

EFFECTOS DEL PROCESO DE INTEGRACIÓN EUROPEO SOBRE LA COMPOSICIÓN FUNCIONAL DEL GASTO PÚBLICO.

Ismael Sanz

*Grupo de Economía Europea-UCM y FUNCAS**

Francisco J. Velázquez

*Grupo de Economía Europea-UCM y FUNCAS**

Octubre , 2001

Abstract

El presente trabajo ha explorado si durante las últimas tres décadas se ha producido un proceso de convergencia en la distribución del gasto público por funciones en la OCDE y los Estados miembros de la UE. En la base de este análisis se encuentran los modelos de crecimiento económico y composición del gasto, y los procesos de globalización e integración económica. Los resultados encontrados a partir del índice de disimilitud, mediante la utilización de los habituales estadísticos de convergencia (β , σ y γ) y el análisis cluster, adaptados al estudio de la estructura del gasto público, coinciden en apuntar la existencia de una aproximación en su distribución. Además la convergencia que se observa para la UE es mayor que la que se aprecia para el conjunto de países de la OCDE. De hecho, gran parte de los socios comunitarios forman un cluster separado del de la mayoría del resto de los países desarrollados. No obstante, parece que ya no queda más margen para seguir convergiendo en ninguna de estas dos áreas, pues muchos países se encuentra ya próximos a su composición de equilibrio. Es decir, que hay factores específicos de cada economía que impiden la convergencia a una misma estructura funcional del gasto público en el largo plazo.

JEL: H500, H600.

Keywords: Gasto público, convergencia, funciones del gasto público, OCDE, UE.

(*) Ismael Sanz (ecap2z1@sis.ucm.es)
Francisco J. Velázquez (javel@ccee.ucm.es)
Grupo de Economía Europea
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad Complutense de Madrid
Campus de Somosaguas
28223 Madrid

1. INTRODUCCIÓN

Desde la década de los ochenta han sido muchos los trabajos que han analizado la influencia del tamaño del sector público en el crecimiento económico sin llegar a obtener resultados concluyentes¹. A partir del desarrollo de los modelos endógenos de crecimiento, la composición del gasto público –y, especialmente la parte que de éstos se destina a los gastos productivos- ha sido considerada como uno de sus determinantes (Barro, 1990). Así, existe un consenso bastante generalizado en relación al efecto positivo de las inversiones públicas y negativo del consumo público sobre el crecimiento (Sturm, 1998). Sin embargo, no ha sido hasta recientemente que se ha comenzado a evaluar el impacto de la estructura del gasto público por su desglose funcional en el crecimiento económico (Chu *et al.*, 1995, Devarajan *et al.*, 1996, Tanzi y Zee, 1997, y Bleaney, *et al.*, 1999)². De estos modelos de crecimiento se infiere que conforme se aproximen las elasticidades del crecimiento con respecto a cada componente, más semejante será la distribución de gasto público en el equilibrio. De ahí, que quepa esperar que los países de la OCDE, y más aún los que forman parte de la UE, hayan acercado sus estructuras del gasto por funciones.

Una segunda fuerza convergente la constituye el proceso de globalización. De hecho, en la literatura se pueden encontrar artículos que han analizado el impacto de este proceso en la similitud de la distribución de los ingresos públicos, si bien los estudios de su efectos sobre la vertiente de los gastos son mucho más escasos. Pues bien, en el presente trabajo se evalúa si en el período 1970-1997 se ha producido una aproximación en la estructura del gasto por funciones en la OCDE, y si ésta ha sido más intensa en los países integrantes de la UE. Con tal objetivo, en el segundo epígrafe se analizan las razones por las que cabe esperar que se produzca un proceso de convergencia en la composición funcional del gasto público. A continuación, en el tercer apartado se ofrecen los resultados de las medidas habituales de convergencia estadística, adaptadas al análisis de estructuras del gasto público. Además, estos indicadores permiten deducir si las estructuras del gasto a la que tienden los distintos países en el largo plazo son estadísticamente iguales o diferentes. En el cuarto apartado se agrupará a los países de la OCDE en diferentes conglomerados empleando técnicas de análisis cluster sobre la base de su distribución funcional del gasto público de las tres décadas y la estimada para el equilibrio. Finalmente, en el quinto epígrafe se exponen las principales conclusiones obtenidas.

¹ Agell, Lindh y Ohlsson (1997 y 1999), llegan a esta conclusión después de realizar un repaso de los trabajos que examinan los efectos de la política fiscal sobre el crecimiento y de llevar a cabo su propio análisis empírico.

² Entre los gastos productivos Bleaney *et al.*, (1999) incluyen aquellos que se asignan a las funciones de sanidad, servicios de administración general, orden público, educación, defensa, transportes y comunicaciones y vivienda.

2. LA COMPOSICIÓN DEL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

La literatura sobre crecimiento económico y gasto público se ha centrado más en el análisis del efecto de su tamaño. No ha sido hasta recientemente que se ha comenzado a evaluar el impacto de su composición. En efecto, Barro (1990) elabora un modelo en el que resalta la relevancia del porcentaje asignado a los gastos productivos en un modelo de crecimiento endógeno, desarrollado a la luz de los trabajos pioneros de Romer (1986) y Lucas (1988), en el que el sector público puede afectar a la tasa de crecimiento en el largo plazo. Más recientemente, Devarajan et al. (1996) han ampliado la desagregación del gasto utilizada por Barro, para diferenciar entre sus distintas funciones, permitiendo que cada una tenga elasticidades distintas con respecto al crecimiento. Así, estos autores llegan a una conclusión de gran interés: un incremento del porcentaje destinado a los gastos productivos aumentará la tasa de crecimiento en el estado estacionario si:

$$\frac{b_f}{f_f} > \frac{b_s}{f_s} \quad f : 1, 2, \dots, s, \dots, n \quad (1)$$

Donde β_f es la elasticidad del tipo de gasto f en el crecimiento económico y ϕ_f es el porcentaje que absorbe del gasto público total. Es decir, que el impacto de un incremento del un tipo de gasto a costa de otro depende tanto de sus elasticidades relativas como de sus porcentajes iniciales. Pues bien, en el presente trabajo se va a incluir un nuevo supuesto: que la elasticidad de cada función f es la misma en todos los países, es decir:

$$b_{fi} = b_{fj} \quad \forall i, j; \quad f : 1, 2, \dots, s, \dots, n. \quad (2)$$

donde i, j son los países. En defensa del supuesto de igualdad de elasticidades hay que argumentar que éste se encuentra implícito cuando se estiman las elasticidades del crecimiento con respecto a cada tipo de gasto público en cross-section o datos de panel, como de hecho hacen Devarajan et al. (1996) y Bleaney et al. (1999). Además, la muestra con la que se está trabajando, la OCDE, es alguna medida homogénea pues se trata de los países más desarrollados, inmersos, por lo demás, en un proceso creciente de globalización. Así, la expresión (9) implica:

$$\frac{b_{fi}}{b_{si}} = \frac{b_{fj}}{b_{sj}} \quad \forall i, j; \quad f : 1, 2, \dots, s, \dots, n. \quad (3)$$

los ratios de las elasticidades entre todas las posibles combinaciones de funciones cogidas de dos en dos serán iguales en todos los países. En consecuencia, aplicando la condición expresada en (8) y utilizando el supuesto (10), el equilibrio, donde ninguna modificación de los porcentajes de cada tipo de gasto incrementa la tasa de crecimiento en el largo plazo, vendría dado por:

$$\frac{f_{fi}^*}{f_{si}^*} = \frac{b_{fi}}{b_{si}} \quad y \quad b_{fi} = b_{fj} \Rightarrow f_{fi}^* = f_{fj}^* \quad \forall f, s \quad y \quad i, j \quad (4)$$

