

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

Autor: *César Pérez López*
Instituto de Estudios Fiscales y Universidad Complutense

P. T. N.º 17/04

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad del autor, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

Desde el año 1998, la colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales está disponible en versión electrónica, en la dirección: ><http://www.minhac.es/ief/principal.htm>.

Edita: Instituto de Estudios Fiscales

N.I.P.O.: 111-04-007-8

I.S.S.N.: 1578-0252

Depósito Legal: M-23772-2001

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN
 2. EL MODELO
 3. EVOLUCIÓN DE LAS MAGNITUDES DEL MODELO
 4. ESTIMACIÓN DE MODELOS DE PANEL DINÁMICOS
 5. ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN EN EL PANEL
 6. CONCLUSIONES
- REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABSTRACT

Este trabajo trata de poner de relieve los efectos perniciosos del déficit público en términos de elevación del nivel de precios en el conjunto de países de la Unión Europea. En la literatura económica parece respaldada la hipótesis de que niveles elevados de déficit público contribuyen al aumento de la inflación, aunque existen diferencias de criterio en cuanto la cuantificación de dicha relación. Por otro lado, existe menos disparidad de criterios al afirmar que la monetarización del déficit público puede a largo plazo generar procesos inflacionarios. Con vistas a medir el grado de influencia del déficit público y el nivel de masa monetaria sobre la inflación, se ajusta un panel dinámico basado en el modelo de Sargent y Ljungqvist (2000) que contrasta la existencia de una relación estable a largo plazo entre déficit, inflación y masa monetaria. Se utilizan series anuales con una longitud de 34 años para todos los países de la Unión Europea. Además del ajuste del panel, se analiza la robustez de las estimaciones en el largo plazo a través de técnicas de "panel cointegration" en modelos dinámicos. Se concluye con una cuantificación del grado de influencia de las variables déficit público y masa monetaria sobre la inflación en los países de la Unión Europea acompañada de una exposición de las políticas adecuadas ante el tema del déficit público.

Códigos JEL: C32, C33, C51, E31, E51, E62.

1. 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. 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.

2. 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:

$$\pi = \beta' \left[\frac{D'}{M1} \right]$$

Dividiendo numerador y denominador por el **PIB** se tiene:

$$\pi = \beta' \left[\frac{D'/\text{PIB}}{M1/\text{PIB}} \right]$$

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

$$\text{Ln}(\pi) = \alpha + \beta \text{Ln}(D) + \gamma \text{Ln}(M)$$

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:

$$\text{Ln}(\pi_{i,t}) = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} \text{Ln}(\pi_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^q \beta_{i,j} \text{Ln}(D_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^q \gamma_{i,j} \text{Ln}(M_{i,t-j}) + \varepsilon_{i,t}$$

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 público 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.

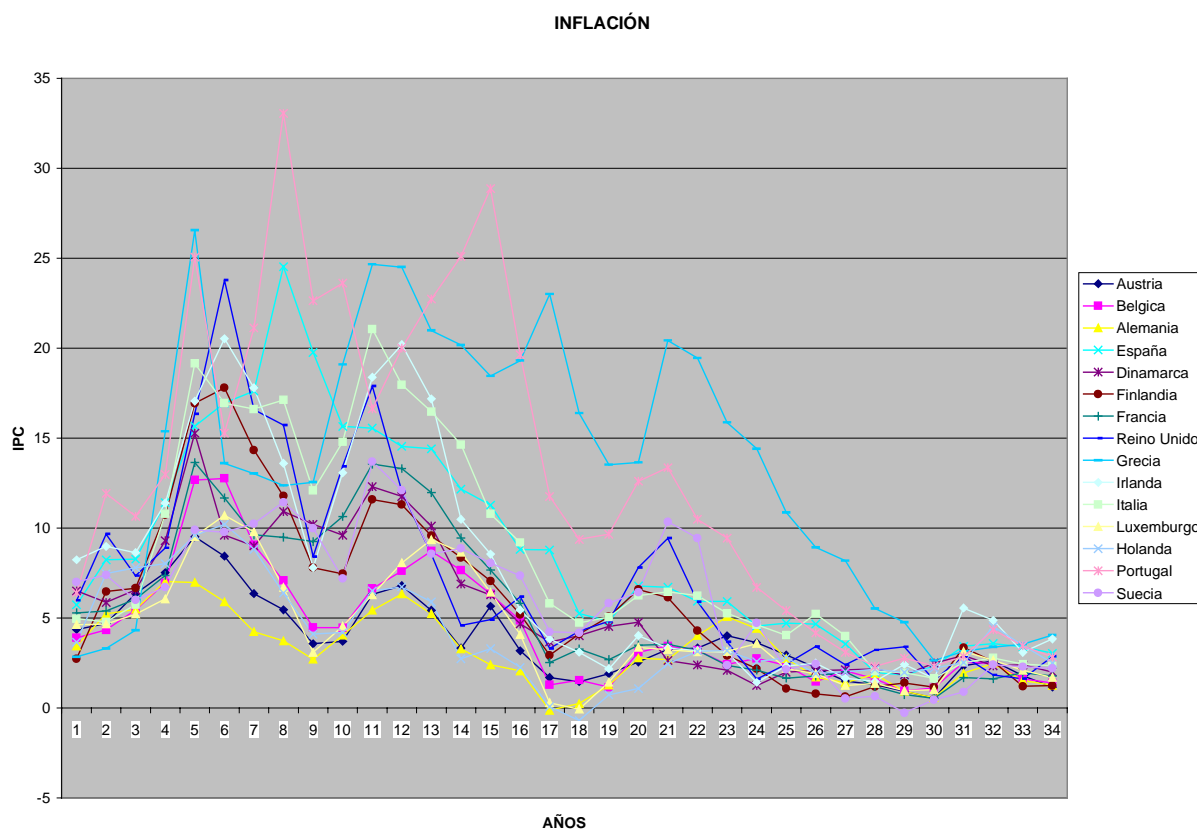
Los valores adecuados de p y q para nuestros datos nos llevan a especificar el modelo dinámico de panel a utilizar como sigue:

$$\text{Ln}(\pi_{i,t}) = \alpha_i + \lambda_{i,1}\text{Ln}(\pi_{i,t-1}) + \beta_i \text{Ln}(D_{i,t}) + \beta_{i,1}\text{Ln}(D_{i,t-1}) + \gamma_i\text{Ln}(M_{i,t}) + \gamma_{i,1}\text{Ln}(M_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

Una vez definido el modelo, se tratará de evitar el problema espúreo, es decir, se intentará 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.

