presenta  $p$  retardos y las variables independientes presentan un máximo de  $q$  retardos.

Los valores óptimos de  $(p,q)$  pueden elegirse de acuerdo a la estructura de modelo autorregresivo AR de cada serie temporal afectada. Además, en la práctica, el criterio SBC (Schwartz Batesian Criterion) lleva a la restricción  $(p,q) \leq 2$  en orden a conservar los grados de libertad. Cuando el modelo envuelve varios parámetros, estimándose con datos anuales, es muy común limitar el número de retardos de la estructura autorregresiva como mucho a dos. En nuestro caso, los modelos AR ajustables a nuestras series temporales para los distintos países indican que un único retardo para la variable dependiente es suficiente. Lo mismo ocurre con las variables independientes en la mayoría de los países.

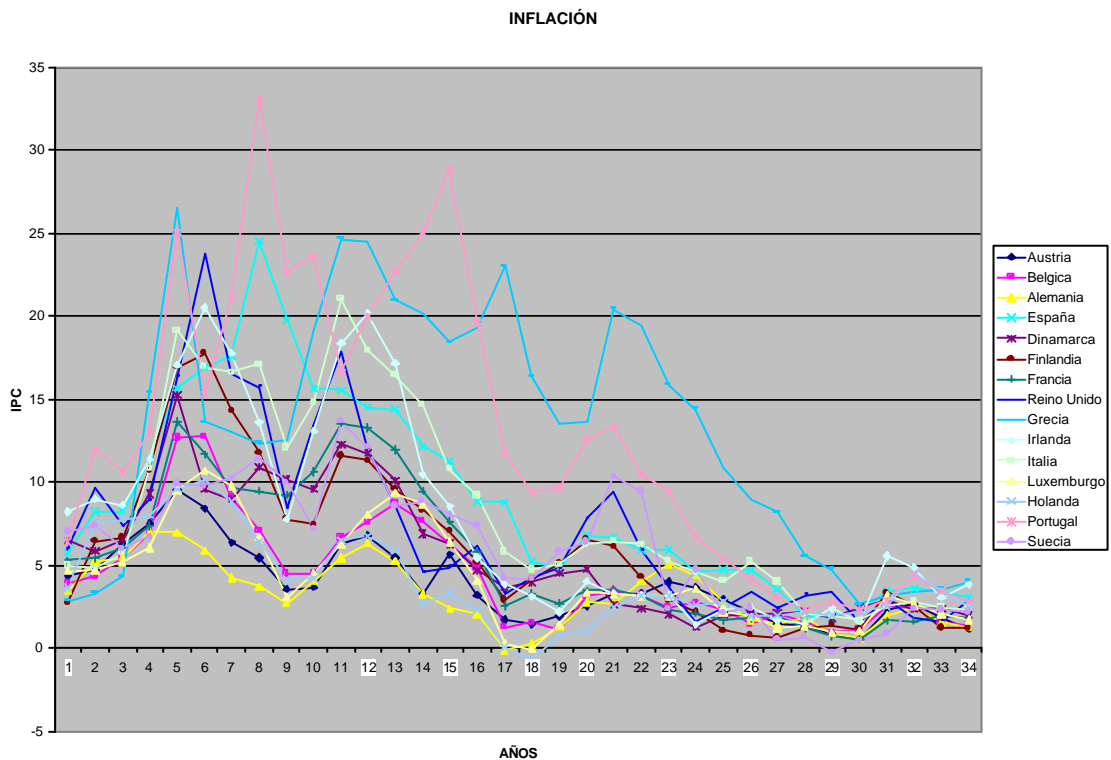
Los valores adecuados de  $p$  y  $q$  para nuestros datos nos llevan a especificar el modelo dinámico de panel a utilizar como sigue:

$$\ln(?_{i,t}) \text{ ? ? }_i \text{ ? ? }_{i,1} \ln(?_{i,t^2}) \text{ ? ? }_i \ln(D_{i,t}) \text{ ? ? }_{i,1} \ln(D_{i,t^2}) \text{ ? ? }_i \ln(M_{i,t}) \text{ ? ? }_{i,1} \ln(M_{i,t^2}) \text{ ? ? }_{i,t}$$

Una vez definido el modelo, se tratara de evitar el problema espúreo, Es decir, se tratara de evitar la presencia de una regresión estática entre series económicas afectadas por tendencias comunes que nos lleve a encontrar una medida de ajuste global elevada en el corto plazo. Este problema ocurre de forma muy frecuente cuando las variables del modelo son no estacionarias, en cuyo caso puede poseer una tendencia temporal similar que las correlacione fuertemente a corto plazo, tendencia que no puede mantenerse a largo plazo. Este problema se salva a través del análisis de cointegración.

