

**X Encuentro de Economía Pública:
Tenerife 2003. 6 y 7 de febrero.
Universidad de La Laguna**

**DISCIPLINA FISCAL Y COSTE DE LA DEUDA. UNA ESTIMACIÓN
PARA LOS PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA.**

**Santiago Álvarez García *.
Cesar Pérez López **.
Juan Prieto Rodríguez ***.**

RESUMEN.

El objetivo de este trabajo es analizar la influencia de las variables fiscales en el coste del servicio de la deuda pública de los países que forman parte de la Unión Europea durante el periodo 1970-1999. En concreto se contrasta la relación entre los cambios experimentados por el déficit primario, como indicador de la orientación de la política presupuestaria, y el coste del endeudamiento. Simultáneamente se estudian los efectos del proceso de saneamiento de las finanzas públicas llevado a cabo en los países de la UE tras la aprobación en el año 1991 del Tratado de la Unión Europea, y el papel que han jugado los límites al endeudamiento establecidos en el mismo. Por último, se contrasta si el proceso de convergencia europea ha conducido también a la convergencia en el coste de la deuda de los distintos países.

Palabras clave: déficit primario, convergencia europea, coste endeudamiento.

* Jefe de Estudios de Investigación
(santiago.alvarez@ief.minhac.es)
(913398744)
** Coordinador del Área de Investigación
(cesar.perez@ief.minhac.es) (913398864)

*** Jefe de Estudios de Investigación
(juan.prieto@ief.minhac.es) (913398974)

Subd. Gral. de Estudios Presupuestarios
y de Gasto Público
Instituto de Estudios fiscales.
Cardenal Herrera Oria, 378, 28035.-
Madrid.

Subd. Gral. de Estudios Tributarios.
Instituto de Estudios fiscales.
Cardenal Herrera Oria, 378, 28035.-
Madrid.

1. INTRODUCCIÓN.

La aprobación en el año 1991 del Tratado de la Unión Europea supuso el inicio de un proceso que ha obligado a los países que, como España, han decidido formar parte de la Unión Económica y Monetaria, a adoptar una serie de criterios de estabilidad macroeconómica que han obligado a efectuar una importante reducción del déficit público a partir de unas estrictas exigencias de coordinación y disciplina en la política fiscal. Así, entre las condiciones que tenían que cumplir los Estados miembros para poder pasar a formar parte de la UEM, dos estaban referidas a la robustez de las finanzas públicas: el déficit público no debía superar el 3% del PIB y la deuda pública no podía exceder del 60% del PIB (condición esta última relajada en el examen del cumplimiento de las condiciones de convergencia).

Como es sabido, estas condiciones se proyectan hacia el futuro mediante los compromisos alcanzados en el Pacto de Estabilidad y Crecimiento firmado en el Consejo Europeo de Dublín de diciembre de 1997 e incorporados al Tratado de la Unión Europea en la Cumbre de Ámsterdam de junio de ese mismo año.

Para cumplir estos objetivos, España, que ha realizado en los últimos años progresos sustanciales en la aplicación de una política de consolidación presupuestaria y de saneamiento de las finanzas públicas, ha desarrollado una normativa de estabilidad presupuestaria mediante la aprobación de la Ley General de Estabilidad Presupuestaria y la Ley Orgánica Complementaria de la Ley General de Estabilidad Presupuestaria, que comprometen al conjunto de las Administraciones Públicas en el logro del equilibrio presupuestario.

Es necesario resaltar que, por encima del requisito de cumplir los criterios de convergencia establecidos en el Tratado de Maastricht, o de la evidente necesidad de establecer mecanismos de coordinación de las políticas presupuestarias de los países que forman parte de la UEM para garantizar su compatibilidad con la política monetaria diseñada por el Banco Central Europeo, se ha articulado un consenso sobre los beneficios económicos que se derivan del saneamiento de las finanzas públicas.

Como ha puesto de manifiesto el profesor González-Páramo (2001, p. 97-98), el establecimiento de normas restrictivas de política macroeconómica es el resultado de “una lógica elemental fundamentada en dos premisas. Primera: El sector público no puede mantener sus cuentas en desequilibrio permanente sin arriesgar la consistencia de la mezcla de políticas de demanda, la sostenibilidad de la deuda y la estabilidad macroeconómica. Segunda: en una economía abierta no es posible disfrutar de niveles crecientes de renta, producción y bienestar sin garantizar y mejorar la posición competitiva del país, que los presupuestarios no hacen sino comprometer”.