3. EVOLUCIÓN DE LAS MAGNITUDES DEL MODELO

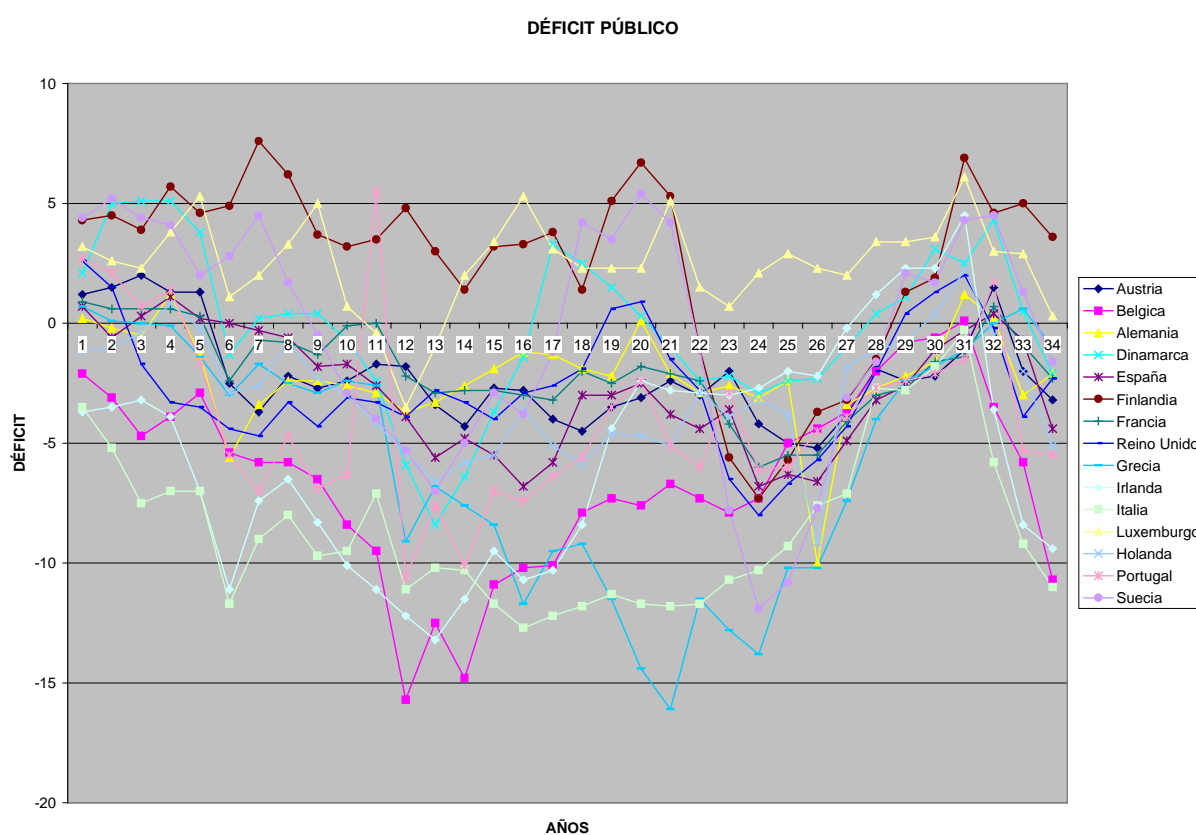
El gráfico siguiente presenta la evolución de la tasa de variación interanual del IPC en todos los países de la Unión Europea en el periodo comprendido entre 1970 (año1) y 2003 (año34).





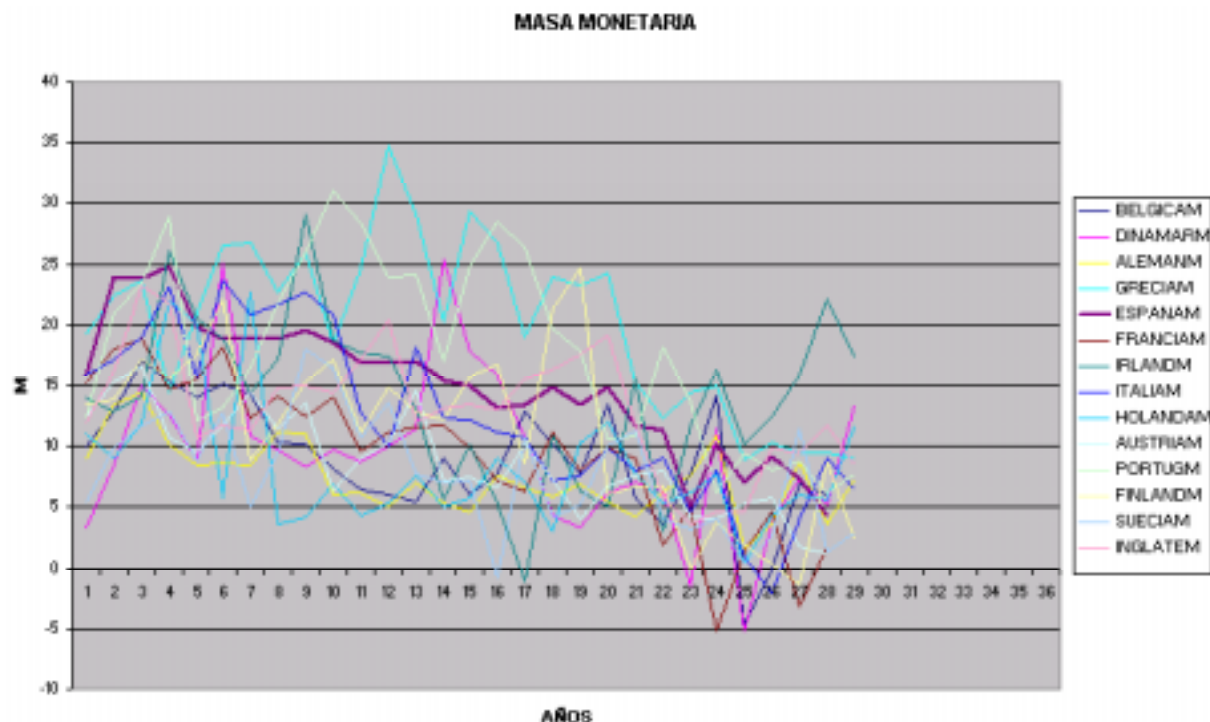
Este gráfico presenta una evolución paralela de la inflación en la mayoría de los países de la Unión Europea. En los últimos años de las series se observa de forma muy acusada el fenómeno de la convergencia. No obstante, para comparar las evoluciones de la tasa de variación del IPC en los distintos países en términos estadísticos, es necesario utilizar su 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).



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 del panel dinámico de efectos fijos homogéneo ($\beta_i = \beta$, $\gamma_i = \gamma \forall i = 1, \dots, 14$) siguiente:

$$\text{Ln}(\pi_{i,t}) = \alpha_i + \lambda \text{Ln}(\pi_{i,t-1}) + \beta \text{Ln}(D_{i,t}) + \beta_1 \text{Ln}(D_{i,t-1}) + \gamma \text{Ln}(M_{i,t}) + \gamma_1 \text{Ln}(M_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

4. ESTIMACIÓN DE MODELOS DE PANEL DINÁMICOS

Partiremos del modelo general:

$$\text{Ln}(\pi_{i,t}) = \alpha_i + \lambda_{i,1} \text{Ln}(\pi_{i,t-1}) + \beta_i \text{Ln}(D_{i,t}) + \beta_{i,1} \text{Ln}(D_{i,t-1}) + \gamma_i \text{Ln}(M_{i,t}) + \gamma_{i,1} \text{Ln}(M_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

$i = 1, \dots, 14$ (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:

$$\text{Ln}(\pi_{i,t}) = \alpha_i + \lambda \text{Ln}(\pi_{i,t-1}) + \beta \text{Ln}(D_{i,t}) + \gamma \text{Ln}(M_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

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:

Variable	Estimación	Error	t Valor	Pr > t
CS1	0.253478	0.1237	2.05	0.0410
CS2	0.246908	0.1165	2.12	0.0347
CS3	0.296277	0.1119	2.65	0.0084
CS4	0.172507	0.0925	1.86	0.0630
CS5	0.193393	0.0952	2.03	0.0428
CS6	0.122997	0.0973	1.26	0.2068
CS7	0.201338	0.1169	1.72	0.0856
CS8	0.40498	0.1103	3.67	0.0003
CS9	0.284323	0.1159	2.45	0.0145
CS10	0.359935	0.1155	3.12	0.0019
CS11	0.198994	0.0947	2.10	0.0361
CS12	0.339558	0.1146	2.96	0.0032
CS13	0.187181	0.0971	1.93	0.0545
CS14	0.249089	0.1086	2.29	0.0223
p1	0.872122	0.0259	33.65	<.0001
d	-2.0946	0.5376	-3.90	0.0001
m	0.09333	0.1295	0.72	0.4714
R-Cuadrado		0.9681		
<u>F Test for No Fixed Effects</u> (Pr > F = 0.1980)				

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 resultan 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:

Variable	Estimación	Error	t Valor	Pr > t
CS1	0.197677	0.1210	1.63	0.1031
CS2	0.196445	0.1145	1.72	0.0869
CS3	0.247026	0.1102	2.24	0.0255
CS4	0.135175	0.0917	1.47	0.1410
CS5	0.158355	0.0944	1.68	0.0942
CS6	0.090068	0.0960	0.94	0.3484
CS7	0.14627	0.1145	1.28	0.2021
CS8	0.364665	0.1088	3.35	0.0009
CS9	0.232336	0.1139	2.04	0.0419
CS10	0.311476	0.1139	2.73	0.0065
CS11	0.162349	0.0929	1.75	0.0813
CS12	0.293518	0.1128	2.60	0.0096
CS13	0.150142	0.0962	1.56	0.1192
CS14	0.204428	0.1062	1.93	0.0548
p1	0.872915	0.0258	33.83	<.0001
d	-2.10469	0.5368	-3.92	0.0001
m1	0.176973	0.1278	0.39	0.1667
R-Cuadrado		0.9682		
<u>F Test for No Fixed Effects</u> (Pr > F = 0.2947)				

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 la 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.