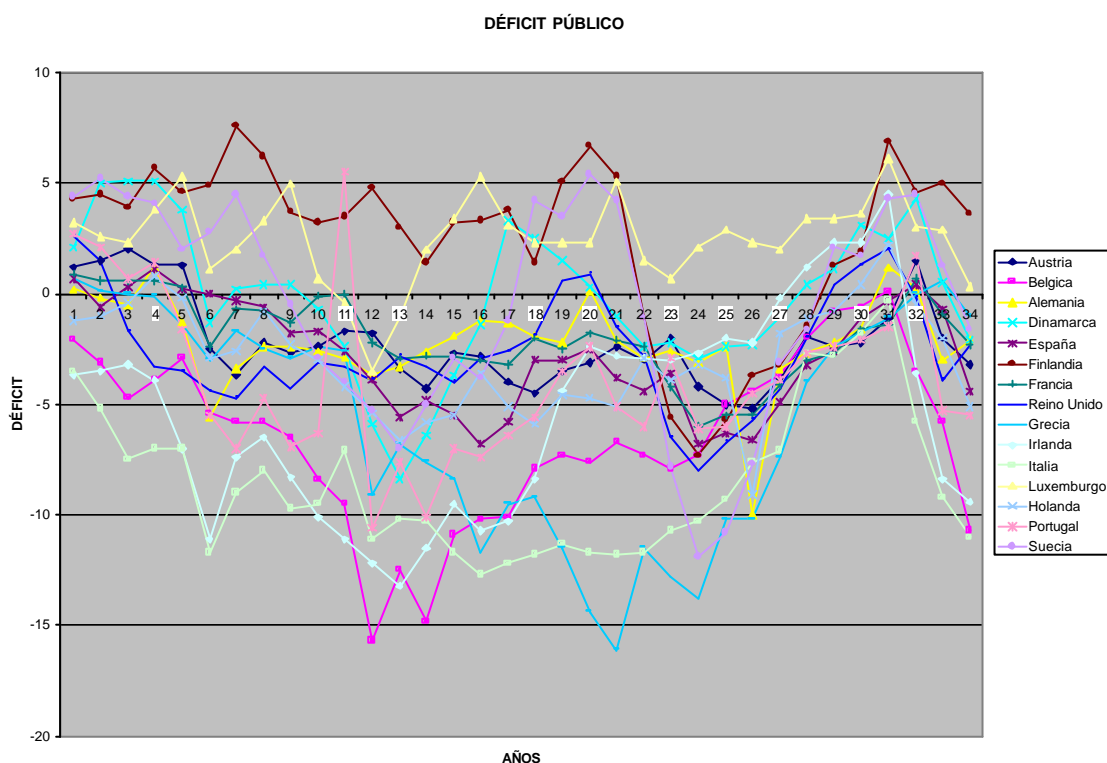
## EVOLUCIÓN DE LAS MAGNITUDES DEL MODELO

El gráfico siguiente presenta la evolución de la tasa de variación interanual del IPC en todos los países de la Unión Europea en el periodo comprendido entre 1970 (año1) y 2003 (año34).



Este gráfico presenta una evolución paralela de la inflación en la mayoría de los países de la Unión Europea. En los últimos años de las series se observa de forma muy acusada el fenómeno de la convergencia. No obstante, para comparar las evoluciones de la tasa de variación del IPC en los distintos países en términos estadísticos, es necesario utilizar la matriz de correlaciones acompañada de los correspondientes contrastes de significatividad de los coeficientes de correlación obtenidos en la matriz. Estas correlaciones resultan altas y bastante significativas.

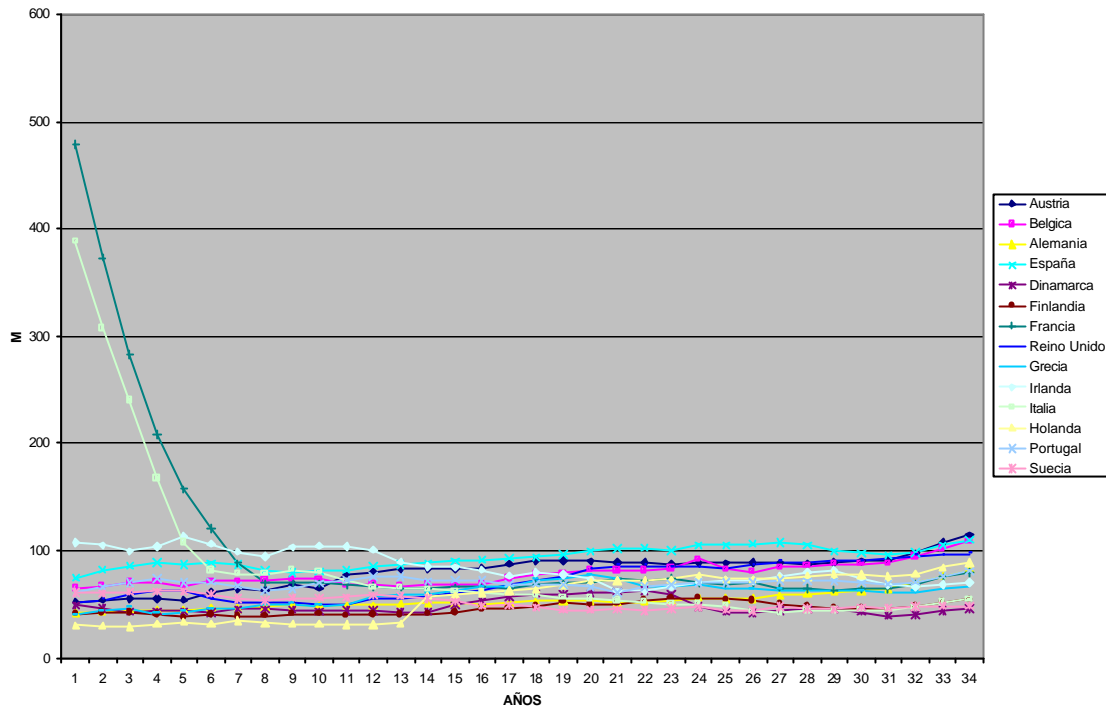
El gráfico siguiente presenta la evolución del Déficit Público en porcentajes del PIB en todos los países de la Unión Europea en el período 1970(año1) al 2003(año34).