Existe una composición del gasto público óptima que es, además, idéntica en todos los países. Un segundo argumento a favor de esta convergencia es el creciente proceso de globalización. Así, Tanzi y Schuknecht (2000) señalan que este proceso reducirá los gastos sociales en todos los países. Además, para el caso de los países socios en la UE, Cornelisse y Goudswaard (2001) sostienen que la regulación comunitaria conducirá a una homogeneización de los sistemas de protección social. No obstante, estos autores encuentran sólo pequeños indicios de que el proceso de integración europeo sea el causante de la sólida convergencia registrada en las últimas décadas en los gastos de desempleo y seguridad social entre los Estados miembros. Más atención se ha prestado en la literatura económica a los efectos de la globalización sobre la vertiente de los ingresos públicos. Ashworth y Heyndels (2001,a) señalan que este proceso provoca que el sistema impositivo óptimo de un país dependa del que haya en los demás, mientras que Tanzi y Zee (1998) y Masson (2000) apuntan a que obliga a los países a coordinar sus impuestos para evitar la competencia fiscal. De hecho, cuando existe una gran movilidad de las bases imponibles, como es el caso de los impuestos de sociedades, la convergencia es mayor (Ashworth y Heyndels, 2001,b). Por contra, Hagfors (2000), no encuentra evidencia empírica de convergencia para los países de la UE en la estructura de financiación de los sistemas de protección social a pesar del Tratado de Maastricht y del Pacto de Estabilidad y Crecimiento. Pues bien, en base a éstas fuerzas convergentes, en el presente trabajo se pretende evaluar si ha existido un proceso de aproximación en la composición funcional en los países de la OCDE en las últimas tres décadas, y si este acercamiento ha sido mayor para los Estados miembros de la UE. A este fin se utiliza la clasificación COFOG (Naciones Unidas, 1981), agrupando las funciones según la ordenación introducida por Oxley y Martin (1991), Saunders (1993) y la ya mencionada de Bleaney et al. (1999) y que se puede observar en el cuadro 1.

[cuadro 1, por aquí]

3. CONVERGENCIA EN LA ESTRUCTURA DEL GASTO PÚBLICO

El análisis de la convergencia en la composición del gasto público entre los países de la OCDE en el período 1970-1997 se comienza calculando un índice que mide la disimilitud de las estructuras en los países de la OCDE y la UE:

$$IDG_t = \left(\frac{1}{f} \right) \sum_{f=1}^S \left(\left(\frac{1}{n} \right) \sum_{p=1}^n \left| \frac{g_{fpt}}{\frac{1}{n} \sum_{p=1}^n g_{fpt}} - 1 \right| \right) \quad (5)$$

donde:

g_{fpt} : gasto público en la función f sobre el total de gasto público del país p en el año t .

f : 8 funciones consideradas en el cuadro 1.

p : los 26 países que conforman la OCDE, a excepción de Hungría, República Checa, Polonia y Eslovaquia para los que no se dispone de datos en el período analizado.

t : todos los años del período 1970-1997.

La expresión que está entre términos absolutos mide una desviación con respecto a la media: compara el peso que tiene una función en el total de gasto público de un país con el que esa misma función tiene en el conjunto del área considerada. Entre paréntesis figura, por tanto, la desviación media de esa función, que, por lo demás, varía entre 0, si todos los países le destinan el mismo porcentaje sobre el total de gasto público, y $2(n-1)/n$ (1,92 para $n=26$) para el caso extremo en el que un país asigna todo el gasto a una función en la que ningún otro Estado gasta recursos públicos. El indicador de disimilitud reúne, finalmente, la suma de las desviaciones por función promediada por el número de éstas y que varía entre 0 (indicando igualdad absoluta de estructuras) y $2(f-1)/f$ (1,75 para $f=8$).

Pues bien, por su construcción esta medida tiene varias propiedades que la hacen idónea para el análisis de la aproximación de las estructuras de gasto público. En primer término, cumple las tres propiedades necesarias para constituir un índice de disimilitud: simétrica, definida en el rango positivo y sólo es nula en el caso de que las estructuras de gasto sean iguales.³ Además, y en segundo término, en el cálculo de este indicador se utilizan las participaciones de cada función en el total de gasto, de modo que se centra la atención en la composición en lugar del tamaño del sector público, tal como hace la reciente literatura sobre gasto público y crecimiento. Al emplear los términos absolutos, en tercer término, el índice de disimilitud se basa en la distancia “Manhattan” o “City Blocks”⁴ que es menos sensible a la existencia de outliers que otras métricas que utilizan desviaciones al cuadrado como la euclídea (Jobson, 1991). Asimismo, y en cuarto término, el indicador permite comparar las disimilitudes de todas las funciones entre sí, pues está elaborado en términos relativos a la participación

³ Este indicador está adaptado para comparar las estructuras de los 26 países a la vez, pero podría ser utilizado, asimismo, para $n=2$ países, en cuyo caso sería simétrico.

⁴ Esta distancia es un caso particular de distancias de Minkowski.

media de la propia función en la OCDE o la UE.⁵ De hecho, el índice posee una descomposición consistente pues la disimilitud total es el promedio de las funcionales, de modo que es posible analizar la contribución de cada función. Finalmente, las desviaciones de cada país pesan lo mismo en el indicador de disimilitud, con el objetivo de que los resultados reflejen una tendencia generalizada y no sólo la aproximación a la estructura representativa de los grandes países.

Los datos utilizados sobre la desagregación funcional del gasto provienen de la publicación OCDE: *National Accounts. Volume II: Detailed Tables*. Se ha elegido esta fuente por cuanto que ofrece información sobre el gasto consolidado de todos los niveles de Administración pública y además sigue el criterio de devengo.⁶ Asimismo, se ha utilizado de forma complementaria los datos provenientes de agencias nacionales, informes de país de la OCDE y el Banco Mundial, Eurostat: *General Government Accounts and Statistics* y la publicación FMI: *Government Finance Statistics*, para, a partir de los datos de la OCDE, disponer de series estadísticas más largas.⁷ Finalmente, los datos para Francia en el período 1970-74 se han obtenido de Sanz (1993), mientras que para Japón se han extrapolado algunos años intermedios sobre los que no había información.

CUADRO 2. Índices de disimilitud de las estructuras funcionales del gasto público para los países de la OCDE y UE 1970-1997.

	1970	1997	Diferencia (%)
Bienes y servicios públicos puros			
Servicios Públicos	0.27	0.17	-38,9
UE	0.23	0.13	-41,4
Defensa	0.59	0.45	-23,4
UE	0.49	0.36	-26,0
Bienes y servicios de mérito			
Sanidad	0.28	0.28	0,5

⁵ Otras distancias como la Ji-cuadrado (Lebart, Morineau y Fénelon, 1982), utilizan la inversa del peso como factor de ponderación, lo que en nuestro caso supondría darle mayor importancia a las desviaciones que se produzcan en las funciones con menor participación en el total de gasto: vivienda y transportes y comunicaciones. En esta medida está basado el test de independencia de la Ji-cuadrado de Pearson.

