

DEFICIT, IMPUESTOS Y CRECIMIENTO DEL GASTO PÚBLICO

Son muy poco conocidos los factores que condicionan el gasto público, y ello a pesar de que éste tiene un gran peso con relación al PIB (en torno al 50 por 100) en las principales economías occidentales. En el caso español, el comienzo de la crisis (1974-75) supone el principio de una nueva etapa en la evolución del gasto público: se pasa de una relación gasto público/PIB del 25 por 100 en 1975 al 43 por 100 en 1986, con un notable cambio de orientación hacia las transferencias, la financiación de pérdidas y la conversión en públicos de los gastos de la crisis.

¿Cuál ha sido el papel del déficit público en la dinámica de crecimiento del gasto? La respuesta a este interrogante no es trivial, ya que si es cierto que el déficit es resultado de un exceso del gasto sobre los impuestos, también podría serlo que la financiación del gasto mediante deuda haya reducido el «precio» percibido de los bienes y servicios públicos, estimulando un crecimiento excesivo de aquél.

Tienen, pues, el máximo interés tanto el análisis que en el presente artículo realizan **José Luis Raymond Bara** y **José Manuel González-Páramo** de las relaciones de comportamiento que están detrás del crecimiento del gasto público como el relato de los *hechos* más importantes del gasto público en España.

I. INTRODUCCION

EL elevado peso que el gasto público tiene con relación al PIB en las principales economías occidentales contrasta con el escaso conocimiento que se tiene acerca de sus factores condicionantes. Es cierto que la

«conjetura de Wagner» —aumento progresivo de la participación del gasto público en la renta— resulta casi siempre correcta. No obstante, elevar tal regularidad empírica a la categoría de «ley» exige disponer de un marco conceptual adecuado. Aunque algo se ha avanzado en tal sentido, los resultados distan de ser plenamente satisfactorios.

El objeto de este trabajo es pasar revista a los principales «hechos» del gasto público en la economía española y, posteriormente, tratar de aportar un marco conceptual que racionalice «parte» de estos hechos.

¿Frente a qué hechos nos encontramos? De forma sintética, desde 1955 hasta 1974 la relación gasto público/PIB, medidas ambas variables a precios corrientes, muestra una tendencia a aumentar. A partir de esta fecha, no obstante, el aumento de la relación se convierte en espectacular. El año 1974 marca el fin de la etapa dorada del crecimiento, y la economía española entra en una fase de muy lenta expansión. La tasa de paro alcanza preocupantes cotas y las empresas públicas comienzan a acumular pérdidas. El sector público financia el desempleo y financia las pérdidas de las empresas públicas. El efecto recaudatorio de la reforma fiscal de 1979 se convierte en insuficiente y el presupuesto comienza a liquidarse con déficit. Déficit que tiende a autogenerarse en la medida en que su financiación a través de la emisión de deuda pública aumenta la carga de intereses futura, arriesgando la estabilidad de la política fiscal y la credibilidad de una política económica orientada a la eliminación de los desequilibrios interno y externo.

Si, como ha resaltado Barro (1974), mayores déficit presentes equivalen a mayores impuestos futuros, ¿por qué el sector público se endeuda? Distintas explicaciones se han ofrecido al respecto. La ausencia de racionalidad (o, si se prefiere, la miopía o ilusión fiscal) de los contribuyentes, aunada a las presiones políticas en favor de traspasar el problema a las generaciones futuras, es una de ellas. Si el contribuyente sólo percibe como «carga» o coste del gasto público los impuestos que paga, pero no el déficit público, el déficit presente contribuirá a hacer menos perceptible la carga del gasto público. Ante una situación de crisis, incurrir en déficit es una forma de satisfacer las demandas sociales sin que el contribuyente medio valore adecuadamente el precio que por ello está pagando. El déficit es, pues,

una alternativa fácil que permite contentar a todos a corto plazo y desplazar el problema hacia el futuro.

Desde esta óptica, la ruptura que a partir de 1974 se detecta en la evolución de la relación gasto público/PIB en la economía española vendría explicada por una situación de crisis que ha aumentado el peso de ciertas demandas sociales de gasto público con relación a la renta. La inexistencia de una limitación institucional al déficit público ha permitido ensombrecer el «precio» efectivo o real de tal gasto público y, en consecuencia, elevar más rápidamente su proporción con respecto al PIB.