Al igual que en el caso de la tasa de inflación, este gráfico presenta una evolución paralela del déficit público en la mayoría de los países de la Unión Europea. También en los últimos años de las series se observa el fenómeno de la convergencia, pero en este caso de forma más lenta que para la inflación. La matriz de correlaciones para evidenciar el paralelismo del déficit país a país tiene valores altos y significativos.

El gráfico siguiente presenta la evolución de la Masa Monetaria en porcentajes del PIB en todos los países de la Unión Europea, salvo en Luxemburgo, ya que no existen datos de masa monetaria para este país, en el período 1970(año1) al 2003(año34).

MASA MONETARIA



Como en los casos anteriores, este gráfico presenta una evolución paralela de la masa monetaria en la mayoría de los países de la Unión Europea.

Las fuertes interrelaciones encontradas entre las evoluciones de las tres magnitudes durante el período considerado en los diferentes países de la Unión Europea, acusadas por el proceso de convergencia conducen a la aceptación de la modelización simultánea en todos ellos mediante la formulación de panel dinámico de efectos fijos homogéneo ( $i = 1, \dots, 14$ ) siguiente:

$$\ln(M_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(M_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(D_{i,t}) + \beta_3 \ln(D_{i,t-1}) + \beta_4 \ln(D_{i,t-2}) + \beta_5 \ln(M_{i,t-2}) + \beta_6 \ln(M_{i,t-3}) + \beta_7 \ln(M_{i,t-4}) + \epsilon_{i,t}$$

## ESTIMACIÓN DE MODELOS DE PANEL DINÁMICOS

Partiremos del modelo general:

$$\ln(M_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(M_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(D_{i,t}) + \beta_3 \ln(D_{i,t-1}) + \beta_4 \ln(D_{i,t-2}) + \beta_5 \ln(M_{i,t-2}) + \beta_6 \ln(M_{i,t-3}) + \beta_7 \ln(M_{i,t-4}) + \epsilon_{i,t}$$

$i = 1, \dots, 14$  (países de la Unión Europea)  
 $t = 1, \dots, 34$  (años desde 1970 hasta 2003)

Pero inicialmente consideraremos el modelo de panel dinámico homogéneo más sencillo y habitual siguiente:

$$\ln(M_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(M_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(D_{i,t}) + \beta_3 \ln(M_{i,t-2}) + \epsilon_{i,t}$$

Posteriormente se realizarán ampliaciones y se estudiará la sensibilidad de los coeficientes estimados a la introducción de retardos en las variables exógenas del panel.

La estimación del modelo dinámico de efectos fijos anterior lleva a los siguientes resultados:

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: p

Model Description						
	Estimation Method					
	Number of Cross Sections	Fix0ne 14				
	Time Series Length	34				

Fit Statistics						
SSE	62.5987	DFE	458			
MSE	0.1367	Root MSE	0.3697			
R-Square	0.9681					

F Test for No Fixed Effects and No Intercept						
	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F		
	14	458	1.31	0.1980		

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Label
CS1	1	0.253478	0.1237	2.05	0.0410	Cross Sectional Effect 1
CS2	1	0.246908	0.1165	2.12	0.0347	Cross Sectional Effect 2
CS3	1	0.296277	0.1119	2.65	0.0084	Cross Sectional Effect 3
CS4	1	0.172507	0.0925	1.86	0.0630	Cross Sectional Effect 4
CS5	1	0.193393	0.0952	2.03	0.0428	Cross Sectional Effect 5
CS6	1	0.122997	0.0973	1.26	0.2068	Cross Sectional Effect 6
CS7	1	0.201338	0.1169	1.72	0.0856	Cross Sectional Effect 7
CS8	1	0.40498	0.1103	3.67	0.0003	Cross Sectional Effect 8
CS9	1	0.284323	0.1159	2.45	0.0145	Cross Sectional Effect 9
CS10	1	0.359935	0.1155	3.12	0.0019	Cross Sectional Effect 10
CS11	1	0.198994	0.0947	2.10	0.0361	Cross Sectional Effect 11
CS12	1	0.339558	0.1146	2.96	0.0032	Cross Sectional Effect 12
CS13	1	0.187181	0.0971	1.93	0.0545	Cross Sectional Effect 13
CS14	1	0.249089	0.1086	2.29	0.0223	Cross Sectional Effect 14
p1	1	0.872122	0.0259	33.65	<.0001	
d	1	-2.0946	0.5376	-3.90	0.0001	
m	1	0.09333	0.1295	0.72	0.4714	

Se observa que el coeficiente de determinación  $R^2$  presenta un valor muy alto (96%) con la que la variabilidad explicada es alta. El contraste de la F acepta los efectos fijos ampliamente.

Las estimaciones de los efectos fijos resultas altamente significativas para la mayoría de los países (p-valores de la t de Student inferiores a 0,1).