Para mantener unas finanzas públicas saneadas, como instrumentos de control del déficit y el endeudamiento se ha apostado en la mayoría de los casos por el establecimiento de límites legales al mismo. Ejemplo de estas políticas serían los casos ya comentados del Tratado de Maastricht para el conjunto de países que forman parte de la UEM, de la Ley de Estabilidad Presupuestaria para España o de los límites Constitucionales introducidos en Estados Unidos (ver Bayoumi y Eichengreen (1995) para un análisis de los mismos).

Como alternativa al establecimiento de limitaciones legales a la actividad económica del sector público, otros economistas – como Bishop, Damrau y Miller (1989), Lane (1992) o Bayoumi, Goldstein, y Woglom (1995)- han desarrollado la “hipótesis de la disciplina de los mercados” según la cual los mercados financieros establecen un límite al endeudamiento de los gobiernos mediante el aumento de los costes financieros y, en el límite, mediante el racionamiento del crédito, para aquellos estados más endeudados.

Sin entrar a analizar la validez de la “hipótesis de la disciplina de los mercados”, ni la necesidad de establecer limitaciones legales a la actividad financiera de las administraciones públicas, en este trabajo nos proponemos analizar, siguiendo la línea de investigación desarrollada por Caselli, Giovannini y Lane (1998), la influencia de la orientación de la política fiscal en el coste del endeudamiento de los países que forman parte de la Unión Europea.

En concreto, pretendemos contrastar la hipótesis de que una mejora en el balance fiscal del país, debida a la reducción del déficit público, va a traer asociada una reducción significativa del coste del servicio de la deuda, amplificando los efectos positivos de la contención del déficit sobre el balance fiscal.

Para ello, se intenta realizar una modelización coherente que explique el coste de la deuda en función del déficit público, la inflación, la deuda pendiente y el crecimiento. Así, en primer lugar, se analiza la evolución de estas magnitudes en los países de la Unión Europea en el periodo 1970-1999. Simultáneamente, se ofrece una justificación, desde el punto de vista de la convergencia, de la utilización de un modelo común para todos los países, que permita realizar estimaciones simultáneas a través de la metodología de los datos de panel. En tercer lugar, se ajustan los modelos de panel adecuados, se realiza su diagnóstico y se cuantifican las influencias definitivas de las variables déficit público, inflación, deuda pendiente y el crecimiento sobre el coste de la deuda válidas para todos los países de la Unión Europea.

2. METODOLOGÍA Y DATOS.

Inicialmente se estudia la evolución de las magnitudes coste de la deuda, déficit primario, inflación, deuda pendiente y crecimiento consideradas en todos los países de la Unión Europea en el periodo comprendido entre 1970 y 1999. Asimismo, se analizan las interrelaciones existentes entre estas evoluciones en los distintos países a través de la σ -convergencia, con la idea de justificar una modelización similar en todos ellos.

A continuación, siguiendo a Caselli, Giovannini y Lane (1998), se establece el modelo general utilizado en el presente estudio para cada país, que trata de explicar el coste de la deuda, medido como la razón del gasto bruto del gobierno en intereses al stock de la deuda pendiente al final del año anterior mediante cuatro variables explicativas: i) el **déficit público**, medido mediante la participación en el PIB de la capacidad o necesidad de financiación de las Administraciones Públicas excluyendo pagos de intereses (déficit primario), ii) la **inflación**, medida como la tasa de variación interanual del Índice de Precios al Consumo (IPC) y iii) la **deuda pendiente**, medida como la razón de la deuda al

PIB, iv) el **crecimiento**, medido como la tasa de variación interanual del PIB. Se ha considerado el modelo en logaritmos neperianos para intentar evitar problemas de no estacionariedad en varianza y para estimar los parámetros en términos de elasticidades. De esta forma, una formulación inicial del modelo estático podría venir dada como sigue:

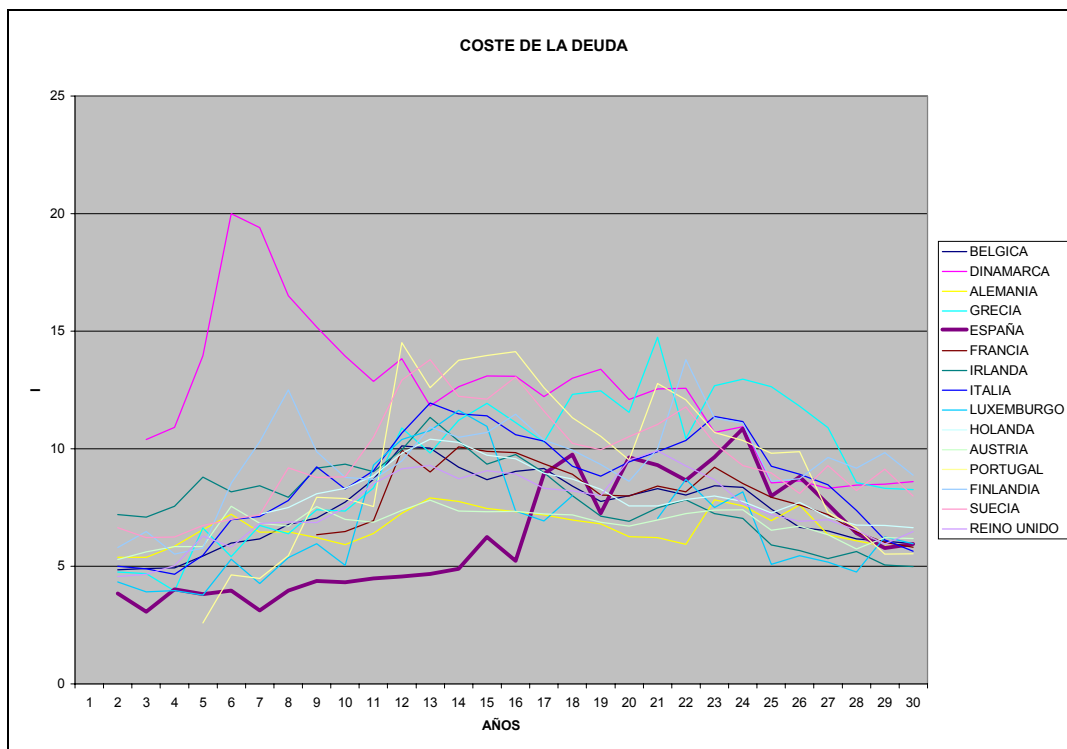
$$\text{Ln(I)} = \alpha + \beta\text{Ln(FP)} + \gamma\text{Ln(P)} + \delta\text{Ln(B)} + \rho\text{Ln(G)} + \mu$$

donde **I** es la razón del gasto bruto del gobierno en intereses al stock de la deuda pendiente al final del año anterior, **FP** es el porcentaje que representa sobre el PIB el déficit primario, **P** es la tasa de variación interanual del IPC, **B** es la razón de la deuda al PIB y **G** es la tasa de variación interanual del PIB. En cuanto a los datos, como se ha indicado anteriormente, se han considerado series de 30 años con valores para todas las variables, abarcando el periodo comprendido entre 1970 y 1999.

Una vez definido el modelo, se realiza su estimación y diagnóstico mediante la metodología de los datos de panel. Finalmente, se extraen las conclusiones

3. EVOLUCIÓN DE LAS MAGNITUDES: INTERRELACIONES.

El gráfico siguiente presenta la evolución del **coste de la deuda** en todos los países de la Unión Europea en el periodo 1970 (año 1) al 1999 (año 30).