Variable	Estimación	Error	t Valor	Pr > t
CS1	0.205513	0.1218	1.69	0.0922
CS2	0.203697	0.1152	1.77	0.0778
CS3	0.256781	0.1115	2.30	0.0217
CS4	0.139795	0.0920	1.52	0.1295
CS5	0.163604	0.0949	1.72	0.0853
CS6	0.092526	0.0961	0.96	0.3362
CS7	0.151479	0.1149	1.32	0.1881
CS8	0.3761	0.1105	3.40	0.0007
CS9	0.241476	0.1150	2.10	0.0362
CS10	0.323124	0.1156	2.80	0.0054
CS11	0.168396	0.0935	1.80	0.0725
CS12	0.302911	0.1139	2.66	0.0081
CS13	0.155463	0.0966	1.61	0.1084
CS14	0.210958	0.1068	1.98	0.0488
p1	0.870493	0.0261	33.32	<.0001
d	-1.65001	0.9233	-1.79	0.0746
d1	-0.54046	0.8927	-0.61	0.5452
m1	0.176314	0.1279	1.38	0.1686
R-Cuadrado			0.9682	
F Test for No Fixed Effects (Pr > F = 0.2791)				

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:

$$\text{Ln}(\pi_{i,t}) = \alpha_i + \lambda \pi_{i,t-1} + \beta \text{Ln}(D_{i,t}) + \gamma \text{Ln}(M_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}$$

5. 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

(Sigue.)

(Continuación.)

ESTACIONARIEDAD	LN(P)	LN(D)	LN(M)
	RHO	RHO	RHO
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

(Sigue.)

(Continuación.)

ESTACIONARIEDAD	LN(P)	LN(D)	LN(M)
	RHO	RHO	RHO
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 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:

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

y se distribuye como una chi-cuadrado con $2N$ grados de libertad bajo la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias en el panel. Los R_i 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
			$\lambda_i \rightarrow$	177,3885	162,9521	131,1154

Se observa que los valores del estadístico λ 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:

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

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.

6. CONCLUSIONES

Partiendo del modelo dinámico de panel más general:

$$\ln(\pi_{i,t}) = \alpha_i + \lambda_{i,1}\ln(\pi_{i,t-1}) + \beta_i \ln(D_{i,t}) + \beta_{i,1}\ln(D_{i,t-1}) + \gamma_i \ln(M_{i,t}) + \gamma_{i,1}\ln(M_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

$i = 1, \dots, 14$ (países de la Unión Europea).

$t = 1, \dots, 34$ (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:

$$\text{Ln}(\pi_{i,t}) = \alpha_i + \lambda \pi_{i,t-1} + \beta \text{Ln}(D_{i,t}) + \gamma \text{Ln}(M_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}$$

A continuación se presentan los resultados de su estimación:

Efectos					
Fijos (α_i)	DF	Estimación	Error	t Valor	Pr > t
ESPAÑA	1	0.197677	0.1210	1.69	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
R-Cuadrado			0.9682		
F Test for No Fixed Effects			(Pr > F = 0.2947)		

El modelo dinámico de panel ajustado podría escribirse así:

$$\text{Ln}(\pi_{i,t}) = \alpha_i + 0,872915 \pi_{i,t-1} + 2,10469 \text{Ln}(D_{i,t}) + 0,176973 \text{Ln}(M_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}$$

donde los efectos fijos α_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 especialmente 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.

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.

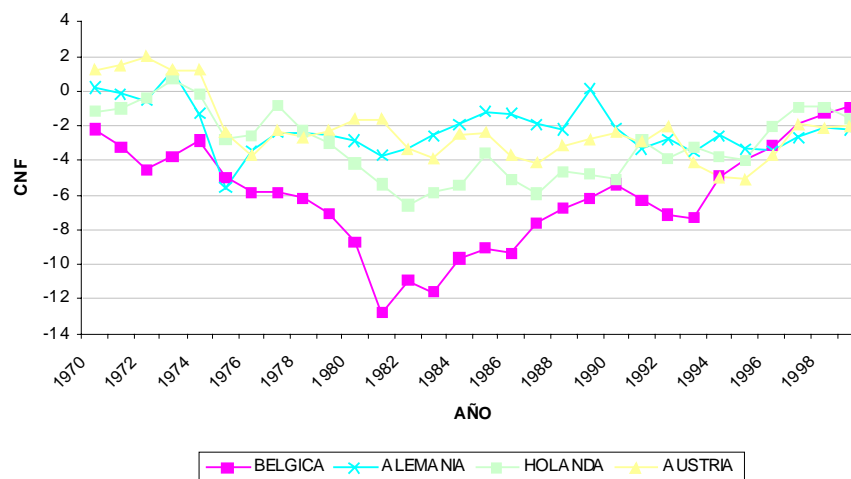
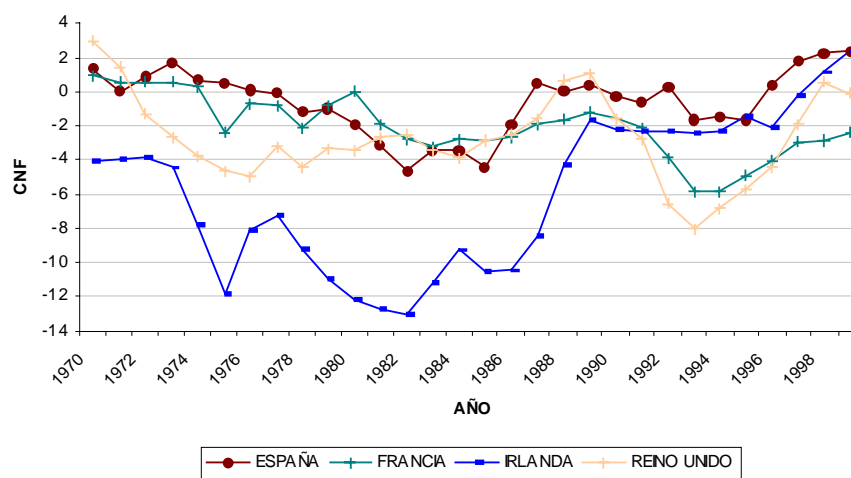
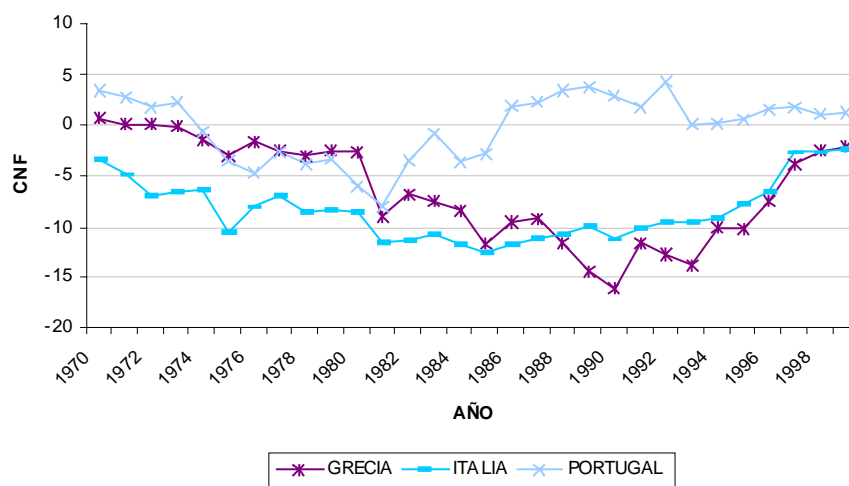
Al comparar estos grupos con los efectos fijos del panel estudiado vemos que precisamente los países de cada grupo son los que tienen el efecto fijo más parecido. Una agrupación por efectos fijos similares llevaría a la misma agrupación realizada con el cluster.