Las estimaciones de los parámetros del modelo también resultan significativas, presentando el parámetro de la masa monetaria los mayores problemas. Se observa que estos problemas desaparecen introduciendo dinámica en el modelo y utilizando un

retardo de esta variable. Los nuevos resultados del modelo estimado considerando la masa monetaria con un retardo serían ahora los siguientes:

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: p

Model Description

Estimation Method	FixOne
Number of Cross Sections	14
Time Series Length	34

Fit Statistics

SSE	62.4083	DFE	458
MSE	0.1363	Root MSE	0.3691
R-Square	0.9682		

F Test for No Fixed Effects and No Intercept

Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
14	458	1.17	0.2947

Parameter Estimates

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Label
CS1	1	0.197677	0.1210	1.63	0.1031	Cross Sectional Effect 1
CS2	1	0.196445	0.1145	1.72	0.0869	Cross Sectional Effect 2
CS3	1	0.247026	0.1102	2.24	0.0255	Cross Sectional Effect 3
CS4	1	0.135175	0.0917	1.47	0.1410	Cross Sectional Effect 4
CS5	1	0.158355	0.0944	1.68	0.0942	Cross Sectional Effect 5
CS6	1	0.090068	0.0960	0.94	0.3484	Cross Sectional Effect 6
CS7	1	0.14627	0.1145	1.28	0.2021	Cross Sectional Effect 7
CS8	1	0.364665	0.1088	3.35	0.0009	Cross Sectional Effect 8
CS9	1	0.232336	0.1139	2.04	0.0419	Cross Sectional Effect 9
CS10	1	0.311476	0.1139	2.73	0.0065	Cross Sectional Effect 10
CS11	1	0.162349	0.0929	1.75	0.0813	Cross Sectional Effect 11
CS12	1	0.293518	0.1128	2.60	0.0096	Cross Sectional Effect 12
CS13	1	0.150142	0.0962	1.56	0.1192	Cross Sectional Effect 13
CS14	1	0.204428	0.1062	1.93	0.0548	Cross Sectional Effect 14
p1	1	0.872915	0.0258	33.83	<.0001	
d	1	-2.10469	0.5368	-3.92	0.0001	
m1	1	0.176973	0.1278	1.39	0.1667	

Se observa la mejora de la significatividad del parámetro estimado de la masa monetaria sin haber diferido demasiado las estimaciones del resto de los coeficientes ni las significatividad de los mismos.

Podemos ampliar el modelo con la introducción de nuevos retardos de las variables endógenas. Si introducimos un retardo para el déficit obtenemos los siguientes resultados para la estimación del panel dinámico homogéneo.

The TSCSREG Procedure

Dependent Variable: p

Model Description

Estimation Method	FixOne
Number of Cross Sections	14
Time Series Length	34

Fit Statistics			
SSE	62.3583	DFE	457
MSE	0.1365	Root MSE	0.3694
R-Square	0.9682		

F Test for No Fixed Effects and No Intercept

Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
14	457	1.19	0.2791

Parameter Estimates

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Label
CS1	1	0.205513	0.1218	1.69	0.0922	Cross Sectional Effect 1
CS2	1	0.203697	0.1152	1.77	0.0778	Cross Sectional Effect 2
CS3	1	0.256781	0.1115	2.30	0.0217	Cross Sectional Effect 3
CS4	1	0.139795	0.0920	1.52	0.1295	Cross Sectional Effect 4
CS5	1	0.163604	0.0949	1.72	0.0853	Cross Sectional Effect 5
CS6	1	0.092526	0.0961	0.96	0.3362	Cross Sectional Effect 6
CS7	1	0.151479	0.1149	1.32	0.1881	Cross Sectional Effect 7
CS8	1	0.3761	0.1105	3.40	0.0007	Cross Sectional Effect 8
CS9	1	0.241476	0.1150	2.10	0.0362	Cross Sectional Effect 9
CS10	1	0.323124	0.1156	2.80	0.0054	Cross Sectional Effect 10
CS11	1	0.168396	0.0935	1.80	0.0725	Cross Sectional Effect 11
CS12	1	0.302911	0.1139	2.66	0.0081	Cross Sectional Effect 12
CS13	1	0.155463	0.0966	1.61	0.1084	Cross Sectional Effect 13
CS14	1	0.210958	0.1068	1.98	0.0488	Cross Sectional Effect 14
p1	1	0.870493	0.0261	33.32	<.0001	
d	1	-1.65001	0.9233	-1.79	0.0746	
d1	1	-0.54046	0.8927	-0.61	0.5452	
m1	1	0.176314	0.1279	1.38	0.1686	

Los resultados de las estimaciones de los efectos fijos y de los parámetros tampoco difieren demasiado, pero la significatividad del parámetro relativo al retardo del déficit es baja.

Se observa que en todos los casos el coeficiente de determinación es superior al 95%, que se acepta claramente la hipótesis de los efectos fijos a través del contraste de la F, y que los efectos fijos presentan una significatividad superior al 90%.