Después de esta introducción, en la sección II de este trabajo se ofrecen los datos del problema, relativos a la evolución desde 1955 hasta el presente de gastos, impuestos (al hablar de impuestos nos referimos a ingresos totales del sector público) y déficit. En la sección III se efectúa un análisis de causalidad «a la Granger» de las relaciones entre gastos e impuestos. Se llega a la conclusión de que la historia que los datos relatan es compatible con la hipótesis de que la evolución del gasto está «causada» por el déficit pasado. En la sección IV se ofrece un marco conceptual que permite explicar esta relación entre déficit y gasto a través de la ilusión fiscal que el déficit genera. La sección V presenta los resultados empíricos obtenidos en la estimación del modelo y la VI trata de establecer una descomposición de los factores explicativos del crecimiento del gasto público en el período 1975-1986. El trabajo concluye con un resumen y unas conclusiones, que se recogen en la sección VII.

II. PRINCIPALES HECHOS

1. Evolución de gastos, impuestos y déficit

El gráfico 1 recoge la evolución desde 1955 hasta 1986 de gastos e impuestos (ingresos totales de las administraciones públicas) en billones de pesetas. El perfil que muestra la evolución de estas variables es el de dos curvas exponenciales que prácticamente se sobreponen hasta 1974. A partir de esta fecha, el crecimiento del gasto se acentúa con respecto al de los impuestos y aparece una brecha que recoge la cuantía del déficit

público. En concreto, desde 1955 hasta 1974 el crecimiento anual medio del gasto público fue de un 16 por 100 y el de los impuestos de un 15,9 por 100. En el período 1974-1986 las respectivas tasas de crecimiento son de un 22,5 por 100 para gastos y de un 20,9 por 100 para impuestos.

El gráfico 2 muestra la evolución del déficit de las administraciones públicas obtenido como la diferencia entre gastos e impuestos. Se observa que 1973 presenta un ligero superávit, que se va absorbiendo en 1974 y 1975. El año 1976 se liquida con déficit, y a partir de esta fecha su crecimiento es exponencial, hasta alcanzar 1,83 billones en 1986, lo que representa el 5,7 por 100 del PIB de este año.