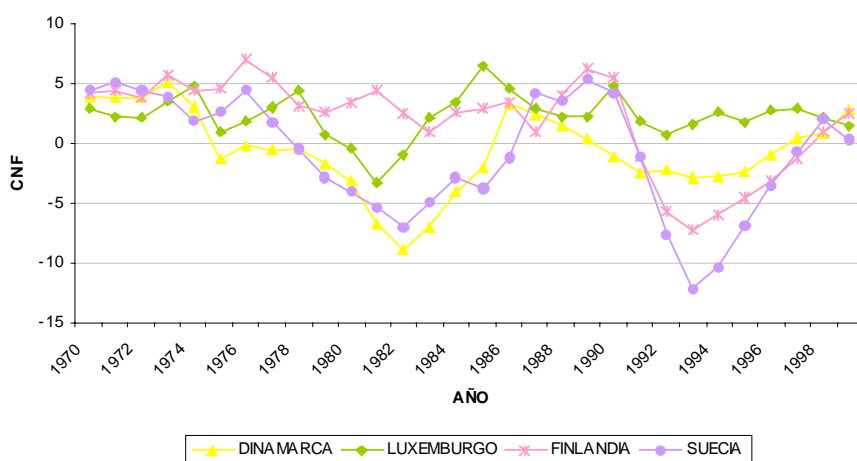
De esta forma se detectan y agrupan los países de la Unión Europea en los que más ha afectado el déficit y la masa monetaria a la inflación. A efecto fijo más elevado, mayor influencia de las variables exógenas sobre la inflación.

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

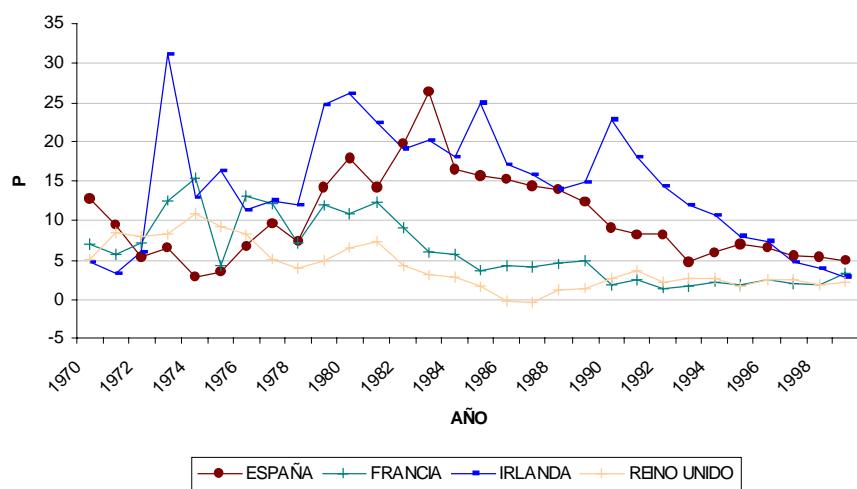
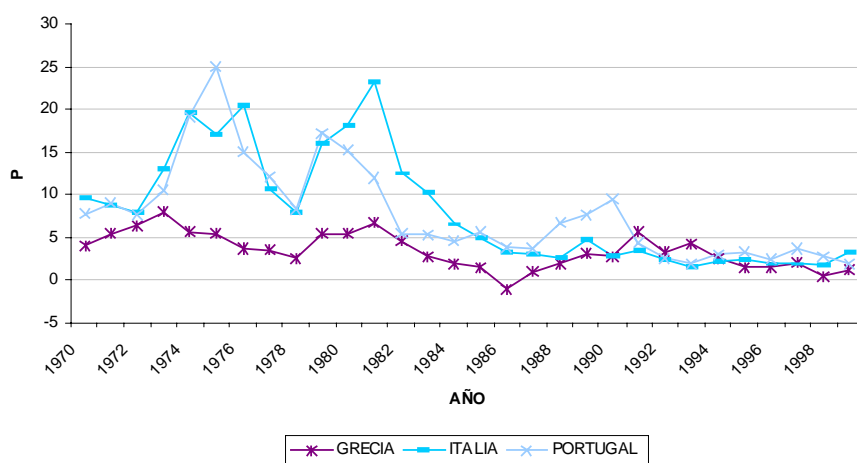
todo en aquellos países más castigados por las fuertes subidas de precios. También se observa por esta vía que la relación entre déficit fiscal e inflación pierde fuerza para países con subidas de precios no tan acusadas.

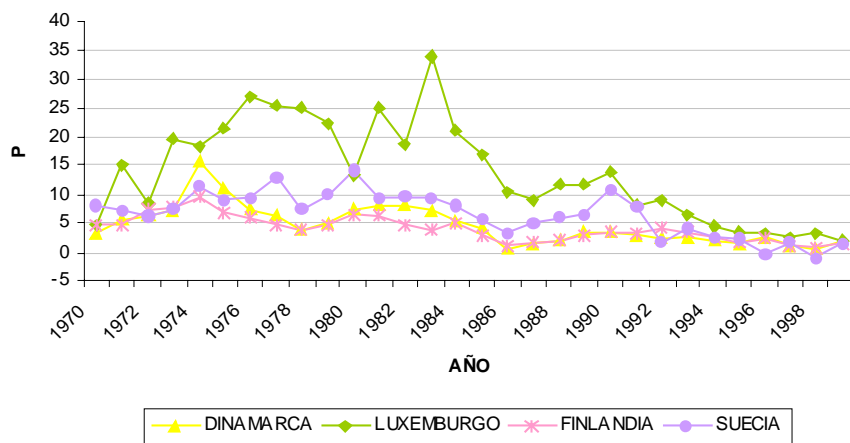
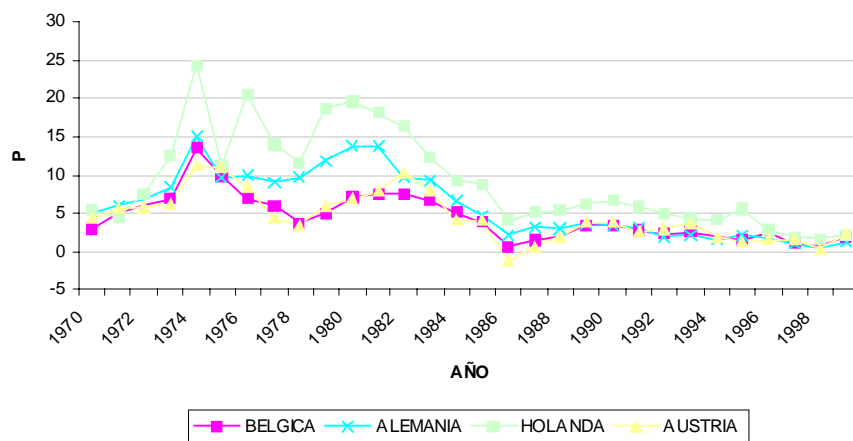
A continuación se realiza una representación gráfica de la evolución del déficit público en términos de Capacidad o Necesidad de Financiación (CNF) en países afines detectados por el análisis cluster