Esta gráfica presenta una evolución paralela del **coste de la deuda** en la mayoría de los países de la Unión Europea (la línea más resaltada es la relativa a España). En los últimos años de las series se observa de forma muy acusada el fenómeno de la convergencia, que se contrasta numéricamente a través de la σ -convergencia. Para ello recordamos que una muestra de N países presenta σ -convergencia respecto de una magnitud Y que se mide en cada país i en diferentes momentos del tiempo t , si la dispersión medida por la varianza:

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [Ln(Y_{i,t}) - \mu_t]^2$$

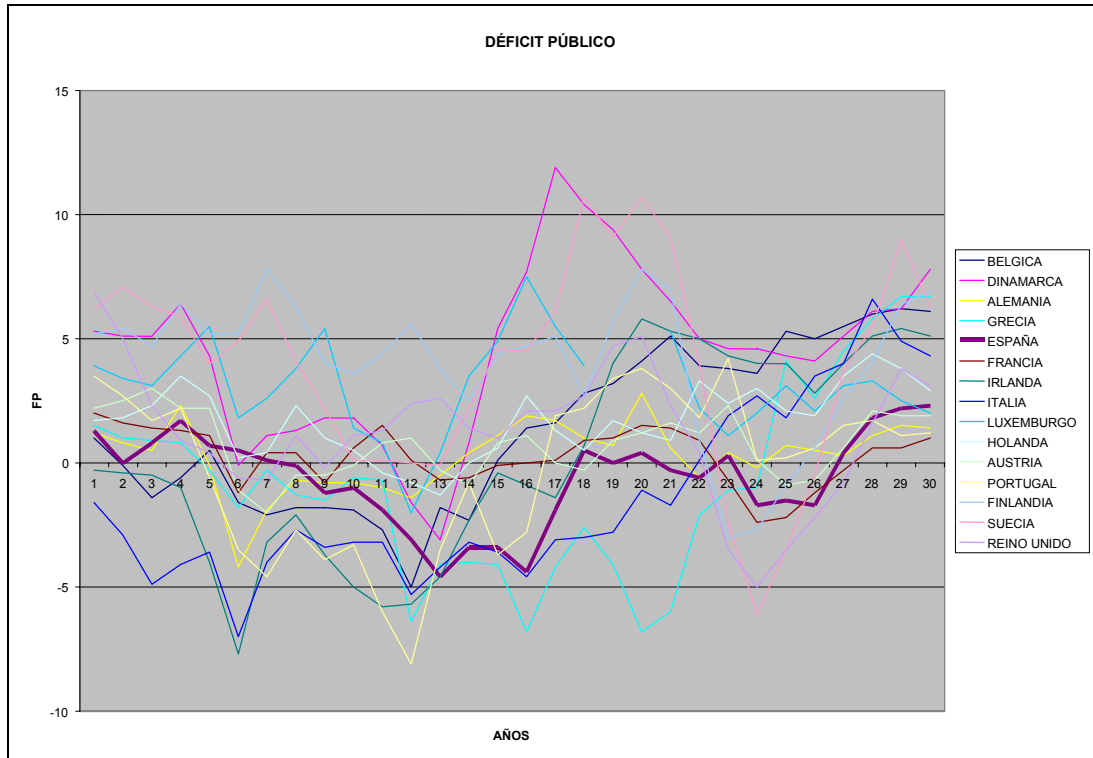
disminuye en el tiempo, siendo μ_t la media muestral en t .

Para el caso del coste de la deuda, en los últimos 10 años la sucesión de dispersiones anteriores es siguiente:

0.237, 0.184, 0.176, 0.158, 0.143, 0.136, 0.125, 0.120, 0.02, 0.09

sucesión decreciente que indica σ -convergencia para el coste de la deuda.

El gráfico siguiente presenta la evolución del **déficit público** en todos los países de la Unión Europea en el periodo 1970 (año 1) al 1999 (año 30).