2. El comportamiento de la relación «gasto público/PIB»

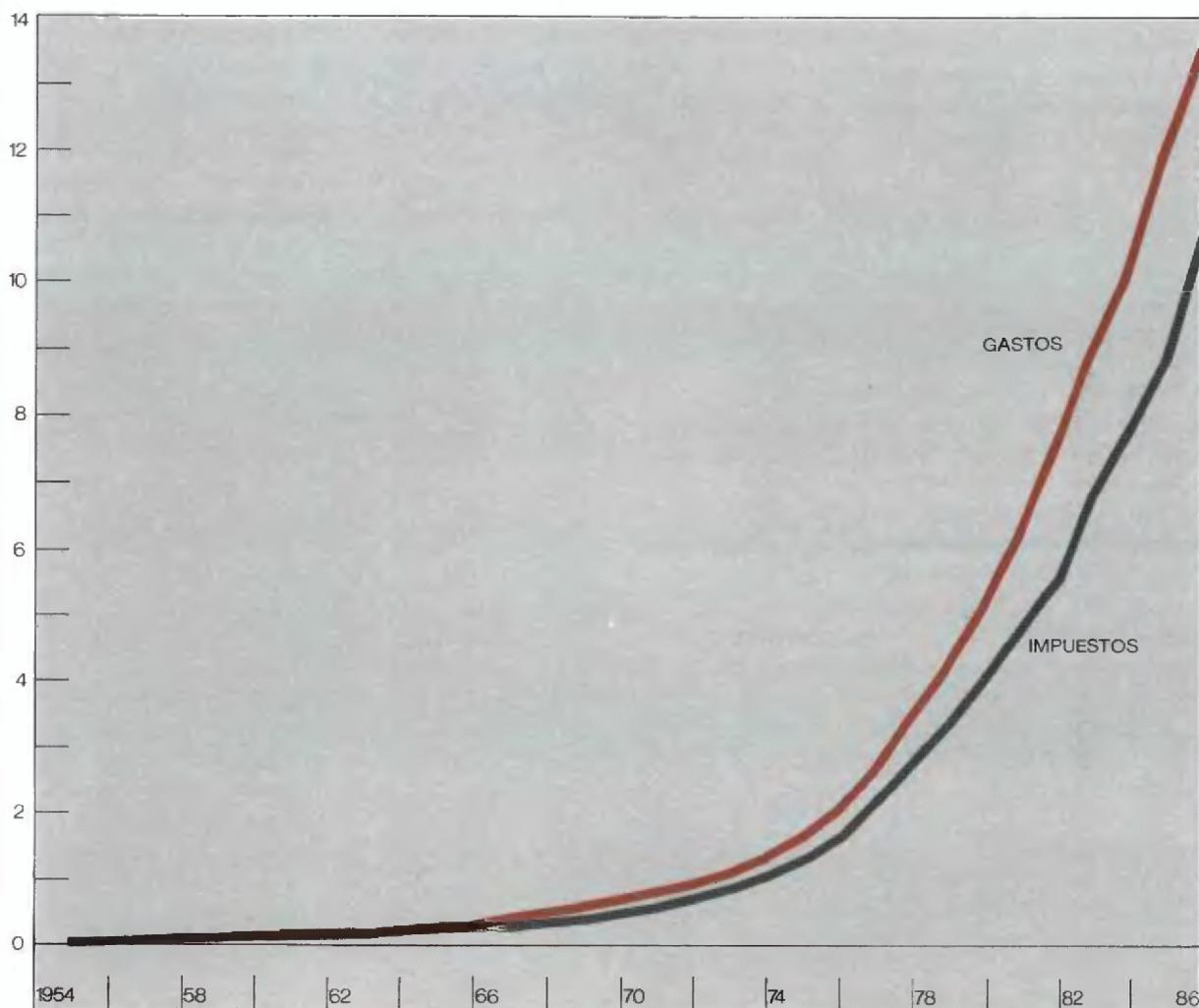
En un período caracterizado por un fuerte crecimiento de la renta monetaria, la evolución del nivel absoluto de gastos e impuestos puede ser poco significativa. Es por ello preferible referir tales variables al PIB como elemento de comparación. Por otro lado, si se tiene en cuenta que, dada la restricción presupuestaria intertemporal, el déficit presente equivale a impuestos futuros, la relación «gasto/PIB» podría interpretarse como una medida de presión fiscal. No todo el gasto público forma parte del PIB. Así, los pagos de transferencia o de intereses son componentes del gasto público que no se computan dentro de la demanda final. A pesar de ello, deben financiarse, por lo que la relación «gasto/PIB» es indicativa de los recursos que el sector público detrae o reasigna.

El gráfico 3 muestra la evolución de este cociente desde 1955 hasta 1986, tanto a precios corrientes como a precios constantes.

Centrándonos, en primer lugar, en el comportamiento a precios corrientes, se observan dos subperíodos claramente diferenciados. El primero abarca los años 1955-1974 y el segundo desde 1974 hasta 1986.

En efecto, en 1955 el gasto público representaba el 17,1 por 100 del PIB. Con ligeras oscilaciones, pero manteniendo una tendencia creciente, este *ratio* se situó en el 23,5 por 100 en 1974. Es decir, en un período de diecinueve años el aumento fue de 6,4 puntos, lo que representa una media de