⁶ Al utilizar esta fuente, se ha tenido en cuenta la crítica de Florio (1998) en relación a la falta de homogeneidad en el tratamiento del pago de intereses, comparando estos datos con los de otras fuentes nacionales e internacionales.

⁷ Los datos del FMI, si bien cubren un mayor período temporal, no se presentan, en general, consolidados para todas las Administraciones públicas, por lo que ha sido necesario detraer las transferencias entre los distintos niveles administrativos (véase Easterly y Rebelo, 1993 para una discusión sobre las limitaciones de los datos de esta publicación). Además, utiliza el criterio de caja, de ahí que su información haya sido utilizada únicamente para estimar la evolución de cada función para los ejercicios en los que no se disponía de datos de la OCDE.

UE	0,23	0.17	-28,4
Educación	0.21	0.20	-5,5
UE	0.23	0.13	-42,6
Vivienda	0.49	0.40	-18,2
UE	0.42	0.39	-6,9
Servicios Económicos y otros			
Transporte y Comunicaciones	0.37	0.38	0,8
UE	0.41	0.34	-16,7
Otros	0.35	0.41	19,0
UE	0.35	0.36	3,0
Transferencias			
Seguridad Social	0.35	0.27	-23,4
UE	0.24	0.18	-24,9
TOTAL			
UE	0.37	0.32	-12,2
UE	0.33	0.26	-20,4

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de OCDE, Banco Mundial, FMI y Eurostat.

Pues bien, en el cuadro 2 se presenta el índice de disimilitud por función y el total. Así, se puede observar que las estructuras del gasto público se han aproximado en las tres últimas décadas del siglo pasado, pues el índice total ha disminuido.⁸ No obstante, esta convergencia no ha sido homogénea ni por áreas ni por funciones. En efecto, mientras que el índice de disimilitud disminuía en un 12,2% en el conjunto de la OCDE, en la UE lo hacía en un 20,4%, de modo que se han acrecentado las diferencias que ya existían en 1970. Además, la reducción de las disparidades ha sido superior en el ámbito comunitario en todas las funciones, a excepción de vivienda. Especialmente significativas son las diferencias en sanidad y educación. De hecho, todos los índices de disimilitud de 1997 son inferiores en la UE que en la OCDE, especialmente en las funciones que recogen el alcance del Estados de Bienestar: sanidad, educación y seguridad social, además de defensa.

Por funciones, la aproximación se ha producido en mayor medida en las funciones de bienes y servicios públicos puros. Este resultado es coherente con la apreciación de Atkinson y Van den Noord (2001), que señalan que, precisamente esta categoría de gasto ha sido la más estable de la OCDE durante la década de los 80 y 90, y que sólo Japón, Noruega, Alemania,

⁸ Si se tiene en cuenta el diferente tamaño de las funciones y países, se obtiene la misma conclusión: se reduce la disimilitud tanto en la OCDE (de 0,33 a 0,29, un 12,1%) como en la UE (de 0,29 a 0,24, un 17,2%).

Italia, Australia, EEUU y Reino Unido han modificado sustancialmente, con reducciones significativas, su participación. En efecto, la aproximación de estos países al promedio, por lo demás estable, reduce la disimilitud de forma más drástica que para los otros tipos de gasto en los que la tendencia ha sido muy parecida en todos los países: un crecimiento importante en términos absolutos en la década de los 70, suavizado a partir de los 80. No obstante, educación continúa siendo, ahora junto con servicios públicos, la función más similar en la OCDE, un resultado ya señalado por O'Higgins (1988). Una vez analizada la disparidad de la composición funcional del gasto público al principio y final del período, se comprobará si esa convergencia se ha producido también en los años intermedios a través de la convergencia- β (Barro y Sala-i-Martin, 1990 y 1992). Se trata de evaluar si existe una relación inversa entre la participación de una función sobre el total de gasto público en un año y su variación en el ejercicio posterior. Es decir, si aquellos países que más porcentaje de su presupuesto destinan a una función aumentan (disminuyen) la participación de esta partida en menor (mayor) medida que los que menos importancia le dedican. Con este objetivo se ha estimado el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned}
 g_{serv\ publ\ pt} - g_{serv\ publ\ p,t-1} &= b_{serv\ publ} g_{serv\ publ\ p,t-1} + e_{serv\ publ\ pt} \\
 g_{defensa\ pt} - g_{defensa\ p,t-1} &= b_{defensa} g_{defensa\ p,t-1} + e_{defensa\ pt} \\
 g_{sanidad\ pt} - g_{sanidad\ p,t-1} &= b_{sanidad} g_{sanidad\ p,t-1} + e_{sanidad\ pt} \\
 g_{educacion\ pt} - g_{educacion\ p,t-1} &= b_{educacion} g_{educacion\ p,t-1} + e_{educacion\ pt} \\
 g_{vivienda\ pt} - g_{vivienda\ p,t-1} &= b_{vivienda} g_{vivienda\ p,t-1} + e_{vivienda\ pt} \\
 g_{transpycomunic\ pt} - g_{transpycomunic\ p,t-1} &= b_{transpycomunic} g_{transpycomunic\ p,t-1} + e_{transpycomunic\ pt} \\
 g_{otros\ pt} - g_{otros\ p,t-1} &= b_{otros} g_{otros\ p,t-1} + e_{otros\ pt} \\
 g_{seg\ social\ pt} - g_{seg\ social\ p,t-1} &= b_{seg\ social} g_{seg\ social\ p,t-1} + e_{seg\ social\ pt}
 \end{aligned} \tag{6}$$

donde:

g_{fpt} : porcentaje del gasto público total destinado a la función f en el país p en el año t .

β_f : coeficiente que expresa si existe convergencia en cada función y la velocidad de ésta.

De este modo, si el coeficiente β es negativo y significativo se habrá producido un proceso de convergencia en esa función. Ahora bien, nótese que existen dos tipos de convergencia β , la condicionada y la absoluta. La primera es menos estricta pues se trata de comprobar si existe convergencia considerando también otros factores específicos de cada país –de ahí que sea condicionada–, mientras que la segunda exige que se produzca convergencia sin tener en cuenta otras posibles variables explicativas. En cuanto al método de estimación se trata de un sistema de ecuaciones por cuanto que el porcentaje de gasto público en una función depende también de los gastos en las demás funciones, pues la suma de todos ellos es 1. Es

decir, que los errores contemporáneos de cada función pueden estar correlacionados. De ahí, que el método de estimación más adecuado sea el de las Regresiones Aparentemente No Relacionadas (SUR por sus siglas en inglés, Zellner, 1963). Este método tendrá en cuenta automáticamente que las sumas de los porcentajes de todas las funciones para cada país es 1 dado que los datos provistos cumplen esa propiedad (Pitarakis y Tridimas, 1999).

