

GASTO PÚBLICO Y NIVEL DE PRODUCCIÓN EN LAS ECONOMÍA DE LA OCDE (1980-2003)

Montero Granados, Roberto
Jiménez Aguilera, Juan de Dios

Universidad de Granada

Granada, diciembre de 2005

Resumen:

Este trabajo presenta evidencia de una fuerte correlación entre el porcentaje de gasto público y nivel de producción per cápita de la economía. Se utiliza un panel de datos (24 años) de los treinta países de la OCDE y modelos de regresión (MCO) combinados no lineales y (MCG) de efectos variables. Los resultados muestran que la relación entre ambas variables no es lineal, sino que tiene un tramo creciente y otro constante o ligeramente decreciente.

Introducción

La relación entre gasto público y nivel de producción tiene una relevancia central en el ámbito de la Hacienda Pública. La política fiscal ejerce una influencia directa en la actividad productiva, en la determinación de las grandes variables macroeconómicas, preferentemente en la producción y el consumo nacional, así como en los niveles de bienestar alcanzados. Sin embargo, cabe plantear la forma funcional de dicha relación, en el sentido de si una mayor presencia del sector público en la economía en qué medida incide en el bienestar de los habitantes de un determinado país.

En definitiva, una cuestión en permanente revisión la constituye el hecho de si una mayor presencia del Sector Público en una economía, medido a través de un aumento en el nivel de presión fiscal, de endeudamiento o de un mayor nivel de gasto, qué efectos producirá en el nivel de producción, de empleo y de bienestar. Desde el trabajo de Barro (1991)¹ son muchos los trabajos que correlacionan, de forma negativa, crecimiento y tamaño del gasto público. Entre otros, podrían destacarse nlas investigaciones de Engen y Skinner (1992), Grier (1997), Hanson y Herrekson (1994), Romero de Avila y Strauch (2003), etc. Para todos estos autores un incremento del nivel de gasto público tiene una incidencia negativa en el nivel de crecimiento, por lo que recomiendan una reducción en el tamaño del gasto público.

Por el contrario, y de forma paralela en el tiempo, comienza a surgir una corriente que postulan aspectos positivos en dicha correlación. Por un lado, se cuestiona los resultados obtenidos, afirmando que dichas estimaciones no son suficientemente robustas -Atkinson (1995), Slemrod (1995) y Agell (1997,1999), etc.-, aludiendo a

¹ Con un ajuste lineal procedente de un corte transversal.

problemas metodológicos derivados tanto de los métodos de corte transversal como de la selección de la muestra². Por otro lado, se defiende que la relación entre el tamaño del sector público y el crecimiento es creciente (Keefer y Knack, 1997). Finalmente, se plantea que la relación anterior no es monótona sino que tiene forma de U invertida³, como se pone de manifiesto en las investigaciones realizadas por Slemrod (1995), Tanzi y Zee (1997) y Tanzi y Schuknetch (2000).

El interés por el influencia del actividad del Sector Público también se ha trasladado a múltiples aspectos: relación entre el tamaño y equidad (Bjorvath y Cappelen, 2003; y Aschauer, 1989); adecuación con las teorías sobre el federalismo fiscal (Lockwod, 2002; Besley y Coate, 2003; Cerniglia, 2003); la tendencia a la reducción del tamaño del sector público en los países muy pequeños (Alesina y Spolaore, 1997) o en las economías más abiertas (Rodrik, 1998); la relación entre gasto público y salud (Franco et al., 2005).

No obstante lo anterior, la mayor parte de las investigaciones que abordan estas cuestiones puede clasificarse en dos grupos distintos, en función de que pongan un énfasis en estudiar el lado de los ingresos públicos o el lado del gasto. Ambos grupos también se distinguen por su metodología y los resultados que se persiguen. Los primeros, suelen ser más teóricos, basados en la contrastación de modelos de crecimiento, relajando o incluyendo algunos supuestos clásicos⁴. En general, estos trabajos desarrollan o exploran modelos de equilibrio general y competencia perfecta -testando el modelo de crecimiento endógeno (Bleaney, et al., 2001), con precios más o menos rígidos (Schimtt-Grohe y Uribe, 2001), con información asimétrica por parte de la Administración (Albanesi y Sleet, 2004)- o en competencia imperfecta (Snimitt-Grohe y Uribe 2004). Una conclusión relevante suele ser la limitación de la imposición sobre las rentas del capital, de forma que para algunos autores la tasa de imposición sobre las mismas debe ser muy pequeña o nula (Domenech y García, 2000; Chari y Kehoe, 1999)⁵.

El segundo grupo lo constituyen aquellos análisis que centran su atención en la efectividad o productividad del gasto público. Un aspecto de interés se centra en la parte del gasto público que debería considerarse productivo: sólo el gasto en infraestructura, también los gastos de mantenimiento, incluso utilizar un concepto más amplio de inversión que incluya la mayor parte del gasto público. La mayoría de las investigaciones parten de los trabajos de Ratner (1983) y Aschauer (1989), adaptando los modelos y sus variables a una muestra geográfica o temporal concreta y buscando la relación entre crecimiento económico y volumen de gasto en infraestructura. En este sentido, los trabajos de Delgado y Alvarez (2000) y Domenech (2004) presentan revisiones de la literatura a este respecto, al que habría que añadir la aportación de Jhy-

² En el sentido de que la selección y el método pueden determinar el resultado. Por ejemplo, las muestras de países ricos y los cortes transversales suelen apoyar la relación negativa entre gasto público y producción, mientras que las muestras de países pobres y los datos de panel suelen apoyar la tesis contraria.

³ Denominada por Vedder y Gallaway (1998) como *curva de Armey* por la defensa de la misma por parte de Richard Armey, miembro republicano de la cámara de representantes de EEUU.

⁴ Entre estos pueden considerarse los trabajos que van desde la aportación seminal de Ramsey (1927) sobre el tipo impositivo óptimo hasta la última revisión de Chari y Kehoe (1999).

⁵ Aunque otros autores (Erosa y Gervais, 2001) muestran ciertas reticencias debido a los cambios en las preferencias de los consumidores.

hwa et al. (2005), referida a la productividad del capital público en un modelo de competencia imperfecta.

Es en este debate donde se pretende enmarcar el trabajo que se presenta a este Congreso de Economía Pública. En este sentido, el objetivo de esta comunicación es presentar evidencia empírica acerca de la correlación entre el tamaño del sector público y el nivel de la producción per cápita en una muestra de los treinta países de la OCDE desde 1980 hasta 2003⁶. Se introducen ajustes no lineales en los modelos de regresión, mediante un modelo con una especificación para el tamaño del sector público no lineal, que puede ser creciente en un tramo y decreciente en otro.