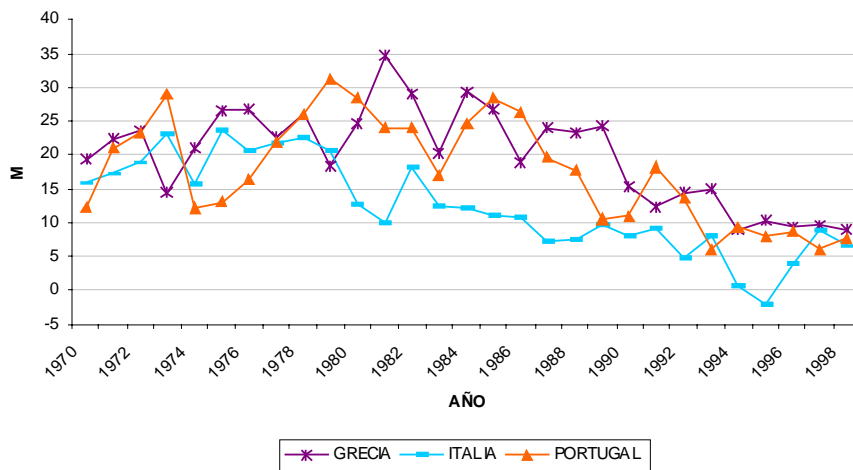


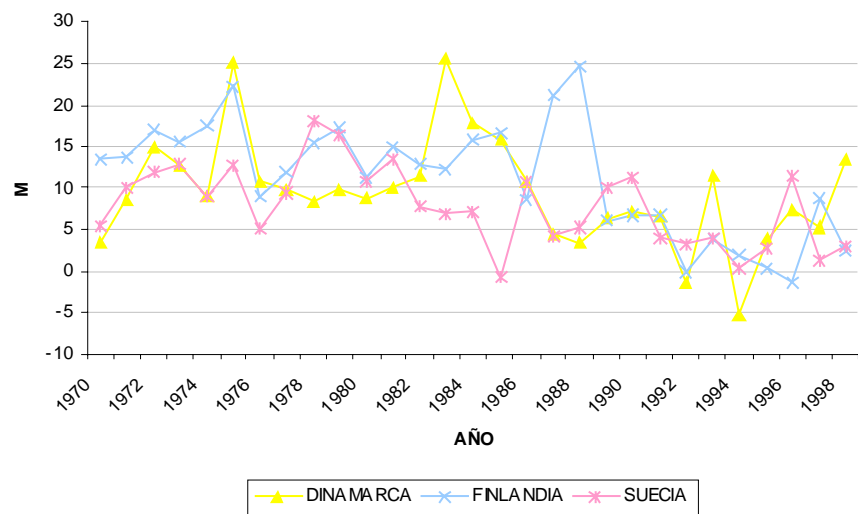
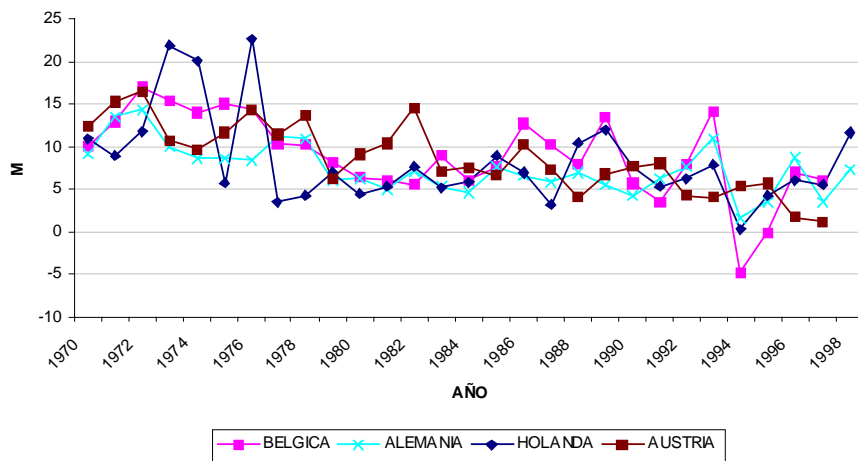
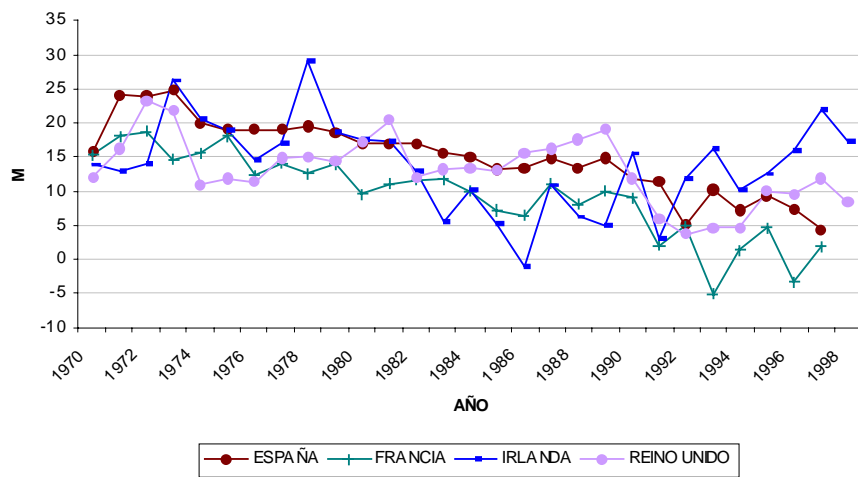
Los cuatro gráficos siguientes presentan la evolución de la inflación (P) en grupos de países afines detectados por el análisis cluster.





A continuación se presentan las evoluciones de la masa monetaria (M) en grupos de países afines detectados por el análisis cluster





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), n.º 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.
- (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., y 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. (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.
- PHILLIPS, P. C. B., y PERRON, P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75
- REPULLO, R. (1986): "Déficit, deuda pública e inflación: aspectos teóricos y aplicación al caso español", *Boletín económico del Banco de España*, n.º 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).

NORMAS DE PUBLICACIÓN DE PAPELES DE TRABAJO DEL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

Esta colección de *Papeles de Trabajo* tiene como objetivo ofrecer un vehículo de expresión a todas aquellas personas interesadas en los temas de Economía Pública. Las normas para la presentación y selección de originales son las siguientes:

1. Todos los originales que se presenten estarán sometidos a evaluación y podrán ser directamente aceptados para su publicación, aceptados sujetos a revisión, o rechazados.
2. Los trabajos deberán enviarse por duplicado a la Subdirección de Estudios Tributarios. Instituto de Estudios Fiscales. Avda. Cardenal Herrera Oria, 378. 28035 Madrid.
3. La extensión máxima de texto escrito, incluidos apéndices y referencias bibliográficas será de 7000 palabras.
4. Los originales deberán presentarse mecanografiados a doble espacio. En la primera página deberá aparecer el título del trabajo, el nombre del autor(es) y la institución a la que pertenece, así como su dirección postal y electrónica. Además, en la primera página aparecerá también un abstract de no más de 125 palabras, los códigos JEL y las palabras clave.
5. Los epígrafes irán numerados secuencialmente siguiendo la numeración arábica. Las notas al texto irán numeradas correlativamente y aparecerán al pie de la correspondiente página. Las fórmulas matemáticas se numerarán secuencialmente ajustadas al margen derecho de las mismas. La bibliografía aparecerá al final del trabajo, bajo la inscripción "Referencias" por orden alfabético de autores y, en cada una, ajustándose al siguiente orden: autor(es), año de publicación (distinguiendo a, b, c si hay varias correspondientes al mismo autor(es) y año), título del artículo o libro, título de la revista en cursiva, número de la revista y páginas.
6. En caso de que aparezcan tablas y gráficos, éstos podrán incorporarse directamente al texto o, alternativamente, presentarse todos juntos y debidamente numerados al final del trabajo, antes de la bibliografía.
7. En cualquier caso, se deberá adjuntar un disquete con el trabajo en formato word. Siempre que el documento presente tablas y/o gráficos, éstos deberán aparecer en ficheros independientes. Asimismo, en caso de que los gráficos procedan de tablas creadas en excel, estas deberán incorporarse en el disquete debidamente identificadas.