Del análisis anterior se deduce que la sensibilidad de los valores estimados de los parámetros del modelo a la introducción de retardos en las variables no es alta, siendo la variación más acusada la relativa a la significatividad individual de algunos de los parámetros. Los estudios anteriores nos llevan a aceptar como modelo de panel dinámico homogéneo más idóneo el siguiente:

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(D_{i,t}) + \beta_3 \ln(M_{i,t-1}) + \epsilon_{it}$$

## ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN EN EL PANEL

Con el fin de asegurar la existencia de una relación no espúrea entre las variables del modelo, se analiza si existe cointegración en el panel.



El concepto de cointegración es la noción estadística equivalente a la idea de equilibrio estable en el tiempo, de modo que cuando existe una relación de este tipo entre variables económicas, las desviaciones de esta relación no pueden ser fuertes en el transcurso del tiempo. De esta forma, la cointegración de las variables del modelo de panel demuestra la validez del mismo a largo plazo.

Por lo tanto, vamos a realizar el contraste de cointegración en nuestro modelo, para detectar si existe la posibilidad de obtener estimaciones correctas, es decir, libres de resultados espurios, de los parámetros que definen las relaciones entre nuestras series tanto a corto como a largo plazo.

El primer paso para analizar los efectos de las dos variables explicativas consideradas sobre la variación del nivel de precios es analizar la estacionariedad y el orden de integración de las tres variables utilizadas en el modelo para todos los países de la Unión Europea. Con esta finalidad, se realizan los contrastes de raíces unitarias de Phillips-Perron(1989) para cada variable.

A continuación, aparece el cuadro de valores correspondiente al contraste de las raíces unitarias de Phillips-Perron, obteniendo los estadísticos RHO con sus p\_valores correspondientes (en negrita), respectivamente para su integrabilidad de orden cero (estacionariedad) para cada país de la Unión Europea:

ESTACIONARIEDAD	LN(P)	LN(D)	LN(M)
	RHO	RHO	RHO
AUSTRIA	-16.9819 0.0740	-10.9968 0.3070	-4.7292 0.8230
BELGICA	-14.4630 0.1410	-5.6819 0.7450	-6.3485 0.6850
ALEMANIA	-13.9235 0.1600	-18.9168 0.4200	0.3729 0.9970
DINAMARCA	-9.0110 0.4510	-8.5495 0.4890	-5.4916 0.7610
ESPAÑA	-9.8641 0.3830	-6.8137 0.6420	-7.7642 0.5560
FINLANDIA	-13.7428 0.1670	-8.5730 0.4870	-6.1705 0.7010
FRANCIA	-8.8033 0.4680	-8.7222 0.4750	-5.7088 0.7420
INGLATERRA	-17.6138 0.0620	-11.2638 0.2910	-4.9353 0.8070
IRLANDA	-9.1440 0.4400	-6.8842 0.6360	-8.8246 0.4660
ITALIA	-8.2553 0.5140	-8.4481 0.4980	-7.1986 0.6080
HOLANDA	-11.4347 0.2810	-11.5607 0.2730	-7.9161 0.5440
PORTUGAL	-9.4245 0.4180	-20.9301 0.0240	-13.9633 0.1590
SUECIA	-10.7295 0.3250	-8.1823 0.5210	-4.8872 0.8110
GRECIA	-7.1836 0.6090	-2.3793 0.9540	-3.4790 0.9060

Los resultados que nos muestran los estadísticos RHO y sus respectivos p\_valores de Phillips-Perron para las series temporales sin término independiente muestran que son todos superiores a 0.01, luego podemos confirmar que con un nivel del 99% de confianza que las series iniciales en logaritmos de precios, déficit y masa monetaria no son estacionarias.

Puesto que las series temporales no son estacionarias de orden cero, es decir, no presentan integrabilidad de orden cero, pasaremos a contrastar a continuación su

integrabilidad de orden uno, es decir la estacionariedad o no integrabilidad de orden cero de las primeras diferencias de las series iniciales en logaritmos, es decir, ver si las series temporales son I(1).

Para el caso del contraste de Phillips-Perron, los p\_valores y los estadísticos RHO obtenidos para las primeras diferencias de las series iniciales en logaritmos se presentan a continuación:

ESTACIONARIEDAD	LN(P)	LN(D)	LN(M)
	RHO	RHO	RHO
AUSTRIA	-28.6110 0.0020	-32.2153 0.0010	-30.1502 0.0010
BELGICA	-27.5659 0.0030	-30.4086 0.0010	-32.0689 0.0010
ALEMANIA	-27.5299 0.0030	-38.5458 0.0010	-28.9406 0.0020
DINAMARCA	-31.8626 0.0010	-23.2094 0.0110	-17.5972 0.0610
ESPAÑA	-24.7004 0.0070	-24.3966 0.0070	-18.1374 0.0510
FINLANDIA	-26.2780 0.0040	-26.5587 0.0040	-23.0209 0.0120
FRANCIA	-29.0334 0.0020	-32.9584 0.0010	-4.0655 0.1590
INGLATERRA	-34.4542 0.0010	-20.8429 0.0240	-15.9395 0.0950
IRLANDA	-33.4426 0.0010	-24.0445 0.0090	-25.0896 0.0060
ITALIA	-34.5403 0.0010	-31.2886 0.0010	-6.2283 0.0780
HOLANDA	-31.4541 0.0010	-37.6586 0.0010	-32.3061 0.0010
PORTUGAL	-34.7059 0.0010	-46.1011 0.0010	-22.0466 0.0160
SUECIA	-41.5375 0.0010	-17.5649 0.0620	-28.3398 0.0020
GRECIA	-27.6686 0.0030	-36.5189 0.0010	-28.9938 0.0020

Podemos observar que casi todos los p\_valores del estadístico RHO de Phillips-Perron son inferiores a 0.05, luego aceptaríamos la hipótesis nula de integrabilidad de orden uno I(1), es decir, la estacionariedad de las primeras diferencias de las series en logaritmos, con una confianza del 95%. En el caso de Francia, Inglaterra, e Italia, que sus p\_valores sus están entre 0.05 y 0.1 aceptaríamos la hipótesis nula con una confianza del 90%.