En relación con la estructura del trabajo, además de la parte de introducción y otra de conclusiones, esta comunicación se divide en dos partes, en la primera se presenta el material y método utilizados, y en la segunda se presentan los resultados más relevantes.

Aspectos metodológicos

Se ha utilizado la base de datos de panel de la ONU (National Accounts Main Aggregates Database-ONUBASE)⁷. De la misma se han extraído datos de producción, consumo, inversión y gasto público de los países de la OCDE. Dos motivos se han tenido en cuenta para la selección de los 30 países que actualmente forman parte de esta institución internacional: a) aleatoriedad en la selección: no se selecciona a cada país individualmente, sino por su pertenencia a dicha institución; y b) la calidad estadística de las variables económicas sobre dichas economías suele ser muy superior.

La muestra se inicia en 1980, consecuencia de dos aspectos a considerar: a) la base de datos de la ONU sobre agregados macroeconómicos para los países de la República Checa y Eslovaquia sólo alcanza hasta dichas fechas; y b) desde un punto de vista técnico y estadístico debe procurarse un equilibrio respecto de la base de datos a analizar, con una dimensión temporal que por su amplitud no permita la comparabilidad intertemporal.

De la base de datos se han extraído las siguientes variables:

- PIB real per cápita ($kgdp_r$). PIB real per cápita en dólares EEUU (a precios constantes con base 1990). Por las posibilidades interpretativas de los resultados como modelo de elasticidades se ha trabajado con su transformación logarítmica, $lgkgdp = \ln(kgdp_r)$

⁶ Esto supone que se ha recogido una muestra amplia de países, los treinta que pertenecen en la actualidad a la OCDE, con una base de datos macroeconómicos de panel desde 1980 hasta 2003. A dicha institución pertenecen países con grandes heterogeneidades (grandes, pequeños, mas o menos desarrollados, etc.), por lo que se amplía el abanico de observación.

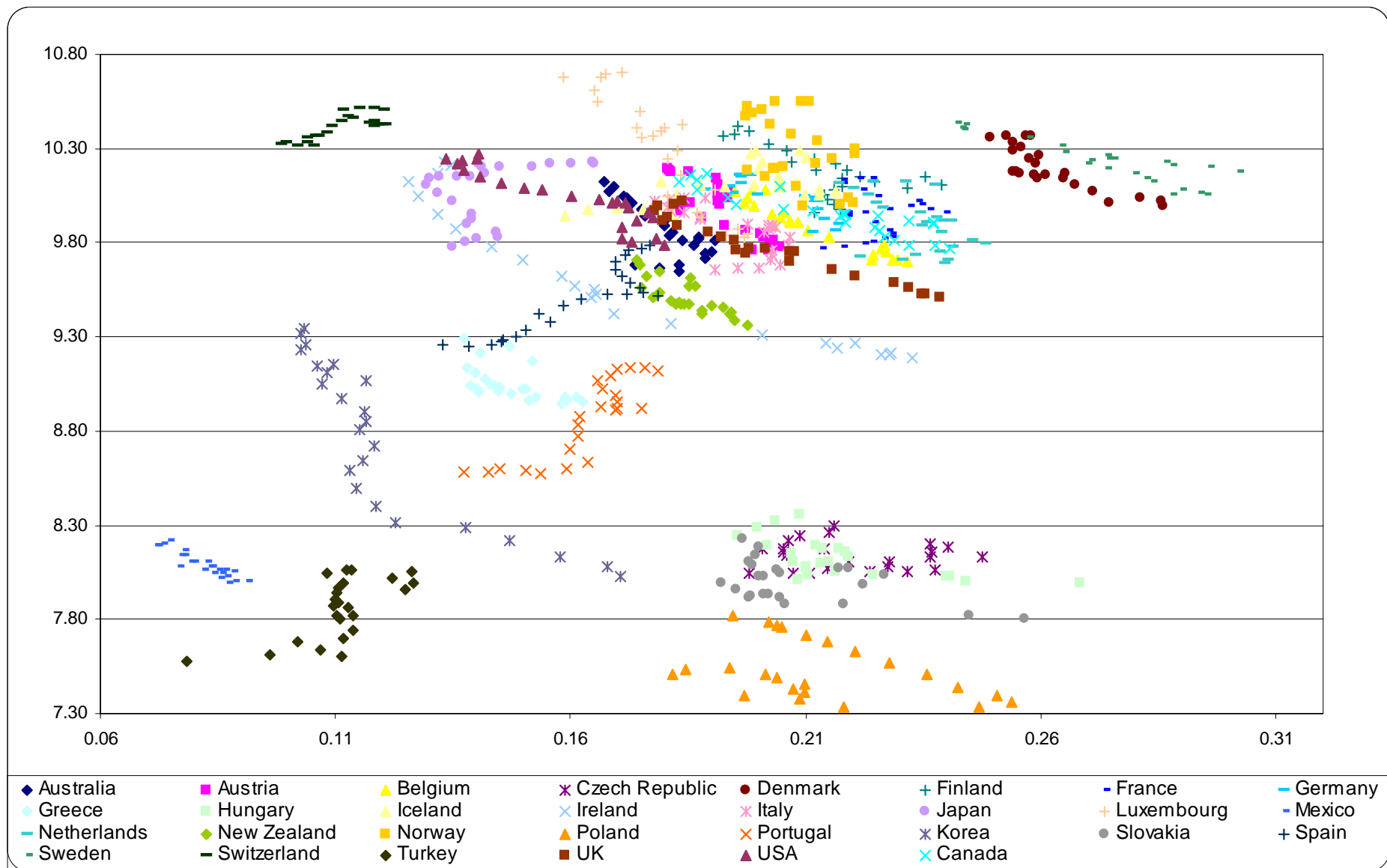
⁷ Disponible en <http://unstats.un.org/unsd/snaama/Introduction.asp>. La información que contiene procede de un conjunto de fuentes oficiales: Publicaciones o websites de oficinas de estadística nacionales; Publicaciones o websites de los Bancos Centrales o de los correspondientes oficinas ministeriales; Exámenes y estimaciones económicas preparados por las Comisiones económicas de las Naciones Unidas; Estimaciones e indicadores disponibles de otras organizaciones internacionales, como el Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y otras instituciones internacionales; Estudios preparados por expertos bajo programas técnicos de cooperación de Naciones Unidas; Informes y estudios económicos realizados por bancos de desarrollo regional.