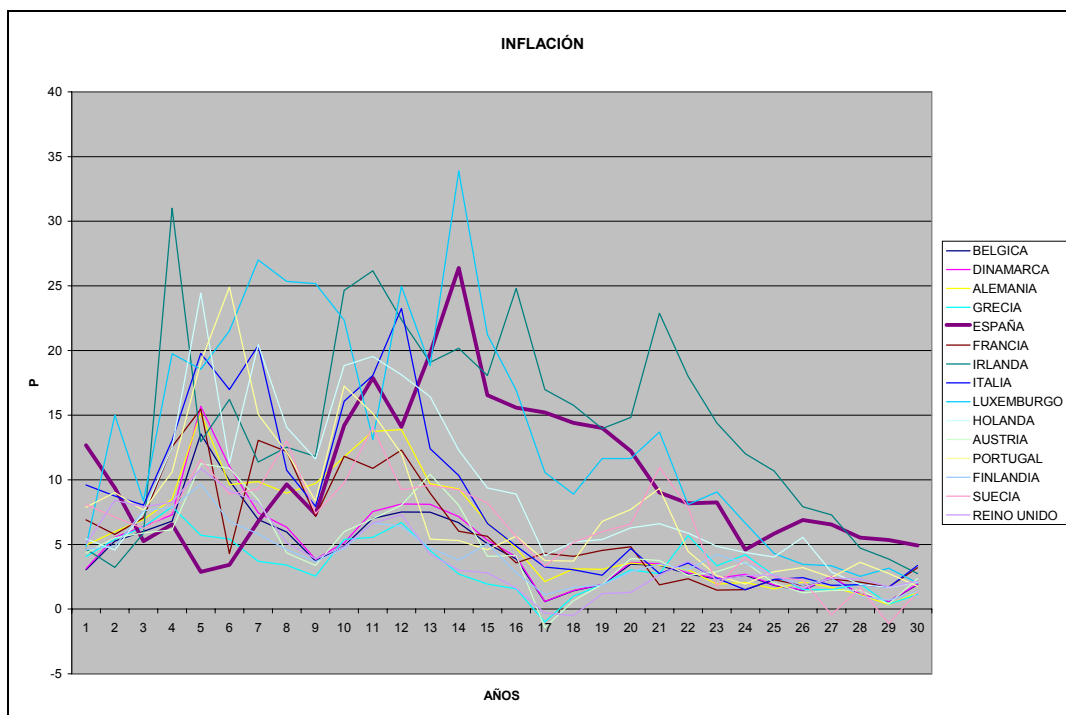


Al igual que en el caso del coste de la deuda, esta gráfica presenta una evolución paralela del **déficit público** en la mayoría de los países de la Unión Europea (la línea más resaltada es la relativa a España). También en los últimos años de las series se observa el fenómeno de la convergencia, pero en este caso de forma más lenta que para el coste de la deuda. A continuación se presenta la sucesión de dispersiones en los últimos 10 años:

0.221, 0.189, 0.186, 0.128, 0.102, 0.100, 0.095, 0.080, 0.072, 0.069

sucesión decreciente que indica σ -convergencia para el déficit público en los últimos años.

El gráfico siguiente presenta la evolución de la **inflación** en todos los países de la Unión Europea en el periodo 1970 (año 1) al 1999 (año 30).