Además, antes de proceder a estimar por este método es preciso comprobar si existen efectos individuales de país significativos por dos motivos. En primer término, porque si estos efectos existen y además son distintos estadísticamente entre sí, la convergencia será condicionada (De la Fuente, 2000). Además, desde una perspectiva econométrica, en segundo término, la estimaciones de convergencia estarían sesgadas si existen efectos individuales significativos y éstos no se tienen en cuenta en la especificación de la expresión (12). Pues bien, para comprobar si hay efectos de país significativos en la evolución de la distribución del gasto público por funciones se va a llevar a cabo el test propuesto por Arellano y Bover (1990), que es más robusto que el habitual de Hausman en presencia de errores heterocedásticos y autocorrelacionados. Este test consiste en contrastar los coeficientes en niveles y primeras diferencias, de modo que si éstos son diferentes se rechaza la hipótesis de ausencia de correlación entre efectos inobservables y las variables regresoras, lo que implicaría la existencia de efectos individuales significativos. Así, como se puede comprobar en la segunda columna del cuadro 3, esta hipótesis se rechaza para todas las funciones al 1% de significatividad. En consecuencia, al estimar por el método de Regresiones Aparentemente No Relacionadas el sistema de ecuaciones (12) se incluye dummies por país en todas las funciones de modo que se eviten sesgos.

Así, en la tercera columna se observa que durante el período 1970-1997 existe convergencia para todas las funciones aquí analizadas, pues los coeficientes son negativos y significativos en todos los casos y situadas en el rango 0,09-0,13.⁹ Por lo demás, vivienda y servicios públicos son las funciones con una mayor velocidad de convergencia. Si se estima el sistema de ecuaciones (12) solo para los Estados miembros de la UE, se obtiene que también se produce convergencia en todas las funciones y que la velocidad de ésta es mayor que la de la OCDE a excepción de vivienda, confirmando los resultados del índice de disimilitud. No obstante, es preciso comprobar si las velocidades de cada área son estadísticamente diferentes. Con este fin se ha llevado a cabo el Test de Chow y cuyos resultados se ofrecen en la última

⁹ Nótese que se obtiene convergencia para todas las funciones incluidas aquellas que, como sanidad, transportes y comunicaciones y otros aumentaban su disimilitud. Esta circunstancia se debe a que en la estimación de convergencia se tiene en cuenta la evolución de la composición del gasto público en todos los años intermedios del período 1970-1997, mientras que en el índice se han comparado los dos años extremos.

columna del cuadro 3. Así, se advierte que la velocidad de convergencia de la UE sólo es estadísticamente distinta de la de toda la muestra en las funciones de defensa y sanidad al 5% de significatividad y al 10% en seguridad social.

CUADRO 2. Resultados de la estimación de la ecuación de convergencia para cada función del gasto público para los países de la OCDE 1970-1998.				
Función	Test Arellano-Bover		β (UE)	Test de Chow
	chi (1)	β (OCDE)		Chi(1)
Bienes y servicios públicos puros				
Servicios Públicos	838.38 (0.00)	-0.117 (-12.43)	-0.131 (-8.99)	0.02 (0.88)
Defensa	198.89 (0.00)	-0.094 (-10.51)	-0.120 (-10.93)	3.90 (0.05)
Bienes y servicios públicos de mérito				
Sanidad	338.70 (0.00)	-0.104 (-9.57)	-0.119 (-10.27)	5.85 (0.02)
Educación	397.28 (0.00)	-0.103 (-10.16)	-0.107 (-10.19)	0.12 (0.73)
Vivienda	287.29 (0.00)	-0.133 (-9.40)	-0.125 (-9.81)	0.35 (0.55)
Servicios económicos y otros				
Transporte y Comunicaciones	262.62 (0.00)	-0.106 (-10.61)	-0.113 (-10.53)	0.23 (0.63)
Otros	448.57 (0.00)	-0.105 (-14.28)	-0.116 (-12.68)	1.02 (0.31)
Transferencias				
Seguridad Social	293.57 (0.00)	-0.104 (-13.54)	-0.119 (-12.57)	3.54 (0.06)
Test de independencia de Breusch-Pagan			749.33	
Chi(28)			(0.00)	

Una vez que se ha comprobado que hay convergencia para todas las funciones tanto en la OCDE como en la UE, cabe plantearse si ésta es condicional o absoluta. Como ya se expuso,

será condicional si además de que existan efectos individuales significativos, como ya se ha mostrado, éstos son distintos entre países. En efecto, en el estado de equilibrio se produce que:

$$g_{fpt} - g_{fp,t-1} = 0 \quad f=1,2,\dots,8 \quad (7)$$

y el sistema es estable cuando β varía entre 0 y -1 , como ocurre en nuestro caso. Así sustituyendo (13) en (12) se obtiene que:

$$g_{fp}^* = - \left(\frac{\mathbf{a}_{fp}}{\mathbf{b}_f} \right) \quad (8)$$

Al haber estimado por el método SUR, la suma de todas las participaciones g_f^* para un país p suman 1. De este modo es posible estimar la composición del gasto público a la que se dirige cada país. Si para una función f no se rechaza la hipótesis de que los efectos individuales \mathbf{a}_{fp} ¹⁰ sean iguales en todos los países, éstos estarán aproximándose a la misma participación de esa función en el total de gasto público g_f^* , y la convergencia será absoluta. Si por el contrario, los efectos individuales \mathbf{a}_{fp} son estadísticamente distintos, cada país se acercará a diferentes porcentajes g_{fp}^* . En este último caso, es posible analizar si aún queda margen para seguir convergiendo, comparando las desviaciones típicas de las participaciones de equilibrio en una función f con la del último año disponible en la serie de datos reales -1997 en esta ocasión-. Así, si la disparidad en el equilibrio es inferior a la de 1997, y por tanto su ratio inferior a la unidad, aún es posible seguir convergiendo en el futuro.

En la segunda columna del cuadro 4 se muestra el test de igualdad de los efectos individuales. Como se puede observar, en la OCDE la convergencia es absoluta sólo para servicios públicos, mientras que es condicionada para el resto de funciones. Esta es una primer conclusión de gran interés, existe convergencia, pero en la mayoría de los casos está condicionada a efectos idiosincrásicos que impiden que todos los países se aproximen a la misma participación sobre el total de gasto público. En cuanto a la comparación por áreas, se comprueba que en las funciones que captan la importancia del Estado de Bienestar, además de defensa, la tendencia seguirá siendo más convergente en la UE que en la OCDE si ambas continúan con las pautas marcadas en las últimas décadas. En educación y sanidad tienen aun recorrido para seguir convergiendo, pero la reducción de disparidades será mayor en el ámbito comunitario, pudiendo llegar incluso a la misma participación en el caso de educación. En seguridad social y defensa, por su parte, ya no queda más margen para la convergencia e incluso podría comenzar a producirse un aumento de las disparidades, superior si cabe en el caso de la OCDE. En vivienda y otros gastos la evolución en el futura podría ser muy similar en las dos

¹⁰ Los efectos individuales por país se han obtenido estimando el sistema de ecuaciones (12) por el método SUR incluyendo dummies por país.

áreas, mientras que tan sólo en transportes y comunicaciones el comportamiento será más divergente en la UE.