- Gasto público en dólares EEUU a precios constantes (base 1990). Se ha trabajado con su transformación porcentual ($kg = \frac{\text{gasto público}_r}{\text{PIB}_r}$).
- Consumo privado en dólares EEUU a precios constantes (base 1990). Se ha trabajado con su transformación porcentual ($kc = \frac{\text{consumo}_r}{\text{PIB}_r}$).
- Demanda de inversión en dólares EEUU a precios constantes (base 1990). Se ha trabajado con su transformación porcentual ($ki = \frac{\text{inversión}_r}{\text{PIB}_r}$).

A partir de la información anterior se han construido además las siguientes variables:

- kg2: es el cuadrado del porcentaje de gasto público respecto al total del PIB ($kg2 = kg^2$).
- kg3: es el cubo del porcentaje de gasto público respecto al total del PIB ($kg3 = kg^3$).
- kg4: es la cuarta potencia del porcentaje de gasto público respecto al total del PIB ($kg4 = kg^4$).
- nord: es una dummie geográfica que tiene el valor 1 para Finlandia, Suecia, Noruega, Dinamarca, Islandia; y cero para el resto. La existencia de una presencia muy elevada del Sector Público unido a alto nivel de producción per cápita (modelo nórdico) fundamenta esta variable.
- ex_com: es una dummie geográfica que tiene el valor 1 para la República Checa, Hungría, Polonia y República Eslovaca; y 0 para el resto. Las especiales condiciones económicas de estos países, con un bajo nivel de producción y un alto grado de intervencionismo heredado de regímenes pasados justifican esta distinción.

Ilustración 1. Base de datos Gasto Público (x) - PIB per cápita (y) de los países de la OCDE (1980-2003)



Fuente: ONUBASE
Elaboración propia.

La representación gráfica de la base de datos se recoge en la Ilustración 1. En abcisas figura el tamaño del gasto público, en proporción al PIB, y en ordenadas el logaritmo de la producción per cápita. Cada color representa un país a lo largo de los años de la muestra, y cada punto representa un año.

El modelo teórico que se ha utilizado para estimar la relación, por su sencillez, es el modelo básico de demanda agregada en el que el nivel de producción (Y) debe coincidir con la demanda (D), en sus cuatro grandes apartados: consumo (C); inversión (I); gasto público (G) y exportaciones (Nx). Para su estimación econométrica se ha procedido a la transformación de las variables en sus correspondientes logarítmicas o porcentuales, construyendo lo que se conoce como relación de elasticidades⁸. Dicha transformación es necesaria en un modelo como el se aplica en esta comunicación, dado que el objetivo consiste precisamente en estudiar la influencia del tamaño *relativo* del sector público en el nivel de producción.

El método de estimación de la correlación entre ambas variables es el de regresión. Bajo la relación funcional

$$y = F(kc, ki, kg) + G(\text{dummies}) + \varepsilon$$

Donde y es el logaritmo natural de la producción real per cápita, F la función de demanda agregada, G una función de varias dummies geográficas, y ε los residuos a los que se les supone normal e independientemente distribuidos. Se han realizado tres tipos de estimaciones distintas:

a) Mínimos cuadrados ordinarios (MCO) no lineal introduciendo todas las variables simultáneamente (combinado⁹). Es decir, se ha considerado cada observación (país y año) como una observación independiente. Si *i* representa cada país, el modelo (MCO) no lineal combinado es el siguiente

$$\ln krgdp_i = \beta_0 + \beta_1 kg_i + \beta_2 kg^2_i + \beta_3 kg^3_i + \beta_4 kc_i + \beta_5 ki_i (+ \beta_6 \text{dummies}_i) + \varepsilon_i$$

El modelo pretende predecir el logaritmo del nivel de la producción a partir de la composición porcentual de los principales componentes de la demanda agregada. De esta forma pretendemos capturar el efecto de la variabilidad de la participación del gasto público en el nivel de producción. Introducir la variable de interés (kg) tanto en su nivel original como en su segunda y tercera potencia permite hacer un ajuste no lineal en el modelo. Finalmente se ajusta un modelo sin dummies geográficas y otro con ellas. El objetivo es detectar la relevancia de estas en el caso particular de los países nórdicos y de los países de la Europa ex-comunista. Ambos grupos de países, como puede apreciarse en la Ilustración 1, forman unos bloques singularmente homogéneos entre sí pero diferentes del resto. Los países nórdicos tienen un alto nivel de renta y gasto y los países ex-comunistas tienen un bajo nivel de renta y alto nivel de gasto.

b) Mínimos cuadrados generalizados (MCG) no lineal con datos de panel. Aprovechando la estructura de la base de datos en forma de panel podemos buscar las

⁸ En la que las estimaciones de cada variable representan el cambio porcentual en la variable independiente cuando la dependiente varía en un 1%.

⁹ Modelos OLS pooled

correlaciones de una forma más estrecha cuando suponemos que las observaciones no son independientes, sino que los datos correspondientes a cada país están anidados entre sí, respondiendo a una serie de características inobservables de cada región. Estos modelos permiten especificar la heterogeneidad de forma fija y variable, se elegirá cual de las dos especificaciones es la más correcta mediante el test de Hausman. Si hacemos i cada país y t cada año, el modelo (MCG) para el panel de datos será el siguiente:

$$\ln \text{kr}gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{kg}_{it} + \beta_2 \text{kg}2_{it} + \beta_3 \text{kg}3_{it} + \beta_4 \text{kc}_{it} + \beta_5 \text{ki}_{it} (+ \beta_6 \text{dummies}_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Al igual que en el caso anterior esta especificación se utilizará para obtener los valores de los estimadores que correlacionan el tamaño del sector público kg con el (logaritmo del) nivel de producción pero también para comprobar si existen diferencias entre los países con un tamaño del gasto público muy elevado y aquellos con un tamaño más moderado. Para comprobar si las diferencias son significativas se procederá mediante el test de Chow.

Finalmente también se estima, como un caso particular, un modelo MCG no lineal con datos de panel sin constante, debido a que el modelo teórico predice que, cuando todos los componentes de la demanda agregada son cero el nivel de producción debe estar próximo a cero. Es decir, si en un país no existe gasto público difícilmente se desarrollará la actividad privada, pero si además no existe ni consumo ni inversión el resultado tiene que ser necesariamente que el nivel de producción debe ser próximo a cero. La modelización de la correlación entre gasto público y producción de aquellos países con un nivel de gasto público bajo es más difícil, sobre todo porque no existen países con un nivel de gasto público inferior al 7%, por lo que, en un caso en concreto, “ayudaremos” al modelo informándole que debe pasar por el origen. En este caso el método de estimación no lineal se realiza por máxima verosimilitud (ML).

Todas las estimaciones y test que aparecen en el texto se ha utilizado el software del paquete estadístico de StataCorp (2005): Stata-Release 9.