Junto al original del Papel de Trabajo se entregará también un resumen de un máximo de dos folios que contenga las principales implicaciones de política económica que se deriven de la investigación realizada.

PUBLISHING GUIDELINES OF WORKING PAPERS AT THE INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES

This serie of *Papeles de Trabajo* (working papers) aims to provide those having an interest in Public Economics with a vehicle to publicize their ideas. The rules governing submission and selection of papers are the following:

1. The manuscripts submitted will all be assessed and may be directly accepted for publication, accepted with subjections for revision or rejected.
2. The papers shall be sent in duplicate to Subdirección General de Estudios Tributarios (The Deputy Direction of Tax Studies), Instituto de Estudios Fiscales (Institute for Fiscal Studies), Avenida del Cardenal Herrera Oria, nº 378, Madrid 28035.
3. The maximum length of the text including appendices and bibliography will be no more than 7000 words.
4. The originals should be double spaced. The first page of the manuscript should contain the following information: (1) the title; (2) the name and the institutional affiliation of the author(s); (3) an abstract of no more than 125 words; (4) JEL codes and keywords; (5) the postal and e-mail address of the corresponding author.
5. Sections will be numbered in sequence with arabic numerals. Footnotes will be numbered correlatively and will appear at the foot of the corresponding page. Mathematical formulae will be numbered on the right margin of the page in sequence. Bibliographical references will appear at the end of the paper under the heading "References" in alphabetical order of authors. Each reference will have to include in this order the following terms of references: author(s), publishing date (with an a, b or c in case there are several references to the same author(s) and year), title of the article or book, name of the journal in italics, number of the issue and pages.
6. If tables and graphs are necessary, they may be included directly in the text or alternatively presented altogether and duly numbered at the end of the paper, before the bibliography.
7. In any case, a floppy disk will be enclosed in Word format. Whenever the document provides tables and/or graphs, they must be contained in separate files. Furthermore, if graphs are drawn from tables within the Excell package, these must be included in the floppy disk and duly identified.

Together with the original copy of the working paper a brief two-page summary highlighting the main policy implications derived from the re-search is also requested.

ÚLTIMOS PAPELES DE TRABAJO EDITADOS POR EL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

2000

- 1/00 Crédito fiscal a la inversión en el impuesto de sociedades y neutralidad impositiva: Más evidencia para un viejo debate.
Autor: Desiderio Romero Jordán.
Páginas: 40.
- 2/00 Estudio del consumo familiar de bienes y servicios públicos a partir de la encuesta de presupuestos familiares.
Autores: Ernesto Carrillo y Manuel Tamayo.
Páginas: 40.
- 3/00 Evidencia empírica de la convergencia real.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas: 58.

Nueva Época

- 4/00 The effects of human capital depreciation on experience-earnings profiles: Evidence salaried spanish men.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas: 24.
- 5/00 Las ayudas fiscales a la adquisición de inmuebles residenciales en la nueva Ley del IRPF: Un análisis comparado a través del concepto de coste de uso.
Autor: José Félix Sanz Sanz.
Páginas: 44.
- 6/00 Las medidas fiscales de estímulo del ahorro contenidas en el Real Decreto-Ley 3/2000: análisis de sus efectos a través del tipo marginal efectivo.
Autores: José Manuel González Páramo y Nuria Badenes Plá.
Páginas: 28.
- 7/00 Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la Reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Santiago Álvarez García.
Páginas 32.
- 8/00 Un marco para la discusión de los efectos de la política impositiva sobre los precios y el *stock* de vivienda.
Autor: Miguel Ángel López García.
Páginas 36.
- 9/00 Descomposición de los efectos redistributivos de la Reforma del IRPF.
Autores: Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.
Páginas 24.
- 10/00 Aspectos teóricos de la convergencia real, integración y política fiscal.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas 28.

2001

- 1/01 Notas sobre desagregación temporal de series económicas.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 38.
- 2/01 Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas 28.
- 3/01 Doble imposición, "efecto clientela" y aversión al riesgo.
Autores: Antonio Bustos Gisbert y Francisco Pedraja Chaparro.
Páginas 34.
- 4/01 Non-Institutional Federalism in Spain.
Autor: Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 32.
- 5/01 Estimating utilisation of Health care: A groupe data regression approach.
Autora: Mabel Amaya Amaya.
Páginas 30.
- 6/01 Shapley inequality descomposition by factor components.
Autores: Mercedes Sastre y Alain Trannoy.
Páginas 40.
- 7/01 An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union.
Autores: Sergi Jiménez Martín, José M. Labeaga y Maite Martínez-Granado.
Páginas 40.
- 8/01 Demand, childbirth and the costs of babies: evidence from spanish panel data.
Autores: José M.^a Labeaga, Ian Preston y Juan A. Sanchis-Llopis.
Páginas 56.
- 9/01 Imposición marginal efectiva sobre el factor trabajo: Breve nota metodológica y comparación internacional.
Autores: Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 40.
- 10/01 A non-parametric decomposition of redistribution into vertical and horizontal components.
Autores: Irene Perrote, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 28.
- 11/01 Efectos sobre la renta disponible y el bienestar de la deducción por rentas ganadas en el IRPF.
Autora: Nuria Badenes Plá.
Páginas 28.
- 12/01 Seguros sanitarios y gasto público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad.
Autor: Ángel López Nicolás.
Páginas 40.
- 13/01 A complete parametrical class of redistribution and progressivity measures.
Autores: Isabel Rabadán y Rafael Salas.
Páginas 20.
- 14/01 La medición de la desigualdad económica.
Autor: Rafael Salas.
Páginas 40.

- 15/01 Crecimiento económico y dinámica de distribución de la renta en las regiones de la UE: un análisis no paramétrico.
Autores: Julián Ramajo Hernández y María del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 32.
- 16/01 La descentralización territorial de las prestaciones asistenciales: efectos sobre la igualdad.
Autores: Luis Ayala Cañón, Rosa Martínez López y Jesus Ruiz-Huerta.
Páginas 48.
- 17/01 Redistribution and labour supply.
Autores: Jorge Onrubia, Rafael Salas y José Félix Sanz.
Páginas 24.
- 18/01 Medición de la eficiencia técnica en la economía española: El papel de las infraestructuras productivas.
Autoras: M.^a Jesús Delgado Rodríguez e Inmaculada Álvarez Ayuso.
Páginas 32.
- 19/01 Inversión pública eficiente e impuestos distorsionantes en un contexto de equilibrio general.
Autores: José Manuel González-Páramo y Diego Martínez López.
Páginas 28.
- 20/01 La incidencia distributiva del gasto público social. Análisis general y tratamiento específico de la incidencia distributiva entre grupos sociales y entre grupos de edad.
Autor: Jorge Calero Martínez.
Páginas 36.
- 21/01 Crisis cambiarias: Teoría y evidencia.
Autor: Óscar Bajo Rubio.
Páginas 32.
- 22/01 Distributive impact and evaluation of devolution proposals in Japanese local public finance.
Autores: Kazuyuki Nakamura, Minoru Kunizaki y Masanori Tahira.
Páginas 36.
- 23/01 El funcionamiento de los sistemas de garantía en el modelo de financiación autonómica.
Autor: Alfonso Utrilla de la Hoz.
Páginas 48.
- 24/01 Rendimiento de la educación en España: Nueva evidencia de las diferencias entre Hombres y Mujeres.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 36.
- 25/01 Fecundidad y beneficios fiscales y sociales por descendientes.
Autora: Anabel Zárate Marco.
Páginas 52.
- 26/01 Estimación de precios sombra a partir del análisis Input-Output: Aplicación a la economía española.
Autora: Guadalupe Souto Nieves.
Páginas 56.
- 27/01 Análisis empírico de la depreciación del capital humano para el caso de las Mujeres y los Hombres en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 28.