CUADRO 4. Resultados de la estimación de la ecuación de convergencia para cada función del gasto público para los países de la OCDE 1970-1998.				
Función	Test de igualdad de dummies, OCDE chi(25)/ UE chi(14)	Tipo de convergencia	Ratio σ	Estado de equilibrio/ 1997
Bienes y servicios				
públicos puros				
Servicios Públicos	21.76 (0.65)	ABSOLUTA		0
UE	2.80 (0.99)	ABSOLUTA		
Defensa	61.12 (0.00)	CONDICIONADA		1.37
UE	28.19 (0.01)	CONDICIONADA		1.24
Bienes y servicios				
públicos de mérito				
Sanidad	114.77 (0.00)	CONDICIONADA		0.94
UE	38.02 (0.00)	CONDICIONADA		0.74
Educación	50.01 (0.00)	CONDICIONADA		0.83
UE	14.03 (0.45)	ABSOLUTA		0
Vivienda	58.17 (0.00)	CONDICIONADA		1.19
UE	44.44 (0.00)	CONDICIONADA		1.20
Servicios económicos y				
otros				
Transp. y Com.	51.01 (0.00)	CONDICIONADA		0.93
UE	35.76 (0.00)	CONDICIONADA		1.15
Otros	77.26 (0.00)	CONDICIONADA		0.84
UE	41.24 (0.00)	CONDICIONADA		0.85
Transferencias				
Seguridad Social	161.61 (0.00)	CONDICIONADA		1.10
UE	101.66 (0.00)	CONDICIONADA		0.99

Al estimar las participaciones de equilibrio en la expresión (14) se ha supuesto que tanto la velocidad de convergencia β_f como los efectos individuales por país permanecen estables a lo largo del período 1970-1997. Sin embargo, los gobiernos pueden modificar sus preferencias por las diferentes funciones del gasto público, según sea el color, el número o la posición mayoritaria o minoritaria de los partidos que le sustentan¹¹, por ejemplo. Precisamente en Sanz y Velázquez (2001) se muestra que las funciones para las que existe convergencia absoluta o condicionada, pero con menor disparidad en el equilibrio que en 1997, han tenido una velocidad estable en al menos dos de las últimas tres décadas.¹² En consecuencia, se confirma, si cabe con mayor robustez, que estas funciones aún disponen de margen para seguir convergiendo. Las funciones que, por su parte, parecen haber agotado su proceso de convergencia, muestran que en las últimas dos décadas se ha producido un cambio significativo en sus coeficientes β_f , comenzando a dar los primeros indicios estancamiento en la aproximación de sus porcentajes sobre el total de gasto público. Ahora bien, la existencia de convergencia- β es una condición necesaria pero no suficiente para la existencia de convergencia. En efecto, es preciso que se produzca convergencia- σ (Barro y Sala-i-Martin, 1992). Se trata de comparar la desviación típica de los logaritmos de las participaciones de cada función del gasto al inicio y al final del período:

$$s_{ft} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^s [(\log(g_{fit})) - \text{media}(\log(g_{fit}))]^2} \quad (9)$$

Además se ha calculado la disparidad total como suma de los coeficientes de variación de cada función. El coeficiente de variación, que expresa el resultado de dividir la desviación entre su media, hace homogéneas las desviaciones de las funciones y permite, por tanto, su comparación y a este fin, se ha homogeneizado las desviaciones de cada función, dividiéndolas por su media, es decir, de la disparidad como la suma de los coeficientes de variación de cada función.

CUADRO 5. Convergencia σ para los países de la OCDE 1970-1997 (desviaciones típicas de los logaritmos de las participaciones de las funciones en el total de gasto público).			
	1970	1997	Diferencia (%)
Bienes y servicios públicos puros			
Servicios Públicos	0.37	0.21	-42,0
UE	0.28	0.18	-36,7
Defensa	1.46	1.28	-11,9

¹¹ Existe una amplia literatura sobre las influencias político-institucionales en el tamaño y composición del sector público, véase Sturm, 1998.

¹² Se ha elegido esta periodificación, por cuanto que coincide con las diferentes etapas que se han diferenciado en la evolución del tamaño del sector público en varios trabajos, Saunders (1993), Lindbeck (1997), Tanzi y Schuknecht (2000) y Sanz y Velázquez (2001).

UE	1.87	1.21	-25,8
Bienes y servicios de mérito			
Sanidad	0.58	0.62	6,0
UE	0,28	0.23	-18,1
Educación	0.37	0.24	-34,1
UE	0.40	0.17	-57,4
Vivienda	1.27	0.85	-32,7
UE	0.60	0.50	-16,4
Servicios Económicos y otros			
Transporte y Comunicaciones	0.49	0.50	0,1
UE	0.48	0.46	-4,5
Otros	0.41	0.50	23,8
UE	0.43	0.45	6,3
Transferencias			
Seguridad Social	0.59	0.38	-34,8
UE	0.35	0.29	-17,9
TOTAL			
UE	0.44	0.40	-9,1
UE	0.23	0.21	-9,3

Los resultados obtenidos para la convergencia σ , que se presentan en el cuadro 5 corroboran algunos de los resultados obtenidos hasta ahora. En primer término, la existencia de una tendencia a la homogeneización de las estructuras del gasto público en ambas áreas. Comparando entre la OCDE y la UE, sin embargo, la diferencia de convergencia no es significativa, si bien las disparidades en 1997 son siempre superiores en la primera que en la segunda y muy especialmente en sanidad. Por funciones, se descarta que se haya producido convergencia en sanidad, transportes y comunicaciones y otros gastos, mientras que se confirma que servicios públicos muestra la mayor aproximación, de modo que junto con educación, son las funciones con participaciones más similares. Defensa, sanidad y educación, por su parte, se han aproximado más en el caso comunitario, pero al contrario de lo señalado por los indicadores analizados hasta ahora, seguridad social lo ha hecho en mayor medida en el conjunto de los países desarrollados. Finalmente, se ha calculado el índice de Kendall a fin de evaluar si ha habido cambios significativos en los rankings (convergencia γ). En este contexto, se posiciona a los países conforme al porcentaje que destina a una función sobre el total de gastos públicos. Así, se analiza si los países que se encontraban en las primeras posiciones en 1970 pasan a ocupar los últimos puestos en 1997, indicando, por tanto, un proceso de convergencia, o bien si

permanecen en la parte superior del ranking, lo que sugeriría que no ha habido aproximación. La expresión analítica del índice de Kendall para cada función es¹³ :

$$g_i^m(\text{multianual}) = \frac{\text{var} \left(\sum_{t=0}^T \text{rank} \left(\frac{G_{fit}}{\sum_f G_{fit}} \right) \right)}{(T+1)^2 \text{var} \left(\text{rank} \left(\frac{G_{fi 1970}}{\sum_f G_{fi 1970}} \right) \right)} \quad (10)$$

CUADRO 5. Convergencia γ (índices de Kendall multianuales y bianuales) de las funciones del Gasto Público para los países de la OCDE 1970-1998. (medias quinquenales)			
	1970	1997	Diferencia (%)
Bienes y servicios públicos puros			
Servicios Públicos	1.00	0.72	-28,2
UE	1.00	0.69	-31,3
Defensa	1.00	0.92	-7,7
UE	1.00	0.90	-10,4
Bienes y servicios de mérito			
Sanidad	1.00	0.78	-21,8
UE	1.00	0.60	-39,8
Educación	1.00	0.77	-23,2
UE	1.00	0.68	-32,4
Vivienda	1.00	0.75	-24,8
UE	1.00	0.78	-22,4
Servicios Económicos y otros			
Transporte y Comunicaciones	1.00	0.80	-20,4
UE	1.00	0.71	-29,1
Otros	1.00	0.78	-22,5
UE	1.00	0.76	-25,5
Transferencias			
Seguridad Social	1.00	0.88	-12,0
UE	1.00	0.85	-15,0