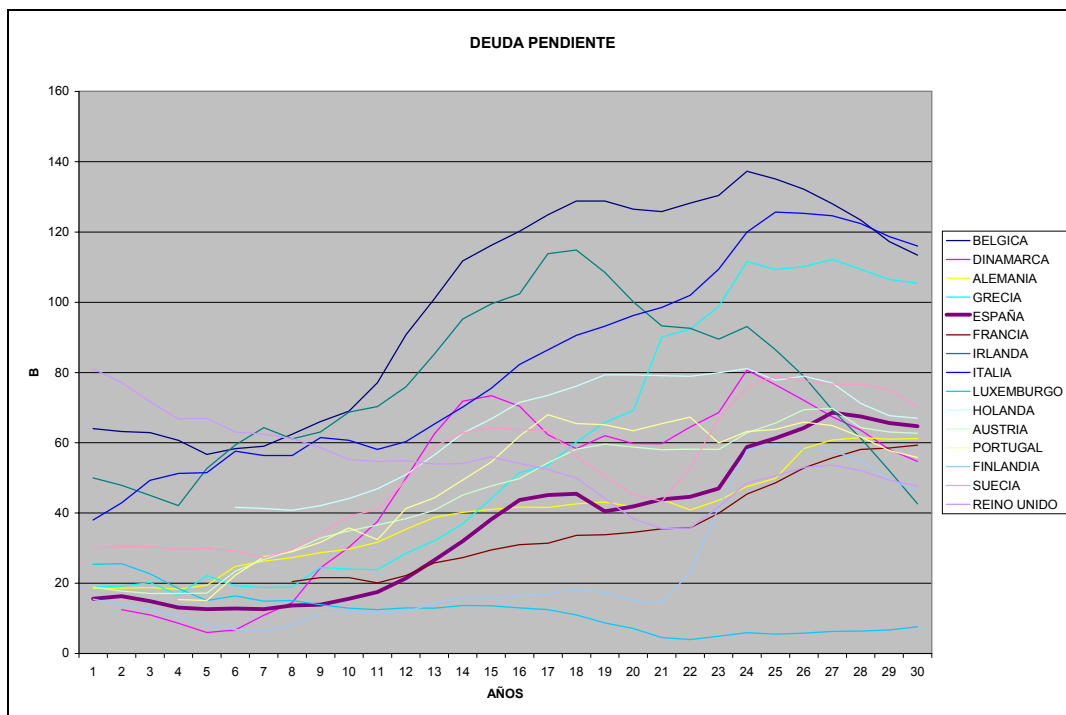


Como en los casos anteriores, esta gráfica presenta una evolución paralela de la tasa de **inflación** en la mayoría de los países de la Unión Europea (la línea más resaltada es la relativa a España). Asimismo, en los últimos años de las series de observa de forma muy acusada el fenómeno de la convergencia. A continuación se presenta la sucesión de dispersiones en los últimos 10 años:

0.237, 0.184, 0.196, 0.158, 0.143, 0.156, 0.155, 0.154, 0.120, 0.09

sucesión decreciente que indica σ -convergencia para la inflación en los últimos años.

El gráfico siguiente presenta la evolución de la **deuda pendiente** en todos los países de la Unión Europea en el periodo 1970 (año 1) al año 1999 (año 30).

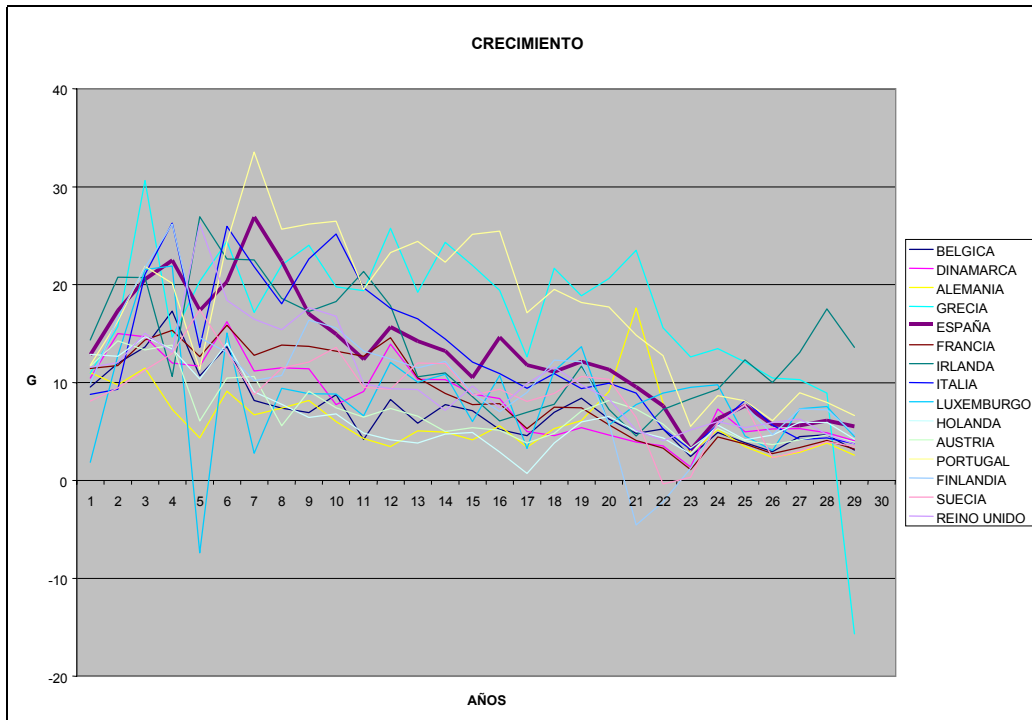


Conforme a los casos anteriores, esta gráfica presenta una evolución paralela de la **deuda pendiente** en la mayoría de los países de la Unión Europea (la línea más resaltada es la relativa a España). También en los últimos años de las series se observa el fenómeno de la convergencia salvo los casos de Bélgica, Italia, Grecia y Luxemburgo. A continuación se presenta la sucesión de dispersiones en los últimos 10 años:

0.364, 0.363, 0.332, 0.318, 0.322, 0.313, 0.301, 0.296, 0.289, 0.276

sucesión decreciente que indica σ -convergencia para la deuda pendiente en los últimos años.