Puesto que las series temporales del modelo no son estacionarias de orden cero y si lo son de orden uno para todos los países de la Unión Europea, podemos aplicar el análisis de cointegración.

Para analizar la cointegración en el panel se utiliza el contraste de Maddala y Wu (1999). El estadístico de este contraste es el siguiente:

$$\sum_{i=1}^N \ln(R_i) \sim \chi^2_{2N}$$

se distribuye como una chi-cuadrado con 2N grados de libertad bajo la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias en el panel. Los Ri son los valores del estadístico RHO de Phillips Perron para las variables en los diferentes países. Tenemos:

	R1 (P)	R2 (D)	R3 (M)	Ln(R1)	Ln(R2)	Ln(R3)
AUSTRIA	0,002	0,001	0,001	-6,2146	-6,9078	-6,9078
BELGICA	0,003	0,001	0,001	-5,8091	-6,9078	-6,9078
ALEMANIA	0,003	0,001	0,002	-5,8091	-6,9078	-6,2146
DINAMARCA	0,001	0,011	0,061	-6,9078	-4,5099	-2,7969
ESPAÑA	0,007	0,007	0,051	-4,9618	-4,9618	-2,9759
FINLANDIA	0,004	0,004	0,012	-5,5215	-5,5215	-4,4228
FRANCIA	0,002	0,001	0,159	-6,2146	-6,9078	-1,8389
INGLATERRA	0,001	0,024	0,095	-6,9078	-3,7297	-2,3539
IRLANDA	0,001	0,009	0,006	-6,9078	-4,7105	-5,1160
ITALIA	0,001	0,001	0,078	-6,9078	-6,9078	-2,5510
HOLANDA	0,001	0,001	0,001	-6,9078	-6,9078	-6,9078
PORTUGAL	0,001	0,001	0,016	-6,9078	-6,9078	-4,1352
SUECIA	0,001	0,062	0,002	-6,9078	-2,7806	-6,2146
GRECIA	0,003	0,001	0,002	-5,8091	-6,9078	-6,2146
			$\chi^2$	<b>177,3885</b>	<b>162,9521</b>	<b>131,1154</b>

Se observa que los valores del estadístico  $\chi^2$  son superiores al valor crítico de la chi-cuadrado con 28 grados de libertad al 95% (41,34) para las tres variables. Entonces, puede rechazarse la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias en el panel y podemos proceder con las técnicas de estimación de paneles estacionarios.

El contraste anterior presenta la ventaja de que es independiente del número de retardos considerados para las series en los distintos países en los contrastes individuales de raíces unitarias de Phillips Perron. También es independiente del tipo de contraste de raíces unitarias que se utilice. Los  $R_i$  pueden ser los p-valores del test de Phillips Perron o del test aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Por otra parte, este contraste es más potente y engloba a otros contrastes típicos en paneles cointegrados como Levin y Lin (1993) y Pesaran y Shin (2003).

Por otra parte, también puede utilizarse el test de cointegración de Kao (1999) que considera como estadístico del contraste el siguiente:

$$T \rho = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N RHO_i$$

De esta forma, el estadístico de cointegración para el panel es la media de los estadísticos de los contrastes individuales de Phillips Perron por países. La distribución de este estadístico ha sido tabulada. Para nuestros datos tenemos:

	RHO(P)	RHO(D)	RHO(M)
AUSTRIA	-28,611	-32,2153	-30,1502
BELGICA	-27,5659	-30,4086	-32,0689
ALEMANIA	-27,5299	-38,5458	-28,9406

DINAMARCA	- 31, 8626	- 23, 2094	- 17, 5972
ESPAÑA	- 24, 7004	- 24, 3966	- 18, 1374
FINLANDIA	- 26, 278	- 26, 5587	- 23, 0209
FRANCIA	- 29, 0334	- 32, 9584	- 4, 0655
INGLATERRA	- 34, 4542	- 20, 8429	- 15, 9395
IRLANDA	- 33, 4426	- 24, 0445	- 25, 0896
ITALIA	- 34, 5403	- 31, 2886	- 6, 2283
HOLANDA	- 31, 4541	- 37, 6586	- 32, 3061
PORTUGAL	- 34, 7059	- 46, 1011	- 22, 0466
SUECIA	- 41, 5375	- 17, 5649	- 28, 3398
GRECIA	- 27, 668	- 36, 5189	- 28, 9938
T ?	- 30, 9560	- 30, 1652	- 22, 3517

Los valores del estadístico del contraste resultan ser inferiores en todos los casos al valor crítico del mismo -2,76, lo que indica rechazo de la hipótesis nula de no cointegración de las variables dentro de cada país y en el panel con un nivel de confianza del 95%. Por lo tanto estamos ante modelos con variables cointegradas para cada país y en panel, por lo que la relación entre nuestras series es una relación compacta a largo plazo.