Para finalizar el apartado metodológico, algunas consideraciones que pueden limitar su alcance y validez de los resultados obtenidos son las siguientes:

- Se ha detectado una ligera endogeneidad de la variable de gasto público, de forma que aunque el nivel de gasto público condiciona el nivel de producción, también se puede producir una dependencia en sentido inverso.
- Es posible que las variables gasto público y nivel de producción per cápita esten condicionadas por otras variables no incluidas en el modelo, y que la relación que se detecte entre ambas sea espuria. Es decir, dado que en la mayor parte de las economías la producción per cápita ha crecido a lo largo de todo el período analizado, no se puede afirmar con seguridad cual sería la relación si el nivel de producción descendiese de forma continuada¹⁰.
- Las bases de datos disponibles sólo contienen información sobre el gasto publico, como macromagintud integrante de la Demanda Agregada. De forma que no tienen

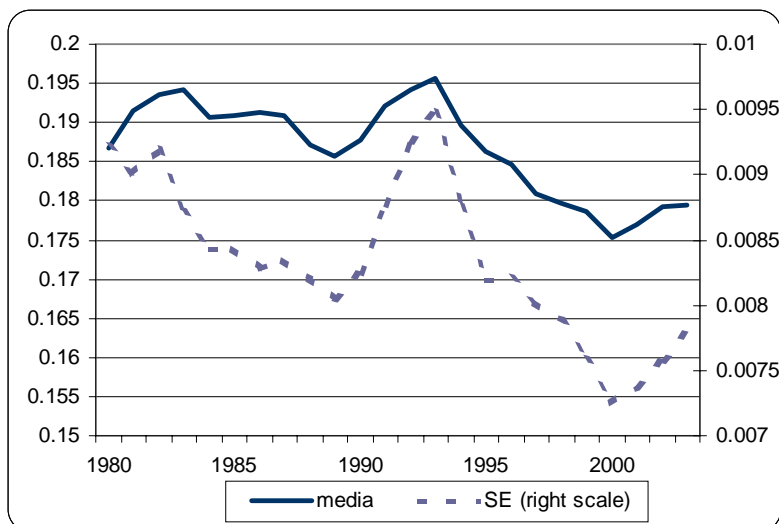
¹⁰ Este problema es frecuente en los modelos de series temporales, y en los que utilizan bases de datos en que las variables tienen una única tendencia en el tiempo.

información acerca del volumen de transferencias. Podemos suponer que la mayor parte de la influencia sobre el nivel de producción la tiene el gasto público y no las transferencias pero no hemos podido corroborar tal hipótesis, aunque por otra parte, dicha limitación no excluye que, como hemos hecho, puedan estudiarse por separado.

Resultados

Como se desprende de la la Ilustración 2 el tamaño del gasto público en los países de la OCDE ha descendido significativamente, sobre todo a partir de 1992, en términos de porcentaje del PIB. Además, se aprecia claramente la existencia de una estrecha correlación entre la evolución de la tendencia media del gasto público y de la desviación estándar. Esto implica que cuando la mayor parte de los países tienden a reducir el tamaño del gasto público se concentran más homogéneamente que cuando sucede lo contrario.

Ilustración 2. Tamaño medio del Gasto Público en los países de la OCDE (1980-2003)



Fuente: ONUBASE

A) Modelo MCO no lineal combinado

Se ha procedido, en primer lugar, a estimar el modelo mediante regresión sobre toda la base de datos. Los resultados muestran una alta significación general. Además, el ajuste en el último modelo (cuando se incluye la dummie ex-com) aumenta considerablemente. En lo que se refiere a la relación entre gasto y producción per capita, los resultados fundamentales son los siguientes:

- Dicha relación no puede estimarse mediante una relación lineal simple. En el modelo estrictamente lineal (modelo 1), la variable kg no resulta nada significativa.
- Cuando se incluyen variables independientes del gasto público transformadas (segunda, y tercer potencia) la relación entre gasto público y nivel de producción es muy significativa

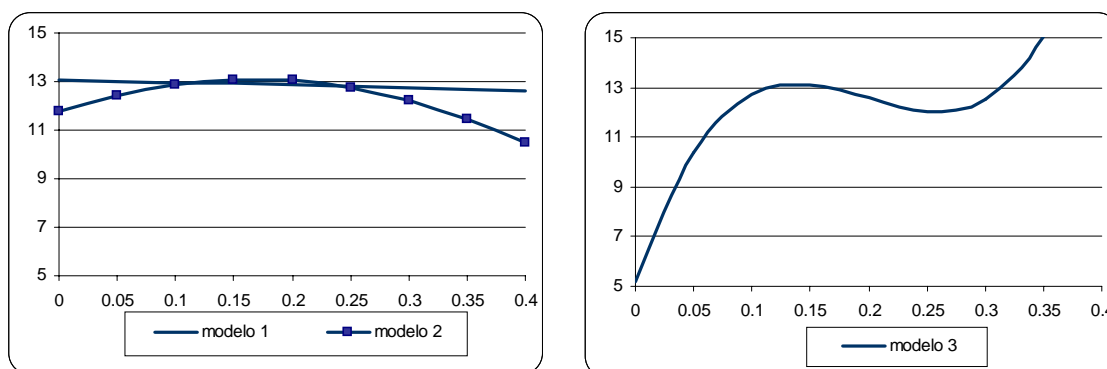
- Conforme se introducen el ajuste no lineal (con la variable kg transformada en distintas potencias) la estimación de la constante tiende a hacerse más pequeña.

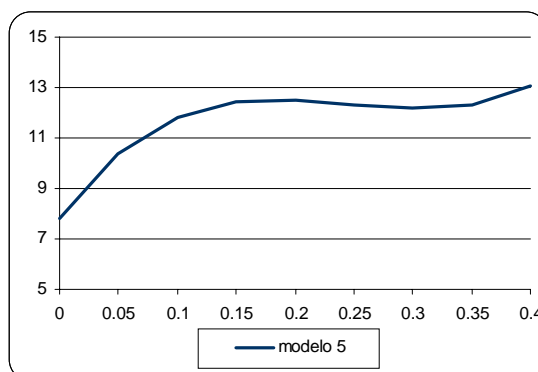
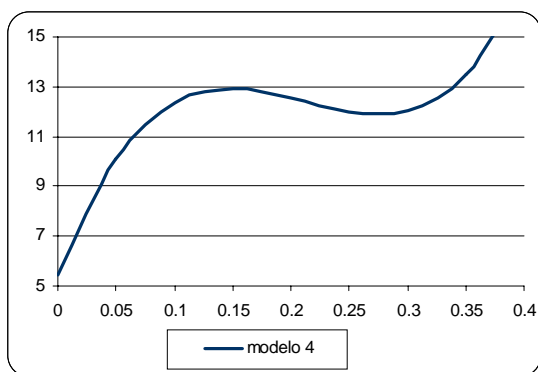
Cuadro 1. Estimaciones de los modelos de regresión (MCO) no lineales sobre el panel de datos combinado