¹³ El índice de Kendall se puede calcular de dos formas (Boyle y McCarthy. 1997, 1999). La primera, toma en consideración el año inicial, final y todos los intermedios del período (multianual) y la segunda solo el inicial y el final (binario). Por simplicidad sólo se expone los resultados del primer índice, pues es el más robusto, si bien las conclusiones que se extraen del binario son similares (véase Sanz y Velázquez, 2001)

TOTAL	1.00	0.80	-20,0
UE	1.00	0.76	-25,4

Los resultados para la convergencia γ , que se presentan en el cuadro 5, indican la existencia de una importante movilidad en las posiciones que ocupan los distintos países según el peso de cada función sobre el gasto público.¹⁴ Así, por áreas, en la UE, una vez más, en donde se produce una mayor convergencia, pues, de hecho, el índice de Kendall de 1997 es inferior en todas las funciones a excepción de vivienda. Por funciones, servicios públicos es la que mayor movilidad presenta, mientras que defensa, sanidad y educación se confirman como las que marcan las diferencia entre la UE y la OCDE. Precisamente defensa, junto con seguridad social, son las que presentan menos alteraciones en el ranking, lo que se explica por el hecho de que al inicio del período fueran las funciones con más disparidad. Además tienen una participación importante en el total de los gastos públicos y en buena parte miden factores institucionales e idiosincrásicos de los países, como el papel que se le concede al sector público en la actividad económica y en la creación de un Estado de Bienestar. Todos estos factores dificultan cambios en la clasificación de la importancia que se le concede a estos gastos. En suma, se ha producido un proceso de convergencia en las estructuras de gasto público por funciones, si bien éste no ha sido homogéneo por áreas ni por funciones. Además existen efectos individuales que impiden que los países de la OCDE se aproximen a una misma estructura.

4. ANÁLISIS CLUSTER

En este apartado se pretende explorar si la existencia de convergencia condicionada para la mayoría de las funciones se debe a la presencia de distintos grupos entre todos los Estados examinados. A este fin se llevara a cabo un análisis cluster, de forma que se agruparán los 26 países de la OCDE entorno a distintos conglomerados en base a su distribución funcional del gasto. Para ello, se combinarán métodos jerárquicos y no jerárquicos, aprovechando así las ventajas de ambos y evitando, al mismo tiempo, los sesgos que introduce cada uno de ellos (Milligan, 1980).

En efecto, en una primera fase, se utilizara el método jerárquico Ward¹⁵ utilizando en todos los casos la distancia euclídea al cuadrado¹⁶. Así, se ha procedido a establecer el número

¹⁴ Los índices de Kendall obtenidos son significativos a un 1% hasta 1990. A partir de entonces, algunos de ellos son significativos al 2,5%. El test es un chi cuadrado con p-1 países de grados de libertad.

¹⁵ Este método, el más generalizado entre los jerárquicos, minimiza la pérdida de información que se produce como resultado de las agrupaciones que se realizan. Se ha empleado de forma aglomerativa, es decir, comenzando en una situación en la que existe tantos clusters como países y en la que se van

idóneo de clusters –empleando para ello el stopping rule¹⁷ (Milligan y Cooper, 1985)- y los centroides de cada uno de ellos. En una segunda fase, se ha empleado el método no jerárquico más generalizado, el *k-means* (MacQueen, 1967), utilizando las medias de las agrupaciones obtenidas en la anterior fase como centroides de los cluster iniciales. De este modo, se evitan los inconvenientes de los métodos no jerárquicos –su sensibilidad a los centros iniciales escogidos y los sesgos de elegir arbitrariamente el número de cluster a formar (Johnson y Wichern, 1998)- pues ambos parámetros se extraen de los resultados que arrojan los jerárquicos que no requieren información *ex-ante*. Al mismo tiempo, se aprovecha la ventaja que ofrecen los no jerárquicos de rehacer las agrupaciones establecidas en las primeras iteraciones además de que son menos sensibles a la presencia de outliers y la elección de la medida de distancia (Hair y Black, 2001).

Combinando ambos métodos se podrá diferenciar distintos modelos de gasto público caracterizados por una estructura (centroide) entorno al cual se sitúan uno o varios países. Asimismo, se puede detectar si a lo largo de las tres décadas 70, 80 y 90, así como en el estado de equilibrio, los países y los modelos se han ido aproximando entre sí. Además, para realizar el análisis cluster se ha procedido a estandarizar los datos, substrayendo la media y dividiendo por la desviación típica de cada función (Hair y Black, 2001). De este modo, se evita, que las funciones con más peso, seguridad social y otros gastos, o dispersión –defensa- dominen la formación de los conglomerados determinando en mayor medida las distintas agrupaciones.¹⁸ Por último, se ha calculado la matriz de correlaciones de las variables, que se adjunta en el anexo II, para comprobar que la presencia de multicolinealidad entre algunas de ellas no da lugar a una mayor influencia en la formación de los grupos. Así, se puede observar que muy pocas correlaciones parciales son significativas y que la más alta es de -0.645 , entre las medias para la década de los 70 de seguridad social y otros gastos. Dado que estas funciones representan conceptos muy diferentes, transferencias y servicios económicos y otros, no existe el riesgo de que una misma categoría esté sobreponderada en la formación de los clusters.

formando conglomerados paso a paso (vease Everitt, 1993, para una discusión de los métodos jerárquicos). No obstante, los cluster resultantes se han contrastado con los que se obtienen por la unión de medias y el del centroide. Las combinaciones que se establecen son muy similares por lo que los resultados son robustos, además de menos sensibles a la presencia de outliers que si se hubieran utilizado otros métodos jerárquicos como la unión sigular o completa que utilizan como medida la distancia entre un par de miembros de dos cluster diferentes.

¹⁶ Se ha utilizado la distancia euclídea al cuadrado pues la más indicada para el método de Ward (Hair y Black, 2001) y, además, la medida “manhattan” o “city blocks” adolece de muchos problemas para el análisis cluster que la hacen inadecuada si existe correlación entre las variables que expresan las características (Shephard, 1966).

¹⁷ El stopping rule se basa en proceder a realizar todas las asociaciones de cluster hasta que una de ellas suponga un incremento significativo en la medida de disimilitud que se este empleando, que en el caso del método de Ward, es la suma de desviaciones intragrupos, es decir, la pérdida de información. Milligan y Cooper muestran que con esta regla se logran decisiones muy precisas y acertadas en estudios empíricos.

Pues bien, mediante el método descrito se han diferenciado cuatro modelos de distribución funcional del gasto público¹⁹, cuya estructura se mantiene muy estable durante todas las décadas y en el estado de equilibrio, especialmente a partir de la década de los 80. En efecto, como se puede observar en el cuadro 6, en los 70 se observan cuatro grupos diferentes: tres con un número similar de componentes y un último con tan sólo dos países integrantes: Turquía y Corea, que, por lo demás, y como se desprende de las distancias euclídeas, se sitúa muy lejos de los anteriores. Así, el primer grupo –que denominaremos *composición representativa*- está formado por diez países de la OCDE, entre ellos seis países europeos y la mayoría de los países no europeos de la OCDE. Este grupo representa la composición tipo del gasto público de la OCDE, pues, en parte por el mayor número de miembros que lo componen, se sitúa prácticamente en la media de participación de cada tipo de gasto y es el más próximo –medido en términos de distancia euclídea- de todos los demás conglomerados.