- 28/01 Equivalence scales in tax and transfer policies.
Autores: Luis Ayala, Rosa Martínez y Jesús Ruiz-Huerta.
Páginas 44.
- 29/01 Un modelo de crecimiento con restricciones de demanda: el gasto público como amortiguador del desequilibrio externo.
Autora: Belén Fernández Castro.
Páginas 44.
- 30/01 A bi-stochastic nonparametric estimator.
Autores: Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 24.

2002

- 1/02 Las cestas autonómicas.
Autores: Alejandro Esteller, Jorge Navas y Pilar Sorribas.
Páginas 72.
- 2/02 Evolución del endeudamiento autonómico entre 1985 y 1997: la incidencia de los Escenarios de Consolidación Presupuestaria y de los límites de la LOFCA.
Autores: Julio López Laborda y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 60.
- 3/02 Optimal Pricing and Grant Policies for Museums.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Víctor Fernández Blanco.
Páginas 28.
- 4/02 El mercado financiero y el racionamiento del endeudamiento autonómico.
Autores: Nuria Alcalde Fradejas y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 36.
- 5/02 Experimentos secuenciales en la gestión de los recursos comunes.
Autores: Lluís Bru, Susana Cabrera, C. Mónica Capra y Rosario Gómez.
Páginas 32.
- 6/02 La eficiencia de la universidad medida a través de la función de distancia: Un análisis de las relaciones entre la docencia y la investigación.
Autores: Alfredo Moreno Sáez y David Trillo del Pozo.
Páginas 40.
- 7/02 Movilidad social y desigualdad económica.
Autores: Juan Prieto-Rodríguez, Rafael Salas y Santiago Álvarez-García.
Páginas 32.
- 8/02 Modelos BVAR: Especificación, estimación e inferencia.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 44.
- 9/02 Imposición lineal sobre la renta y equivalencia distributiva: Un ejercicio de microsimulación.
Autores: Juan Manuel Castañer Carrasco y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 44.
- 10/02 The evolution of income inequality in the European Union during the period 1993-1996.
Autores: Santiago Álvarez García, Juan Prieto-Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 36.

- 11/02 Una descomposición de la redistribución en sus componentes vertical y horizontal: Una aplicación al IRPF.
Autora: Irene Perrote.
Páginas 32.
- 12/02 Análisis de las políticas públicas de fomento de la innovación tecnológica en las regiones españolas.
Autor: Antonio Fonfría Mesa.
Páginas 40.
- 13/02 Los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado: nueva evidencia para el caso español.
Autores: Agustín García y Julián Ramajo.
Páginas 52.
- 14/02 Micro-modelling of retirement behavior in Spain.
Autores: Michele Boldrin, Sergi Jiménez-Martín y Franco Peracchi.
Páginas 96.
- 15/02 Estado de salud y participación laboral de las personas mayores.
Autores: Juan Prieto Rodríguez, Desiderio Romero Jordán y Santiago Álvarez García.
Páginas 40.
- 16/02 Technological change, efficiency gains and capital accumulation in labour productivity growth and convergence: an application to the Spanish regions.
Autora: M.^a del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 40.
- 17/02 Déficit público, masa monetaria e inflación. Evidencia empírica en la Unión Europea.
Autor: César Pérez López.
Páginas 40.
- 18/02 Tax evasion and relative contribution.
Autora: Judith Panadés i Martí.
Páginas 28.
- 19/02 Fiscal policy and growth revisited: the case of the Spanish regions.
Autores: Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Roldán y M.^a Dolores Montávez Garcés.
Páginas 28.
- 20/02 Optimal endowments of public investment: an empirical analysis for the Spanish regions.
Autores: Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Roldán y M.^a Dolores Montávez Garcés.
Páginas 28.
- 21/02 Régimen fiscal de la previsión social empresarial. Incentivos existentes y equidad del sistema.
Autor: Félix Domínguez Barrero.
Páginas 52.
- 22/02 Poverty statics and dynamics: does the accounting period matter?.
Autores: Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.
Páginas 52.
- 23/02 Public employment and redistribution in Spain.
Autores: José Manuel Marqués Sevillano y Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 36.

- 24/02 La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el periodo 1985-1995.
Autores: Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.
Páginas: 76.
- 25/02 Estimación de los efectos de un "tratamiento": una aplicación a la Educación superior en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 32.
- 26/02 Sensibilidad de las estimaciones del rendimiento de la educación a la elección de instrumentos y de forma funcional.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 40.
- 27/02 Reforma fiscal verde y doble dividendo. Una revisión de la evidencia empírica.
Autor: Miguel Enrique Rodríguez Méndez.
Páginas 40.
- 28/02 Productividad y eficiencia en la gestión pública del transporte de ferrocarriles implicaciones de política económica.
Autor: Marcelino Martínez Cabrera.
Páginas 32.
- 29/02 Building stronger national movie industries: The case of Spain.
Autores: Víctor Fernández Blanco y Juan Prieto Rodríguez.
Páginas 52.
- 30/02 Análisis comparativo del gravamen efectivo sobre la renta empresarial entre países y activos en el contexto de la Unión Europea (2001).
Autora: Raquel Paredes Gómez.
Páginas 48.
- 31/02 Voting over taxes with endogenous altruism.
Autor: Joan Esteban.
Páginas 32.
- 32/02 Midiendo el coste marginal en bienestar de una reforma impositiva.
Autor: José Manuel González-Páramo.
Páginas 48.
- 33/02 Redistributive taxation with endogenous sentiments.
Autores: Joan Esteban y Laurence Kranich.
Páginas 40.
- 34/02 Una nota sobre la compensación de incentivos a la adquisición de vivienda habitual tras la reforma del IRPF de 1998.
Autores: Jorge Onrubia Fernández, Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 36.
- 35/02 Simulación de políticas económicas: los modelos de equilibrio general aplicado.
Autor: Antonio Gómez Gómez-Plana.
Páginas 36.

2003

- 1/03 Análisis de la distribución de la renta a partir de funciones de cuantiles: robustez y sensibilidad de los resultados frente a escalas de equivalencia.
Autores: Marta Pascual Sáez y José María Sarabia Alegría.
Páginas 52.