El gráfico siguiente presenta la evolución del **crecimiento** en todos los países de la Unión Europea en el periodo 1970 (año 1) al año 1999 (año 30).



Una vez más, la gráfica presenta una evolución paralela del **crecimiento** en la mayoría de los países de la Unión Europea (la línea más resaltada es la relativa a España). Comprobamos de nuevo que, en los últimos años de las series existe de forma muy acusada el fenómeno de la convergencia pues salvo los casos de Grecia e Irlanda las líneas de los distintos países se sitúan en un pequeño intervalo entorno al 4%. A continuación se presenta la sucesión de dispersiones en los últimos 10 años:

0.405, 0.214, 0.148, 0.108, 0.104, 0.100, 0.104, 0.104, 0.103, 0.103

sucesión decreciente pero con más problemas que en los casos anteriores, lo que indica σ -convergencia débil para el crecimiento en los últimos años.

Las fuertes interrelaciones encontradas entre las evoluciones de las cuatro magnitudes durante el periodo considerado en los diferentes países de la Unión Europea conducen a la aceptación de la modelización simultánea en todos ellos mediante la formulación ya citada anteriormente:

$$\ln(I_{it}) = \alpha + \beta \ln(FP_{it}) + \gamma \ln(P_{it}) + \delta \ln(B_{it}) + \rho \ln(G_{it}) + \mu$$

4. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE PANEL.

Tal y como se ha indicado en el apartado anterior, planteamos el modelo de panel como sigue:

$$\text{Ln}(I_{it}) = \alpha + \beta \text{Ln}(\text{FP}_{it}) + \gamma \text{Ln}(P_{it}) + \delta \text{Ln}(B_{it}) + \rho \text{Ln}(G_{it}) + \mu$$

Siendo,

FP_{it} = Porcentaje que representa sobre el PIB el déficit primario del país i en el año t

P_{it} = Tasa de variación interanual del IPC del país i en el año t

B_{it} = Razón de la deuda al PIB del país i en el año t

G_{it} = Tasa de variación interanual del PIB del país i en el año t

I_{it} = razón del gasto bruto del gobierno en intereses al stock de la deuda pendiente al final del año anterior del país i en el año t

El modelo planteado contrasta la relación del coste del servicio de la deuda, medido en términos del interés medio pagado por la misma, con cuatro variables explicativas.

Las dos primeras variables explicativas se refieren a la orientación de la política presupuestaria del país. Así, uno de los factores más importante en la dinámica del endeudamiento es el déficit primario (FP). Importantes déficits primarios conducen a la acumulación de deuda pública e incrementan los costes del servicio de la misma. Por ello, el signo esperado de esta variable es **negativo**, una mejora en el déficit primario debe conducir a una disminución del coste de la deuda. Por otra parte, con las hipótesis planteadas, la acumulación de deuda debe conducir a un incremento en el coste de los intereses pagados, con lo que la variable B debe tener un signo **positivo**.

En cuanto a las variables no fiscales, la inflación (P) se espera que tenga un signo **positivo**, en la medida en que debe conducir a un incremento de los tipos de interés nominal y el crecimiento económico (G), medido a través de la tasa de variación interanual del PIB puede producir, a priori, un efecto ambiguo. Así, si no se produce un efecto crowding-out, el crecimiento económico debería conducir a una disminución del coste del endeudamiento, con lo que su signo sería **negativo**, pero en presencia de fenómenos de crowding-out, altas tasas de crecimiento se traducirían en un incremento de los tipos de interés pagados tanto por el sector público como por el sector privado de la economía, y su signo sería **positivo**.

En el proceso de estimación econométrica del modelo de panel se ha realizado inicialmente el contraste de Hausman para verificar si el modelo que mejor ajusta los datos es el de efectos fijos o el de efectos aleatorios. También se ha tenido en cuenta la estimación introduciendo efectos temporales. Asimismo, se ha utilizado el test de Wald para contrastar la significatividad de los efectos temporales.