[cuadro 6, por aquí]

Muy cerca de este grupo se encuentra otra agrupación –que titularemos como *mixta*- con siete miembros, entre los que se puede observar a varios países europeos no miembros de la UE: Suiza, Noruega e Islandia, con dos de sus fundadores Francia y Reino Unido y otros dos no europeos: Canadá y Japón. Como se desprende del cuadro 7, esta agrupación asigna un porcentaje de sus gastos públicos mayor que la media de la OCDE a los bienes de mérito –sanidad, educación y vivienda- y menor en seguridad social. Próximo al primer grupo se sitúa también una tercera agrupación –bajo el nombre de *comunitaria*- compuesta por siete países de la UE, si bien algunos de ellos han ingresado recientemente, y cuyos rasgos diferenciales son una muy relevante participación de los gastos de seguridad social en detrimento de los de servicios económicos y otros gastos. Finalmente, Corea y Turquía conforman un grupo muy disimilar –*outlier*- a los anteriores con una gran presencia de bienes públicos puros –defensa y servicios públicos-, y muy escasa en lo relativo a sanidad y seguridad social. En la base de esta composición del gasto público puede encontrarse los conflictos que mantienen estos dos miembros de la OCDE con países vecinos.

[cuadro 7, por aquí]

Al agrupar a los 26 países de la OCDE por su distribución funcional del gasto público en la década de los 80, se observa que los grupos representativo y mixto se fusionan conformando un cluster de doce miembros que representan la *composición tipo* de gasto público

¹⁸ Nótese, además, que las variables están en la misma escala, pues los datos originales están expresados en porcentaje sobre el total de gasto público.

¹⁹ En efecto, si se procede a realizar una unión más, estableciendo solo tres clusters, se produce un incremento muy significativo en la suma de desviaciones intragrupos para todas las décadas y el estado estacionario, un aumento que no se produce si se compara la solución de los cuatro agrupaciones con la de cinco o más.

de la OCDE y que es además el más cercano a todas las demás agrupaciones. No obstante, como resultado de esta fusión algunos países se segregan: por un lado Grecia, Irlanda, México y Portugal pasan a componer un conglomerado –de *cohesión*– cuyos rasgos principales son la fuerte presencia de otros gastos y la escasa relevancia de sanidad y seguridad social, mientras que Francia y el Reino Unido se unen a la agrupación enteramente *comunitaria*, que continúa teniendo las mismas características distintivas que en los 70. Turquía y Corea, por su parte, siguen formando una agrupación *outlier* caracterizada por una participación tres veces mayor que la media en defensa y servicios públicos y más de cinco veces menor en sanidad y seguridad social.

A partir de la década de los 80 el análisis cluster es muy estable, pues durante la década de los 90 y en el estado estacionario se consolidan los dos modelos básicos: el representativo de la OCDE, al que se añade Portugal, y el íntegramente comunitario, al que se une Finlandia. Del ratio univariante F^{20} se comprueba que defensa, seguridad social, transportes y comunicaciones, otros gastos y sanidad son las variables que determinan en mayor grado la agrupación final y para las cuales las medias de cada cluster son significativamente diferentes. En definitiva, la composición del gasto público por funciones ha convergido desde la década de los 70, básicamente, hacia dos modelos de gasto público: uno mayoritario –trece miembros– que determina la media de la OCDE y otro más reducido –9 miembros, todos integrantes de la UE– con un mayor peso en gastos de seguridad social y muy inferior en transportes y comunicaciones. La aproximación hacia estas tipologías se ha producido, además, en la década de los 70, lo que confirma los resultados obtenidos utilizando los habituales indicadores de convergencia en renta per capita.

5. CONCLUSIONES

El presente trabajo ha explorado la existencia de convergencia en la estructura de los gastos públicos por funciones y la probabilidad de que, en su caso, esta se siga dando en el futuro. Los resultados encontrados, primero a partir de índices de similitud, mediante la utilización de los habituales estadísticos de convergencia (β , σ y γ), y, posteriormente, llevando a cabo un análisis cluster, adaptados al análisis de la estructura del gasto público, coinciden en apuntar la existencia de convergencia en la distribución del gasto público entre las distintas funciones para los países de la OCDE durante el período 1970-1997. Sin embargo, en primer

²⁰ Este ratio univariante F mide la relación entre la variabilidad entre-grupos y la intra-grupos para cada variable, de modo que cuanto mayor es su magnitud más importante es su influencia en la determinación de los conglomerados. Es, asimismo, un test de significatividad de las diferencias de las medias de cada cluster con $k-1$ y $n-k$ grados de libertad (k , número de clusters y n número de países).

término, esta aproximación no ha sido homogénea por áreas ni por funciones. En efecto, la disparidad de estructuras era en 1970 inferior en la UE que en la OCDE, y la diferencia se ha acrecentado durante el período, fundamentalmente por la evolución de defensa, sanidad y educación. Por funciones, se ha confirmado la existencia de convergencia para todas las funciones, excepto sanidad, transportes y comunicaciones y otros gastos, y éstas ha sido más intensa en servicios públicos –que incluye servicios de administración y orden público-. Educación, por su parte, es la que menos diferencias muestra en su participación en el conjunto de los gastos públicos.

En segundo término, se constata que a pesar de la existencia de convergencia en el pasado, ya en 1997 se estaba próximo a los estados de equilibrio, por lo demás, diferentes entre países. Es decir, que hay factores específicos de cada economía que condicionan y determinan que cada país disponga de una distribución de su gasto público distinta en el largo plazo. Algunos de estos factores pueden ser demográficos, institucionales, sociológicos o incluso geográficos. Considerando que los modelos de crecimiento endógeno enfatizan la importancia de la composición del gasto público como uno de sus determinantes, resulta de gran interés comprobar que existen condicionantes que impiden la convergencia absoluta de estas estructuras, por cuanto que puede ser uno de los factores que explique las diferencias en las tasas de crecimiento a largo plazo entre los países avanzados.