var dep: lnkrgrp	modelo 1	modelo 2	modelo 3	modelo 4	modelo 5
	Coeficiente (pvalor)	Coeficiente (pvalor)	Coeficiente (pvalor)	Coeficiente (pvalor)	Coeficiente (pvalor)
Constante	13.07 (0.000)	11.77 (0.000)	5.16 (0.000)	5.41 (0.000)	7.81 (0.000)
Kc	-3.32 (0.000)	-3.40 (0.000)	-3.44 (0.000)	-2.96 (0.000)	-4.45 (0.000)
Ki	-6.62 (0.000)	-6.89 (0.000)	-6.81 (0.000)	-6.28 (0.000)	-0.75 (0.099)
Kg	-1.07 (0.264)	16.04 (0.000)	140.13 (0.000)	124.09 (0.000)	63.75 (0.000)
kg2		-48.31 (0.000)	-776.64 (0.000)	-648.07 (0.000)	-275.50 (0.000)
kg3			1305.63 (0.000)	1026.98 (0.000)	371.90 (0.000)
Nord				0.81 (0.000)	0.19 (0.002)
Ex-com					-2.12 (0.000)
R ² ajustado %	13.06	15.28	21.34	27.72	75.61
N	720	720	720	720	720

La representación gráfica (Ilustración 4) de los resultados muestra que la relación entre gasto público y nivel de producción per cápita es creciente en un tramo, alcanza un máximo y continúa siendo creciente o decreciente en función de las potencias introducidas. En este sentido, se muestra que, con la excepción del primer modelo lineal, que no resulta ser significativo, la relación tiene un máximo entre el 10% al 20% de participación del gasto público.

Ilustración 4. Relación entre gasto público y producción per cápita en los países de la OCDE





Fuente: Elaboración propia a partir de Cuadro 1.

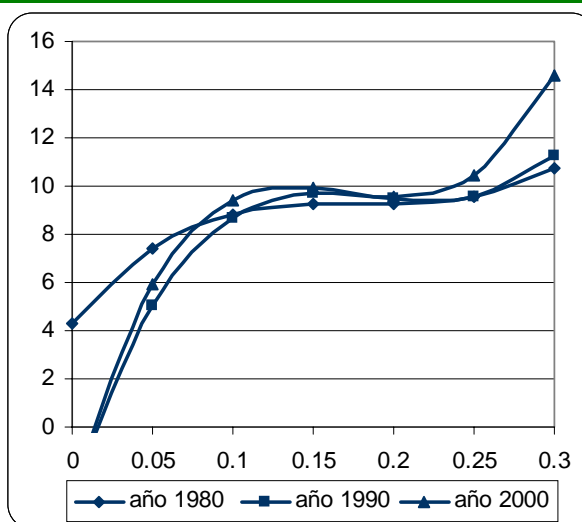
Con el objeto de robustecer este resultado se han practicado diversos cortes transversales en la muestra (para los años 1980, 1990 y 2000) para los que se ha estudiado la correlación bruta (sin variables de ajuste) entre tamaño del gasto público y el logaritmo de la producción per cápita. El modelo, para cada uno de los años contemplados sería:

$$\ln krgdp = \beta_0 + \beta_1 kg + \beta_2 kg^2 + \beta_3 kg^3 + \varepsilon$$

La falta de grados de libertad reduce la significación general de las variables dependientes e impide sacar conclusiones robustas. No obstante, para el año 2000 se roza la significación al 95%. La Ilustración 5 permite observar como una relación no lineal se mantiene a lo largo del tiempo. Además parecen percibirse dos tendencias, la primera la de reducirse el punto en el que la relación alcanza el máximo (probablemente correlacionada con la disminución media del tamaño del gasto público) y la segunda con la reducción de la constante (de hecho en 1990 y 2000 es técnicamente igual a cero).

Ilustración 5. Evolución de la relación bruta entre tamaño del gasto público y producción per capita en los países de la OCDE (años 1980, 1990 y 2000)

	año 1980	año 1990	año 2000
var dep:	Coef..	Coef.	Coef.
$\ln krgdp$	(p-valor)	(p-valor)	(p-valor)
constante	4.28 (0.263)	-2.70 (0.666)	-2.60 (0.658)
kg	82.51 (0.254)	205.35 (0.079)	234.13 (0.052)
kg ²	-457.46 (0.276)	-1106.05 (0.098)	-1420.92 (0.059)
kg ³	847.58 (0.268)	1921.17 (0.115)	2770.71 (0.065)
R ²	18.21%	16.50%	16.31%
N	30	30	30



Fuente: ONUBASE

B) Modelo MCG no lineal con datos de panel.

Una observación atenta de la Ilustración 1 muestra que no todas las observaciones son independientes entre sí. Para cada país, la relación entre gasto público y nivel de producción per cápita en un año determinado está muy correlacionada con la existente en el año inmediatamente anterior. La mayor parte de los países presentan pequeñas variaciones porcentuales, en un único sentido. Si las observaciones no son independientes, es porque se encuentran agrupadas o atrapadas en grupos (clústers) que las obligan a comportarse de una determinada manera. La formación de estos grupos es debida a la influencia de una característica inobservable o no incluida en el modelo. En nuestro caso, dichos grupos vienen determinados por cada país.

Esta situación provoca que las estimaciones en grupo (estimaciones combinadas) puedan estar sesgadas¹¹, haciendo aconsejable la estimación también mediante modelos alternativos, en nuestro caso Mínimos cuadrados generalizados (MCG) de efectos fijos o efectos variables y la posterior comparación y selección de las estimaciones mediante los test adecuados. Se han practicado una serie de test que pretenden ayudarnos en la decisión sobre dos cuestiones: 1) homogeneidad de la muestra, dado que si está compuesta por dos submuestras con características diferentes el ajuste podría mejorarse si se practicasen dos ajustes por separado; 2) el modelo de regresión más adecuado, el de MCG de efectos fijos o de efectos variables o si, a pesar del anidamiento, continuará siendo el más adecuado el MCO no lineal combinado, analizado en el apartado anterior.

Respecto de la primera cuestión, un análisis de la base de datos pone en evidencia dos modelos distintos con un comportamiento relacional diferente, en función de diferenciar a los países según presenten un nivel de gasto público que sea superior o inferior a la media (18.5%)¹². El test de Chow ayuda a comprobar dicha hipótesis. El mismo ha arrojado un valor de 18.12 (p-valor = 0.0000) contra un umbral de 2.11 al 95%. Es decir, el test rechaza la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural, por lo que es procedente la estimación de los dos modelos por separado.