Como resultado de los contrastes iniciales se ha obtenido que el modelo adecuado es el de efectos fijos sin introducir efectos temporales. Los resultados de la estimación de este modelo se presentan a continuación:

Variables	Coefficientes	Error estándar	Estadístico T	P-valor
B	0.172136	0.023642	7.281078	< 0.0001
FP	-0.232922	0.027633	-8.429242	< 0.0001
G	-0.132478	0.028660	-4.622347	< 0.0001
P	0.077642	0.016303	4.762415	< 0.0001
Efectos fijos				
Alemania	0.846440			
Austria	0.861739			
Bélgica	0.827084			
Dinamarca	1.151944			
España	0.797785			
Finlandia	1.085747			
Francia	0.918832			
Grecia	0.977085			
Holanda	0.892631			
Irlanda	0.848272			
Italia	0.872162			
Luxemburgo	0.943592			
Portugal	0.898921			

Reino Unido	0.889317		
Suecia	1.006300		
Estadísticos			
R-cuadrado	0.968927	Prob(estadístico F)	< 0.000001
R-cuadrado ajustado	0.967626	Prob(Hausman)	< 0.000001
Error estándar	0.107768	Prob(Wald)	< 0.000001

5. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS.

Como podemos ver en el Cuadro anterior, los coeficientes estimados resultan altamente significativos tanto individualmente (contraste de la T de Student) como en conjunto (contraste de Wald). El R^2 cuadrado ajustado presenta un valor alto y el contraste de Hausman acepta los efectos fijos con una significatividad también muy elevada.

Es de destacar que las estimaciones de los efectos fijos no son muy diferentes entre sí, lo que es un síntoma del fenómeno de la convergencia que está en consonancia con los resultados previamente obtenidos para los indicadores de σ -convergencia.

Los signos de las variables han sido los esperados inicialmente y los resultados obtenidos confirman la influencia de la orientación de la política fiscal en el coste de la deuda. Especialmente significativos son los efectos del déficit primario: un 1% de incremento del ratio superávit primario/PIB se traduce en una reducción del coste medio del servicio de la deuda de 23 puntos. Este resultado justifica la adopción de medidas de ajuste fiscal, principalmente en aquellos países que tienen importantes stocks de deuda acumulada.

Los efectos de la deuda acumulada y del crecimiento económico sobre el coste del endeudamiento son también los esperados y, en el caso de la inflación, cuyo signo positivo era también esperado, puede llamar la atención que presente un coeficiente tan reducido. Eso significa que se detecta la presencia del “efecto Fisher”, pero al ser el coeficiente menor a la unidad, no se corrige completamente. Esta situación se detecta en otros estudios recientes (p.e. Hoelscher (1986)) y, en el caso de este trabajo, puede deberse a que hemos utilizado la inflación real en lugar de la inflación esperada.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bayoumi, T. y Eichengreen, B. (1995): “Restraining yourself: the Implications of Fiscal Rules for Economic Stabilization”. *IMF Staff Papers*, 42.
- Bayoumi, T.; Goldstein, M. y Woglom, G. (1995): “Do credit markets discipline Sovereign Borrowers? Evidence from U.S. States”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27 – 4.
- Bishop, G.; Damrau, D. y Miller, M. (1989): *1992 and Beyond: Market Discipline can work in the EC Monetary Union*. Salomon Brothers, London.
- Caselli, F.; Giovannini, A.; Lane, T. (1998): “Fiscal Discipline and the cost of Public Debt Service: some estimates for OECD Countries”. International Monetary Fund, Working Paper 55/98.
- 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.
- 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*. John Wiley and Sons, New York.
- González- Páramo, J.M. (2001): *Costes y beneficios de la disciplina fiscal: la Ley de estabilidad presupuestaria en perspectiva*. Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- 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*, Academic Press, New York.
- Hoelscher, G. (1986): “New evidence on deficits and interest rates”, *journal of Money Credit and Banking*, 18-1.
- Lane, T.D. (1992): “Market Discipline”, *IMF Staff Papers*, 40.

- Phillips, P.C.B y Perron, P. (1988): “Testing for a unit root in time series regression”. *Biometrika*, 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.