Finalmente, se ha evaluado si entre los factores individuales en la distribución del gasto público por funciones de cada país se pueden encontrar similitudes entre algunos de ellos, de modo que se pueden establecer distintos clusters. Así, mediante este análisis se ha confirmado la existencia de convergencia de los tres grupos básicos que se detectaban en la década de los 70 a dos en el estado de: uno mayoritario –trece miembros- que determina la media de la OCDE y otro más reducido –9 miembros, todos integrantes de la UE- con un mayor peso en gastos de seguridad social y muy inferior en transportes y comunicaciones.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Agell, J; Lindh, T. and Ohlsson, H (1997): “Growth and the Public Sector: A Critical Review Essay”, *European Journal of Political Economy*, vol. 13, n. 1, 33-52.
- Agell, J; Lindh, T. and Ohlsson, H (1999): “Growth and the Public Sector: A Reply”, *European Journal of Political Economy*, vol. 15, n. 2, 359-366.
- Arellano, M. y Bover, O. (1990): La Econometría de Datos de Panel, *Investigaciones Económicas*, 14, 3-45.
- Asworth, J. and Heyndels, B. (2001a): Are tax structures converging in the long-term. *57th Congress of the International Institute of Public Finance*, Linz, Agosto.
- Asworth, J. and Heyndels, B. (2001b): *The impact of EU-Membership on Revenue Structures*, in W. Meeusen (Ed.).
- Atkinson, P. and Van den Noord, P. (2000) “Managing public expenditure: some emerging policy issues and a framework for analysis” *OECD Economics Department*, n 285.
- Barro, R.J. (1990): “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth”, *Journal of Political Economy*, vol. 106, 407-444.
- Barro, R. and Sala-i-Martin, X. (1990): “Economic Growth and Convergence Across the United States”, *NBER Working Paper*, n. 3419.
- Barro, R. and Sala-i-Martin, X. (1992): “Convergence”, *Journal of Political Economy*, vol. 100, n. 2, 223-51.
- Bleaney, M.; Kneller, R. and Gemmell, N. (1999): “Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries”, *Journal of Public Economics*, vol. 74, 171-190.
- Boyle, G.E and McCarthy T.G (1997): “A Simple Measure of β -convergence”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 59, 257-264.
- Boyle, G.E. and McCarthy, T.G. (1999): “Simple Measures of Convergence in per Capital GDP: a Note on Some Further International Evidence”, *Applied Economics Letters*, vol. 6, 343-347.
- Cornelisse, P.A. and Goudswaard K.P. (2001): On the Convergence of Social Protection Systems in the European Union, *57th Congress of the International Institute of Public Finance*, Linz, Agosto.
- Chu, K.; Gupta, S.; Clements, B.; Hewitt, D.; Lugaresi, S.; Schiff, J.; Schuknecht, L.; and Schwartz, G.; (1995): “Unproductive Public Expenditures: A Pragmatic Approach to Policy Analysis”, *IMF Pamphlet Series*, n. 48.
- De la Fuente, A. (2000): “Convergence Across Countries and Regions: Theory and Empirics”, *CEPR Discussion Paper Series*, n. 2465.

- Devarajan, S.; Swaroop, V. and Zou, H. (1996): "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, 313-344.
- Easterly, W. and Rebelo, S. (1993): "Fiscal Policy and Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, . 417-58.
- Everitt, B.S. (1993): *Cluster Analysis*, Edward Arnold, London.
- Florio, M. (1998): "On cross-country comparability of government statistics: public expenditure trends in OECD National Accounts" *Working Paper*, 98/06, Department of Economics, University of Milan.
- Hagfors, R. (2000): EMU convergence and the structure of social protection financing, *The Year 2000 International Research Conference on Social Security*, Helsinki, September.
- Hair, J.F. and Black, W.C (2000): "Cluster analysis", in Grimm, L.G. and Yarnold, P.R. (eds.): *Reading and understanding more multivariate statistics*, American Psychological Association, Washington.
- Jobson, J.D. (1991): *Applied multivariate data analysis, volume 1: regression and experimental design*. Springer-Verlag, New York.
- Johnson, R.A and Wichern, D.W (1998): *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Prentice Hall, New Jersey.
- Lebart L., Morineau A., Fenelon J.P. (1982): *Traitement Des Données Statistiques*, Dunod.
- Lindbeck, A. (1997): Welfare-State Dynamics. In: The Welfare State in Europe, Challenges and Reforms, *European Economy* (European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs), No 4, 1997, 61-77.
- Lucas, R.E. (1988): "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, 3-42.
- MacQueen, J.B (1967): "Some Methods for Classification and Analysis of Multivariate Observations" *Proceedings of 5th Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, 1, Berkeley, CA: University of California Press, 281-297.
- Masson, P. (2000): Fiscal Policy and Growth in the Context of European Integration, *IMF Working Paper*, WP/00/133, Washington.
- Milligan, G.W. (1980): "An examination of the effect of six types of error perturbation on fifteen clustering algorithms". *Psychometrika*, 45, 325-342.
- Milligan, G.W. and Cooper, M.C.(1985): "An examination of procedures for determining the number of cluster in a data set". *Psychometrika*, 50(2), 159-179.
- Naciones Unidas (1981): *Classification of the Functions of Government*, Statistics Studies, M, n. 70, Nueva York.
- O' Higgins, M (1988): "The allocation of public resources to children and the elderly in OECD countries" in J.L Palmer, T. Smeeding and B.B Torrey (eds.): *The vulnerable*, Urban Institute Press, Washington, D.C.

- Oxley, H. and Martin J.P (1991): "Controlling government spending and deficit: trends in the 1980s and prospects for the 1990s" *OECD Economic Studies*, 17, 145-189.
- Pitarakis J.Y. y Tridimas G., (1999): Total Expenditure Endogeneity in a System of Demand for Public Consumption Expenditures in the UK, *Economic Modelling*, 16/2, 279-291.
- Romer, P. (1986): "Increasing Returns and Long-Run Growth". *Journal of Political Economy*, Vol. 94, 1002-37.
- Sanz, I. y Velásquez, J (2001): *The composition of public expenditure and growth: Different models of government expenditure distribution by functions*. Discussion Paper 0115, Univesity of Otago.
- Sanz, M.T. (1993): "La clasificación COFOG del Gasto Público en la CE. 1970-1988", *Hacienda Pública Española* n 126-3, p.p 145-164
- Saunders, P (1993): "Recent Trends in the Size and Growth of Government in OECD Countries", in Gemmell, N. (ed.): *The Growth of the Public Sector*, Edward Elgar Publishing, Aldershot.
- Shephard, R. (1966): "Metric structures in ordinal data" *Journal of Mathematical Psychology* 3, 287-315.
- Sturm, J.E. (1998): *Public Capital Expenditure in the OECD Countries: the Causes and Impact of the Decline in Public Capital Spending*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Tanzi, V. and Zee H.H. (1997): "Fiscal Policy and Long-Run Growth", *IMF Staff Papers*, vol. 44, n. 2, . 179-209.
- Tanzi, V. and Zee, H.H. (1998): Consequences of the Economic and Monetary Union for the Coordination of Tax Systems in the European Union: Lessons from the U.S Experience, *IMF Working Paper*, WP/98/115.
- Tanzi, V. and Schuknecht, L. (2000): *Public Spending in the 20th Century: A Global Perspective*. Cambridge University Press. Cambridge.
- Tanzi, V (2000): Globalisation and the Future of Social Protection, *IMF Working Paper*, WP/00/12, Washington D.C.
- Zellner, A. (1963): "Estimates for Seemingly Unrelated Regressions Equations: Some Exact Finite Sample Results", *Journal of American Statistics Association*, Vol. 58, pags 977-992.

CUADRO 1: CLASIFICACIÓN DE LOS GASTOS PÚBLICOS POR FUNCIONES.

COFOG	Oxley y Martin (1991), Saunders (1993)	Bleaney et al (1999)	Análisis de convergencia	
Servicios Generales Administrativos	Bienes y servicios públicos puros	Productivos	Servicios públicos	
Orden Público y Seguridad				
Defensa			Defensa	
Sanidad	Sanidad			
Educación	Educación			
Vivienda	Vivienda			
Transporte y comunicaciones			Transporte y comunicaciones	
Otros servicios económicos	Servicios económicos y otros		No productivos	Otros gastos
Servicios recreacionales, culturales y asuntos religiosos				
Otros gastos no clasificados				
Seguridad Social	Transferencias	Seguridad Social		
Medio ambiente (COFOG, 1999)	-	-	-	