En relación con la segunda cuestión, puede observarse gráficamente tanto un fuerte agrupamiento como que el anidamiento es aleatorio, por cuanto la situación de un país en el plano no depende del nivel inicial o final de gasto público. La utilización de dos test se hace necesaria para ver si conviene aplicar un modelo MCG de efectos fijos o de variables (test de Hausman), y si los datos estén anidados es posible que el anidamiento no influya en la estimación y MCO combinada continúe siendo eficiente (test de Breush-Pagan).

Los resultados (desarrollados en el anexo) muestran la superioridad, en todos los casos de los modelos de efectos variables, tanto respecto a modelo de efectos fijos (Hausman) como respecto al MCO combinado (Breush-Pagan), por lo que, a continuación, se presentan los resultados de los modelos MCG de efectos variables.

¹¹ El modelo lineal estima la siguiente relación: $y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$. Cuando las observaciones están agrupadas entonces no se cumple uno de los requisitos del modelo que es la independencia entre independientes y residuos, es decir $Cov(X_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$, por lo que MCO estará sesgado.

¹² La elección de este punto de corte se explica por constituir el valor medio de todas las observaciones a lo largo de los 24 años analizados.

Denominamos como modelo 6 a las estimaciones, a pesar del resultado del test de Chow, sobre la base de datos completa, el modelo 7 son las estimaciones de la base de datos de países con un tamaño del gasto público inferior al 18.5 por ciento y el modelo 8 es la estimación correspondiente a los países con un tamaño del gasto público superior al 18.5 por ciento. La elección del 18.5 por ciento como punto de corte se justifica por el hecho de ser esta la media del tamaño del sector público en los 30 países analizados durante los 24 años de la muestra.

Cuadro 2. Modelos de regresión (MCG) no lineales de efectos variables.

var dep lnkrgrp	modelo 6 parámetro (p-valor)	modelo 7 parámetro (p-valor)	modelo 8 parámetro (p-valor)	modelo 9 parámetro (p-valor)
constante	12.00 (0.000)	4.81 (0.09)	22.95 (0.000)	-
kc	-2.45 (0.000)	-3.08 (0.000)	-0.84 (0.001)	-2.95 (0.000)
ki	0.92 (0.000)	2.33 (0.000)	-0.46 (0.012)	2.40 (0.000)
kg	-11.13 (0.084)	227.47 (0.013)	-149.13 (0.001)	379.91 (0.000)
kg2	24.21 (0.466)	-2825.43 (0.010)	594.60 (0.002)	-4619.38 (0.000)
kg3	-24.93 (0.674)	14336.81 (0.011)	-909.68 (0.002)	23450.78 (0.000)
kg4	-	-25907.75 (0.017)	-	-42843.7 (0.000)
nord	0.49 (0.000)	-	0.47 (0.000)	-
Ex-com	-0.75 (0.000)	-	-1.86 (0.000)	-
Ajuste:				
interior	43.71	51.63	39.26	-
entre grupos	30.15	1.12	92.10	-
n (observaciones)	720	307	413	307
N (grupos)	30	19	21	19

De los resultados (Cuadro 2) de los tres modelos de regresión (6, 7 y 8) puede destacarse los siguientes rasgos:

- El modelo 6 corresponde a la estimación de la muestra completa. El resultado es insatisfactorio y justifica continuar la exploración de los ajustes de los siguientes modelos. La estimación de los tres modelos alternativos (7, 8 y 9) se debe a la evidencia de que el modelo completo (modelo 6) no ajusta demasiado bien a los países que quedan por debajo de la media, es decir la correlación entre producción y gasto público de los países por encima de la media parece distorsionar la estimación de los parámetros de los países por debajo de la media. De hecho la variable de gasto público no aparece como significativa en el modelo 6. Dicho resultado justifica la estimación de un modelo para los países por debajo de la media (modelo 7) y otro para los países por encima de la media (modelo 8)¹³.
- En el modelo 7 ha sido necesaria la introducción de la cuarta potencia del gasto público (kg4) para dotar de significación suficiente a dicha variable. El ajuste es

¹³ Tal y como también aconsejaba el test de Chow.

bueno y todas las variables son significativas¹⁴. El nivel de producción tiene una pendiente positiva con respecto a kg aunque los efectos son cada vez menores, es decir:

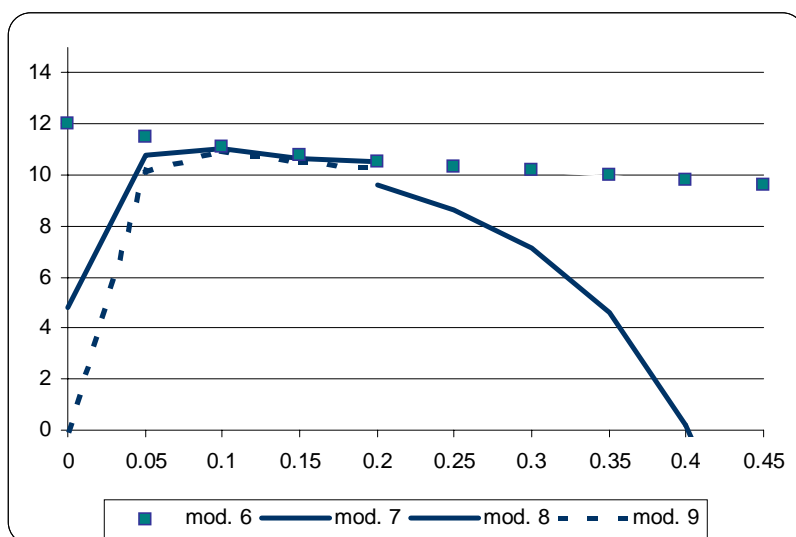
$$\frac{\partial \ln \text{kgdp}}{\partial \text{kg}} > 0; \quad \frac{\partial^2 \ln \text{kgdp}}{\partial \text{kg}^2} < 0.$$

- El modelo 8 corresponde a la estimación de los países con gasto público superior a la media. En este caso se vuelven a reintroducir las variables dummies regionales, que dotan de mejor ajuste al modelo, de hecho es el ajuste más alto de todos los modelos. Además, todas las variables independientes vuelven a ser significativas. Dentro de este grupo, la relación entre el nivel de producción per cápita y el gasto público es negativo. En este grupo:

$$\frac{\partial \ln \text{kgdp}}{\partial \text{kg}} < 0; \quad \frac{\partial^2 \ln \text{kgdp}}{\partial \text{kg}^2} < 0$$

La Ilustración 7 muestra la representación gráfica de la relación entre nivel de gasto público y el logaritmo del nivel de producción per cápita. El modelo 6 tiene una representación prácticamente lineal, por eso es poco explicativa. El motivo consiste en que la regularidad (menor varianza respecto a los estimadores) de la relación en los países en los que el tamaño del sector público es mucho mayor que la de los países con tasas de gasto público inferior al 18.5% (más heterogéneos), lo que condiciona definitivamente el resultado. El modelo 7 y 8 (línea continua gruesa) representa el mismo ajuste pero haciéndolo de forma separada en las dos submuestras.