## CONCLUSIONES

Partiendo del modelo dinámico de panel más general:

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(D_{i,t}) + \beta_3 \ln(D_{i,t-1}) + \beta_4 \ln(M_{i,t}) + \beta_5 \ln(M_{i,t-1}) + \epsilon_{i,t}$$

$$i = 1, \dots, 14 \text{ (países de la Unión Europea)}$$

$$t = 1, \dots, 34 \text{ (años desde 1970 hasta 2003)}$$

se han analizado la sensibilidad del mismo a diferentes estructuras de retardos. Los resultados de las estimaciones de los efectos fijos y de los parámetros del modelo no difieren demasiado, pero la significatividad de los parámetros relativos al retardo del déficit y a la masa monetaria ha resultado baja.

Se observa que en todos los casos el coeficiente de determinación es superior al 95%, que se acepta claramente la hipótesis de los efectos fijos a través del contraste de la F, y que los efectos fijos presentan una significatividad superior al 90%.

Del análisis anterior se deduce que la sensibilidad de los valores estimados de los parámetros del modelo a la introducción de retardos en las variables no es alta, siendo la variación más acusada la relativa a la significatividad individual de algunos de los parámetros.

El modelo de panel dinámico homogéneo más idóneo resultó ser el siguiente:

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(D_{i,t}) + \beta_3 \ln(M_{i,t-1}) + \epsilon_{i,t}$$

A continuación se presentan los resultados de su estimación:

Model Description					
Estimation Method		Fix0ne			
Number of Cross Sections		14			
Time Series Length		34			
Fit Statistics					
SSE	62.4083	DFE	458		
MSE	0.1363	Root MSE	0.3691		
R-Square	0.9682				
F Test for No Fixed Effects and No Intercept					
Num DF	Den DF	F Value	Pr > F		
14	458	1.17	0.2947		
Parameter Estimates					
Efectos Fijos ( $\alpha_i$ )	DF	Standard Estimate	Error	t Value	Pr >  t
ESPAÑA	1	0.197677	0.1210	1.63	0.1031
AUSTRIA	1	0.196445	0.1145	1.72	0.0869
BÉLGICA	1	0.247026	0.1102	2.24	0.0255
ALEMANIA	1	0.135175	0.0917	1.47	0.1410
DINAMARCA	1	0.158355	0.0944	1.68	0.0942
FINLANDIA	1	0.090068	0.0960	0.94	0.3484
FRANCIA	1	0.14627	0.1145	1.28	0.2021
GRECIA	1	0.364665	0.1088	3.35	0.0009
IRLANDA	1	0.232336	0.1139	2.04	0.0419
ITALIA	1	0.311476	0.1139	2.73	0.0065
HOLANDA	1	0.162349	0.0929	1.75	0.0813
PORTUGAL	1	0.293518	0.1128	2.60	0.0096
SUECIA	1	0.150142	0.0962	1.56	0.1192
REINO UNIDO	1	0.204428	0.1062	1.93	0.0548
Parámetros					
P1	1	0.872915	0.0258	33.83	<.0001
d	1	-2.10469	0.5368	-3.92	0.0001
m1	1	0.176973	0.1278	1.39	0.1667

El modelo dinámico de panel ajustado podría escribirse así:

$$\ln(\alpha_i) + \alpha_i + 0,872915 \ln(D_{i,t}) + 2,10469 \ln(M_{i,t-1}) + \alpha_{it}$$

donde los efectos fijos  $\alpha_i$  son los expresados en la tabla. Se observa que el coeficiente de determinación  $R^2$  presenta un valor muy alto (96%) con la que la variabilidad explicada es alta. El contraste de la F acepta los efectos fijos ampliamente y las estimaciones de los parámetros y de los efectos fijos resultan altamente significativas para la mayoría de los países (p-valores de la t de Student inferiores a 0,1).

Además, la presencia de cointegración en el panel indica que estamos ante un modelo que representa una relación entre nuestras series compacta a largo plazo.

Según la estimación del modelo, la elasticidad relativa al déficit es muy superior a la relativa a la masa monetaria. Por lo tanto el déficit público tiene efectos perniciosos sobre la inflación. De ahí la necesidad de establecer políticas que eviten el crecimiento del déficit público, siendo muy conveniente evitar el incumplimiento del criterio de convergencia relativo al déficit público. En el incumplimiento en esta materia puede acarrear consecuencias no deseadas sobre las tasas de inflación.

La observación de los efectos fijos por países permite resaltar que los déficits fiscales han sido un determinante de inflaciones altas sobre todo en aquellos países más castigados por las fuertes subidas de precios. También se observa que la relación entre

déficit fiscal e inflación pierde fuerza para países con subidas de precios no tan acusadas.

Los gráficos de las series en los distintos países nos daban una idea del paralelismo de la evolución de las variables del modelo, acusada al final del período con el fenómeno de la convergencia.

Las matrices de correlaciones enriquecían estadísticamente el análisis de este paralelismo.

Ahora, tratando de profundizar aún más el análisis descriptivo anterior puede intentarse agrupar los distintos países por afinidad de la evolución de las variables de nuestro modelo.