- 2/03 Macroeconomic conditions, institutional factors and demographic structure: What causes welfare caseloads?
Autores: Luis Ayala y César Pérez.
Páginas 44.
- 3/03 Endeudamiento local y restricciones institucionales. De la ley reguladora de haciendas locales a la estabilidad presupuestaria.
Autores: Jaime Vallés Giménez, Pedro Pascual Arzoz y Fermín Cabasés Hita.
Páginas 56.
- 4/03 The dual tax as a flat tax with a surtax on labour income.
Autor: José María Durán Cabré.
Páginas 40.
- 5/03 La estimación de la función de producción educativa en valor añadido mediante redes neuronales: una aplicación para el caso español.
Autor: Daniel Santín González.
Páginas 52.
- 6/03 Privación relativa, imposición sobre la renta e índice de Gini generalizado.
Autores: Elena Bárcena Martín, Luis Imedio Olmedo y Guillermina Martín Reyes.
Páginas 36.
- 7/03 Fijación de precios óptimos en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de agua.
Autora: M.^a Ángeles García Valiñas.
Páginas 44.
- 8/03 Tasas de descuento para la evaluación de inversiones públicas: Estimaciones para España.
Autora: Guadalupe Souto Nieves.
Páginas 40.
- 9/03 Una evaluación del grado de incumplimiento fiscal para las provincias españolas.
Autores: Ángel Alañón Pardo y Miguel Gómez de Antonio.
Páginas 44.
- 10/03 Extended bi-polarization and inequality measures.
Autores: Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 32.
- 11/03 Fiscal decentralization, macrostability and growth.
Autores: Jorge Martínez-Vázquez y Robert M. McNab.
Páginas 44.
- 12/03 Valoración de bienes públicos en relación al patrimonio histórico cultural: aplicación comparada de métodos estadísticos de estimación.
Autores: Luis César Herrero Prieto, José Ángel Sanz Lara y Ana María Bedate Centeno.
Páginas 44.
- 13/03 Growth, convergence and public investment. A bayesian model averaging approach.
Autores: Roberto León-González y Daniel Montolio.
Páginas 44.
- 14/03 ¿Qué puede esperarse de una reducción de la imposición indirecta que recae sobre el consumo cultural?: Un análisis a partir de las técnicas de microsimulación.
Autores: José Félix Sanz Sanz, Desiderio Romero Jordán y Juan Prieto Rodríguez.
Páginas 40.

- 15/03 Estimaciones de la tasa de paro de equilibrio de la economía española a partir de la Ley de Okun.
Autores: Inés P. Murillo y Carlos Usabiaga.
Páginas 32.
- 16/03 La previsión social en la empresa, tras la Ley 46/2002, de reforma parcial del impuesto sobre la renta de las personas físicas.
Autor: Félix Domínguez Barrero.
Páginas 48.
- 17/03 The influence of previous labour market experiences on subsequent job tenure.
Autores: José María Arranz y Carlos García-Serrano.
Páginas 48.
- 18/03 Promoting student's effort: standards *versus* tournaments.
Autores: Pedro Landeras y J. M. Pérez de Villarreal.
Páginas 44.
- 19/03 Non-employment and subsequent wage losses.
Autores: José María Arranz y Carlos García-Serrano.
Páginas 52.
- 20/03 La medida de los ingresos públicos en la Agencia Tributaria. Caja, derechos reconocidos y devengo económico.
Autores: Rafael Frutos, Francisco Melis, M.^a Jesús Pérez de la Ossa y José Luis Ramos.
Páginas 80.
- 21/03 Tratamiento fiscal de la vivienda y exceso de gravamen.
Autor: Miguel Ángel López García.
Páginas 44.
- 22/03 Medición del capital humano y análisis de su rendimiento.
Autores: María Arrazola y José de Hevia.
Páginas 36.
- 23/03 Vivienda, reforma impositiva y coste en bienestar.
Autor: Miguel Ángel López García.
Páginas 52.
- 24/03 Algunos comentarios sobre la medición del capital humano.
Autores: María Arrazola y José de Hevia.
Páginas 40.
- 25/03 Exploring the spanish interbank yield curve.
Autores: Leandro Navarro y Enrique M. Quilis.
Páginas 32.
- 26/03 Redes neuronales y medición de eficiencia: aplicación al servicio de recogida de basuras.
Autor: Francisco J. Delgado Rivero.
Páginas 60.
- 27/03 Equivalencia ricardiana y tipos de interés.
Autores: Agustín García, Julián Ramajo e Inés Piedraescrita Murillo.
Páginas 40.
- 28/03 Instrumentos y objetivos de las políticas de apoyo a las PYME en España.
Autor: Antonio Fonfría Mesa.
Páginas 44.

- 29/03 Análisis de incidencia del gasto público en educación superior: enfoque transversal.
Autora: María Gil Izquierdo.
Páginas 48.
- 30/03 Rentabilidad social de la inversión pública española en infraestructuras.
Autores: Jaime Alonso-Carrera, María Jesús Freire-Serén y Baltasar Manzano.
Páginas 44.
- 31/03 Las rentas de capital en Phogue: análisis de su fiabilidad y corrección mediante fusión estadística.
Autor: Fidel Picos Sánchez.
Páginas 44.
- 32/03 Efecto de los sistemas de rentas mínimas autonómicas sobre la migración interregional.
Autora: María Martínez Torres.
Páginas 44.
- 33/03 Rentas mínimas autonómicas en España. Su dimensión espacial.
Autora: María Martínez Torres.
Páginas 76.
- 34/03 Un nuevo examen de las causas del déficit autonómico.
Autor: Santiago Lago Peñas.
Páginas 52.
- 35/03 Uncertainty and taxpayer compliance.
Autores: Jordi Caballé y Judith Panadés.
Páginas 44.

2004

- 1/04 Una propuesta para la regulación de precios en el sector del agua: el caso español.
Autores: M.^a Ángeles García Valiñas y Manuel Antonio Muñoz Pérez.
Páginas 40.
- 2/04 Eficiencia en educación secundaria e *inputs* no controlables: sensibilidad de los resultados ante modelos alternativos.
Autores: José Manuel Cordero Ferrera, Francisco Pedraja Chaparro y Javier Salinas Jiménez.
Páginas 40.
- 3/04 Los efectos de la política fiscal sobre el ahorro privado: evidencia para la OCDE.
Autores: Montserrat Ferre Carracedo, Agustín García García y Julián Ramajo Hernández.
Páginas 44.
- 4/04 ¿Qué ha sucedido con la estabilidad del empleo en España? Un análisis desagregado con datos de la EPA: 1987-2003.
Autores: José María Arranz y Carlos García-Serrano.
Páginas 80.
- 5/04 La seguridad del empleo en España: evidencia con datos de la EPA (1987-2003).
Autores: José María Arranz y Carlos García-Serrano.
Páginas 72.
- 6/04 La ley de Wagner: un análisis sintético.
Autor: Manuel Jaén García.
Páginas 60.

- 7/04 La vivienda y la reforma fiscal de 1998: un ejercicio de simulación.
Autor: Miguel Ángel López García.
Páginas 44.
- 8/04 Modelo dual de IRPF y equidad: un nuevo enfoque teórico y su aplicación al caso español.
Autor: Fidel Picos Sánchez.
Páginas 44.
- 9/04 Public expenditure dynamics in Spain: a simplified model of its determinants.
Autores: Manuel Jaén García y Luis Palma Martos.
Páginas 48.
- 10/04 Simulación sobre los hogares españoles de la reforma del IRPF de 2003. Efectos sobre la oferta laboral, recaudación, distribución y bienestar.
Autores: Juan Manuel Castañer Carrasco, Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 56.
- 11/04 Financiación de las Haciendas regionales españolas y experiencia comparada.
Autor: David Cantarero Prieto.
Páginas 52.
- 12/04 Multidimensional indices of housing deprivation with application to Spain.
Autores: Luis Ayala y Carolina Navarro.
Páginas 44.
- 13/04 Multiple occurrence of welfare reciprocity: determinants and policy implications.
Autores: Luis Ayala y Magdalena Rodríguez.
Páginas 52.
- 14/04 Imposición efectiva sobre las rentas laborales en la reforma del impuesto sobre la renta personal (IRPF) de 2003 en España.
Autoras: María Pazos Morán y Teresa Pérez Barrasa.
Páginas 40.
- 15/04 Factores determinantes de la distribución personal de la renta: un estudio empírico a partir del PHOGUE.
Autores: Marta Pascual y José María Sarabia.
Páginas 56.
- 16/04 Política familiar, imposición efectiva e incentivos al trabajo en la reforma de la imposición sobre la renta personal (IRPF) de 2003 en España.
Autoras: María Pazos Morán y Teresa Pérez Barrasa.
Páginas 48.
- 17/04 Efectos del déficit público: evidencia empírica mediante un modelo de panel dinámico para los países de la Unión Europea.
Autor: César Pérez López.
Páginas 40.