Ilustración 6. Relación entre tamaño del gasto público y el logaritmo del nivel de producción per cápita.



¹⁴ En este modelo no tiene sentido incluir la variable dummies regionales porque no existe ningún país ex-comunista ni nórdico con un nivel de gasto público inferior al 18.5 por ciento

Finalmente, a fin de introducir una mejora en el ajuste se ha procedido a la estimación de un nuevo modelo (modelo 9). Éste es semejante al modelo 7 con la única diferencia que se ha forzado la supresión de la constante. Tres razones parecen aconsejar este ajuste: 1) un argumento teórico, que implica que un país sin gasto público, sin inversión y sin consumo privado debería tener un nivel de producción cercano a cero; 2) la estimación de la constante en el modelo 7 no es significativa (p valor > 0.05) lo que quiere decir que, en condiciones normales, puede no ser distinta de cero; y c) el test de ausencia de constante¹⁵ ha determinado que se cumple la hipótesis nula (de ausencia de constata) con una significación del 99.34%.

En definitiva, el modelo 9 trata de “ayudar” a la estimación informándole que el ajuste debe pasar forzosamente por el origen. En este modelo la relación entre producción y gasto parte del origen, crece monótonamente hasta cuando el gasto supone el 10% del PIB per cápita y después lo hace mucho más lentamente hasta el 18.5% que comienza a disminuir.

Conclusiones

La discusión sobre el impacto del gasto público en la economía no parece estar cerrada. Algunos autores insisten en una relación negativa entre volumen de gasto y crecimiento o nivel de producción, sobre todo en muestras de países ricos. Por el contrario, otros defienden que la relación es positiva, de forma que mayor nivel de gasto implica un mayor nivel de crecimiento, de empleo e incluso de salud. Estos últimos resultados son más robustos en países pobres o en vías de desarrollo. En ambos casos pueden los resultados pueden presentar sesgos importantes tanto por la selección de la muestra como por errores en la especificación, normalmente lineal.

La revisión de la literatura muestra que, cuando se pretende ajustar una relación lineal entre el gasto público y el nivel de producción en cada economía, la selección de países determina en gran medida los resultados. En esta comunicación se trabaja con una transformación polinómica de la variable que permite mejorar el ajuste y hacerlo más acorde con los modelos teóricos (Sala i Martín, 2002; Domenech 2000 y 2004) en el sentido que se puede apreciar un tramo inicial creciente y otro posterior decreciente o constante (según los casos).

En este trabajo se ha explorado la relación entre tamaño del sector público y volumen de producción per cápita con una base de datos de panel de la ONU de los treinta países que, en la actualidad pertenecen a la OCDE, durante un periodo que incluye desde el año 1980 hasta el año 2003. Se han estimado modelos de regresión MCO no lineales combinadas así como modelos MCG no lineales de efectos variables.

En todos los casos se ha detectado que el nivel de gasto público, en términos porcentuales respecto al PIB está fuertemente correlacionado con el nivel de producción per cápita de la economía. Dicha relación no es lineal, sino que presenta un tramo creciente hasta que el gasto público supone aproximadamente un 10 por ciento de la economía, para después estabilizarse hasta el 20 por ciento en que comienza a

¹⁵ Este test ha consistido en estimar (MCO) un modelo auxiliar $y = 0 + X\beta + \varepsilon$. En este modelo el valor de la bondad del ajuste representa la probabilidad de que se cumpla la hipótesis de que dicha regresión pase por el origen.

descender. En general, el ajuste de estos modelos es mediano-alto; por su parte, la significación de la variable gasto público es siempre suficiente.

Finalmente, se ha detectado que en los modelos que siguen métodos de estimación más robustos, cuando se subdivide la muestra general en dos submuestras, aparece que la relación entre gasto público y el logaritmo de la producción per cápita tiene forma de U invertida.