Para ello puede utilizarse, por ejemplo, la técnica multivariante del análisis cluster. Esta técnica exploratoria tiene como finalidad revelar las agrupaciones naturales dentro de un conjunto de datos. El propósito general del análisis cluster es sugerir grupos que surjan de un modo natural de los datos, basándose en la proximidad.

Según esta técnica, las observaciones de datos muy similares deberían caer dentro del mismo cluster, mientras que las observaciones de datos muy separadas deberían caer en clusters diferentes. Idealmente, las observaciones dentro de un cluster serían relativamente homogéneas, pero diferentes de las contenidas en otros clusters.

Mediante la técnica del análisis cluster, que no tiene porqué tener solución única, se consiguió clasificar los países por grupos afines para la evolución de las variables del modelo de la siguiente forma:

- ? Grecia, Italia y Portugal
- ? España, Francia, Irlanda y Reino Unido
- ? Bélgica, Alemania, Holanda y Austria
- ? Dinamarca, Finlandia, Suecia y Luxemburgo

Al comparar estos grupos con los efectos fijos del panel estudiado vemos que precisamente los países de cada grupo son los que tienen el efecto fijo más parecido. Una agrupación por efectos fijos similares llevaría a la misma agrupación realizada con el cluster.

De esta forma se detectan y agrupan los países de la Unión Europea en los que más ha afectado el déficit y la masa monetaria a la inflación. A efecto fijo más elevado, mayor influencia de las variables exógenas sobre la inflación.

Los grupos se han situado por orden decreciente de influencia del déficit y la masa monetaria sobre la inflación. Y de esta agrupación se deriva la conclusión de que los déficits fiscales han sido un determinante de inflaciones altas sobre todo en aquellos países más castigados por las fuertes subidas de precios. También se observa por esta vía que la relación entre déficit fiscal e inflación pierde fuerza para países con subidas de precios no tan acusadas.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Baiges, J., Molinas, C. y Sebastián, M. (1986): “Déficit, inflación y composición de la deuda”. Facultad de CC. Económicas y Empresariales. Universidad Complutense. Documento de Trabajo 8712.
- Cobham, D. (1980): “The influence of the United Kingdom’s public sector deficit on its money stock”. *Bulletin of Economic Research*, 32.
- Dalamagas, B.A. (1987): “Government deficits, crowding out, and inflation: some international evidence”. *Public Finance*, 43 (1). Versión en castellano en *Hacienda Pública Española* (1991), nº 119.
- Darrat, A.F. (2000): “Are budget deficits inflationary?. A reconsideration of the evidence”. *Applied Economics Letters*, 7.
- Dickey, D.A. (1976): “Estimation and hypothesis testing for nonstationary time series”. PhD dissertation, Iowa State University.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979): “Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root”. *Journal of the American Statistical Association*, 74.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981): “The likelihood ratio statistics for autorregressive time series with unit roots”. *Econometrica*, 49.
- Dornbusch, R. y Fischer, S. (1981): “Budget deficits and inflation”. En M.J. Flanders y A. Razin (eds): *Development in an Inflationary World*. Academic Press, New York.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): “Cointegration and error correction: representation, estimation and testing”. *Econometrica*, 55.
- Fuller, W.A. (1976): “Introduction to statistical time series”. *New York: John Wiley and Sons*.
- Geraats, P.. (2001): “Precommitment, Transparency and Monetary Policy”. *University of Cambridge*.
- Granger, C.W.J. (1981): “Some properties of time series data and their use in econometric model specification”. *Journal of Econometrics* 121-130.
- Granger, C.W.J. y Weiss, A.A. (1983): “Time series analysis of error corrections models”. *Estudies in Econometrics, Time Series, and multivariate Statistics*, New York, Academic Press.

- Grossman, H. (1982): “The american fiscal deficit: facts and effects”. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 934.
- Johansen, S. (1989): Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autorregressive models. *Econometrica*, 59.
- King, R.G. y Plosser, C.I. (1985): “Money, deficits and inflation”. En *Understanding Monetary Regimes*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 22.
- López-Salido, J.D. and Benigno P. (2001): “Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in Europe”. *Banco de España*.
- Mihov, I. (2001): “Monetary Policy Implementation and transmission in the European Monetary Union”. *INSEAD and CPR*.
- Miller, P. (1983): “Higher deficit policies lead to higher inflation”. *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Mineapolis*, 7.
- Phillips, P.C.B y Perron, P. (1988): “Testing for a unit root in time series regression”. *Biometrica*, 75
- Phillips, P.C.B. (1986): “Understanding spurious regressions in econometrics”. *Journal of Econometrics*, 33, 1986.
- Phillips, P.C.B. y Ouliaris, S. (1990): “Asymptotic properties of residual based tests for cointegration”. *Econometrica*, 58.
- Repullo, R. (1986): “Déficit, deuda pública e inflación: aspectos teóricos y aplicación al caso español”. *Boletín económico del Banco de España*; nº 12 dic.
- Sargent, T. y Wallace, N. (1981): “Some unpleasant monetarist arithmetic”. *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Mineapolis*, 5.
- Sharp, A. y Flenniken, P. (1978): “Budget deficits: A major cause of inflation?”. *Public Finance Quarterly*, 6 (1).