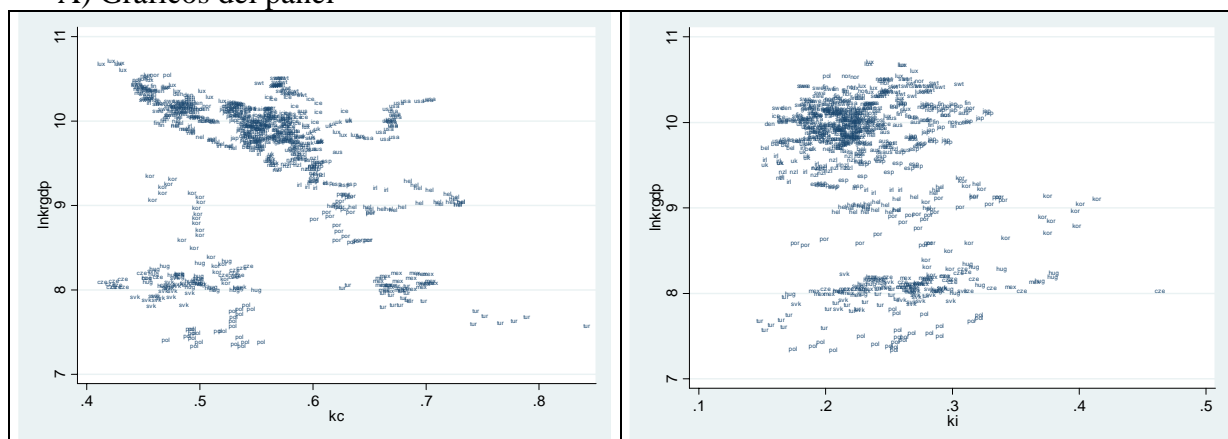
Bibliografía

- Albanesi, S. Sleet, C. (2004): *Dynamic optimal taxation with private information*. Institute for empirical macroeconomics. Federal Reserve Bank of Minneapolis. Minnesota. Discussion paper nº 140
- Alesina, A Spolaore, E. (1997): "On the number and the size of nations. *Quarterly Journal of Economics*. CXII (4) 10027-56.
- Aschauer, D.A. (1989): "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23(2), 177-200.
- Atkeson, A.; Chari, V.V. Kehoe, P.J.. (1999): "Taxing Capital Income: A Bad Idea," Federal Reserve Bank of Minneapolis *Quarterly Review*, vol. 23 pp. 3-17.
- Besley, T. Coate, S.(2003): "Centralized versus decentralized provision of local public goods: a political economy analysis". CEPR working papers DP 2495.
- Bjorvatn, K. Cappelen, A.W. (2003): *Redistributive tax policies and inequality: an assessment of recent country comparative studies*. CESifo, DICE Report 1 (1) Munich.
- Bleaney, M. Gemmell, N. Kneller, R. (2001): "Testing the endogenous growth model: public expenditure, taxation and growth over the long run". *Canadian journal of economics*, 34(1). 36-57.
- Cerniglia, F. (2003): "Distributive politics and federations" in Franco, D. Zanardi, A (2003) *I sistemi di welfare tra decentramento e integrazione europea*. Franco Angeli. Milan.
- Chari, V. V., Kehoe, P.J. (1999): "Optimal Fiscal and Monetary Policy," in J.B. Taylor and M.Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics, Vol. 1*. Amsterdam: North-Holland, pp. 1671-745.
- Delgado, M. J., y Álvarez, I. (2000), "Las infraestructuras productivas en España: Estimación del stock en unidades físicas y análisis de su impacto en la producción privada regional", *Revista Asturiana de Economía*, 19 pp. 155-180.
- Domenech, R. (2004) *Política Fiscal y Crecimiento Económico*. Documento de Trabajo, Universidad de Valencia.
- Domenech, R. García, J.R. (2000) *Estructura fiscal y crecimiento económico en la OCDE*. Draft.
- Erosa, A. & Gervais, M. (2001): "Optimal Taxation in Infinitely-Lived Agent and Overlapping Generations Models: A Review", Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Quarterly*, Vol. 87/2, pp. 23-44.
- Franco, A., Gil, D. Álvarez-Dardet, C. (2005): "Tamaño del estado (gasto público) y salud en el mundo- 1990-2000". *Gaceta Sanitaria*. 19(3) 186-192.
- Heston, A., Summers, R., Aten, B. (2002): *Penn World Table Version 6.1*, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
- Jhy-hwa C. Jhy-yuan S. Ching-Chong L. Juin-jen C (2005) "Productive public expenditure and imperfect competition with endogenous price markup" *Oxford Economic Papers*, 57, 522-544.

- Kristow, L. Lindert, P., McClland, R. (1992): "Pressure groups and redistribution", *journal of public economics*, 48, pp. 135-63.
- Lockwood, B. (2002): "Distributive politics and the cost of centralisation". *Review of economics studies*, 69, pp 313-338.
- Ramsey, F. (1927): "A contribution to the theory of taxation", *Economic Journal*, vol 37, pp. 47-61.
- Ratner, J. (1983): "Government capital and the production function for US private output", *Economics Letters*, 13, pp. 213-217.
- Rodrik, D. (1998): "Why Do More Open Economies Have Bigger Governments?". *Journal of Political Economy*, 106(5).
- Sala i Martin, X. (2002): *Apuntes de crecimiento económico*. Antoni Bosch, Barcelona.
- Schmitt-Grohe, S. & Uribe, M. (2004a): "Optimal Fiscal and Monetary Policy under Imperfect Competition", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 26, pp. 183-209
- Schmitt-Grohé, S. Uribe, M. (2001) *Optimal fiscal and monetary policy under sticky prices*. Draft.
- StataCorp (2005): *Stata Reference manual A-J*. Stata Pres. Texas, 441-448.
- Tridimas, G. Winer, S. (2005): "The political economy of government size". *European Journal of Political Economy*. Vol.21-3. pp. 643-666.

Anexos

A) Gráficos del panel



B) Hausman y Breusch-Pagan test

	modelo 6	modelo 7	modelo 8
Hausman Test	-48.03	-1.81	-0.86
Breush-Pagan (p-valor)	4880.37 (0.0000)	2144.38 (0.0000)	1166.82 (0.0000)

El test de Hausman es negativo, lo cual es una incongruencia habida cuenta que se supone que sigue una χ^2 y esta no puede ser negativa. Sin embargo, esto debe interpretarse como evidencia acerca de la superioridad del modelo de efectos variables sobre el de efectos fijos (StataCorp, 2005, 447), aunque impide que pueda calcularse un nivel de significación. Por su parte, para realizar este test también ha sido conveniente recalibrar los valores de kg, kg2, kg3 y kg4 mediante una transformación lineal.

El test de Breusch-Pagan, por su parte, consiste en testar la variabilidad de u en el siguiente modelo:

$$\lnkrgrdp_{i,t} = Xb + u_i + e_{i,t}$$

$$H_0: \text{Var}(u_i) = 0$$

$$\text{Var}(u_i) \sim \text{Chi2}(1)$$

C) Test de Chow

	Suma del cuadrado de los residuos (SCR)	n	k
completa	422.77		6
muestra A	125.29	307	
muestra B	241.18	413	
Suma A+B	366.48	720	
test F	18.12		
p-valor	0.0000		

El test de Chow permite comprobar la hipótesis de ausencia de cambio estructural entre dos submuestras de una misma muestra. Se define como:

$$F = \frac{SCR_T - (SCR_A + SCR_B) \frac{N-2k}{k}}{(SCR_A + SCR_B)}; \quad F \sim F(k; N-2k)$$

Donde SCR_T es la suma de los cuadrados de los residuos de la regresión completa; SCR_A la de una de las submuestras y SCR_B la de la otra; N es la suma de las observaciones de las dos submuestras y k el número de parámetros estimados (incluyendo la constante). La hipótesis nula consiste en ausencia de cambio estructural. Para realizar el test se han estimado tres modelos de regresión lineal en la forma:

$$\ln krgdp = \beta_0 + \beta_1 kg + \beta_2 kg^2 + \beta_3 kg^3 + \beta_4 kc + \beta_5 ki + \varepsilon$$

Uno de ellos a la muestra completa, otro a la submuestra A formada por los países cuyo nivel de gasto público es inferior al 18.5 por ciento y otro a la submuestra B formada por los países cuyo nivel de gasto público es superior al 18.5 por ciento.

D) Test de ausencia de constante

Los resultados de la regresión auxiliar y el test son:

var dep:		
<u>lnkrgdp</u>	Coefficientes	p-valor
independientes:		
kc	-3.016222	0.000
ki	-6.436804	0.000
kg	256.0362	0.000
kg2	-1756.563	0.000
kg3	4896.281	0.000
kg4	-4680.146	0.000
N	720	
Test	99.34	
p-valor	0.00000	