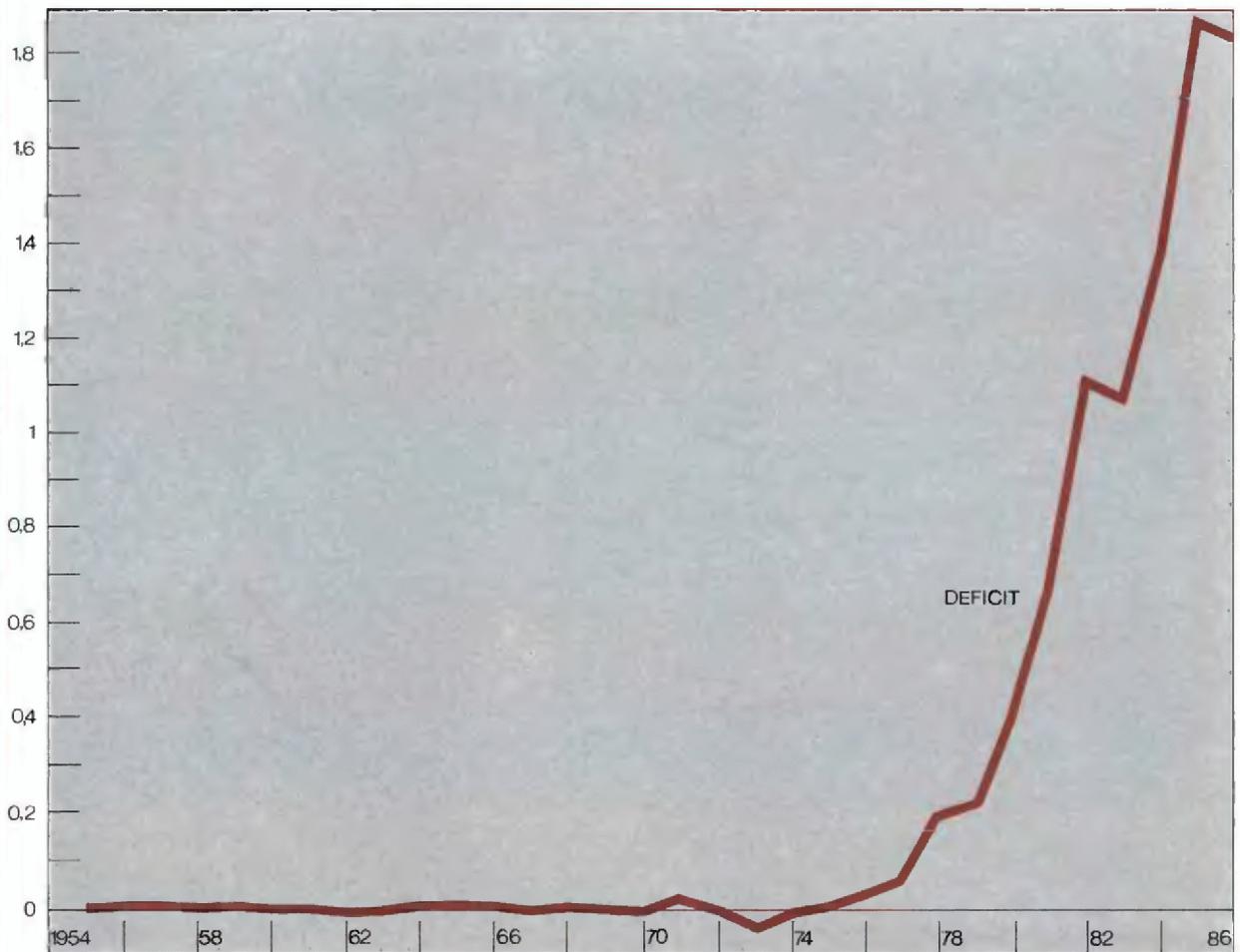
GRAFICO 1
GASTOS E IMPUESTOS
 (Billones de pesetas corrientes)



0,34 puntos anuales de crecimiento. En 1986 la proporción «gasto público/PIB» se situaba en el 42,6 por 100. Ello supone un aumento de 19,1 puntos desde 1974, que corresponden a una variación anual media de 1,59 puntos. El comportamiento diferencial del gasto público antes y después de la crisis puede valorarse comparando la ganancia media de 0,34 puntos de participación antes de la crisis con 1,59 puntos de ganancia en la participación con posterioridad a 1974: la cifra resulta multiplicada por 4,68.

Ya en la sección introductoria se ha hecho referencia a las posibles causas explicativas de tal proceso. La crisis económica supuso acumular pérdidas por parte de las empresas públicas y la necesidad de financiar un elevado volumen de población desocupada. Adicionalmente, coincidió con un cambio de régimen político, la explosión de unas demandas sociales no satisfechas y una duplicidad de funciones en el contexto de una Administración que, más que descentralizarse, ha tendido a reproducirse. En este contexto, la posi-

GRAFICO 2
DEFICIT
 (Billones de pesetas corrientes)

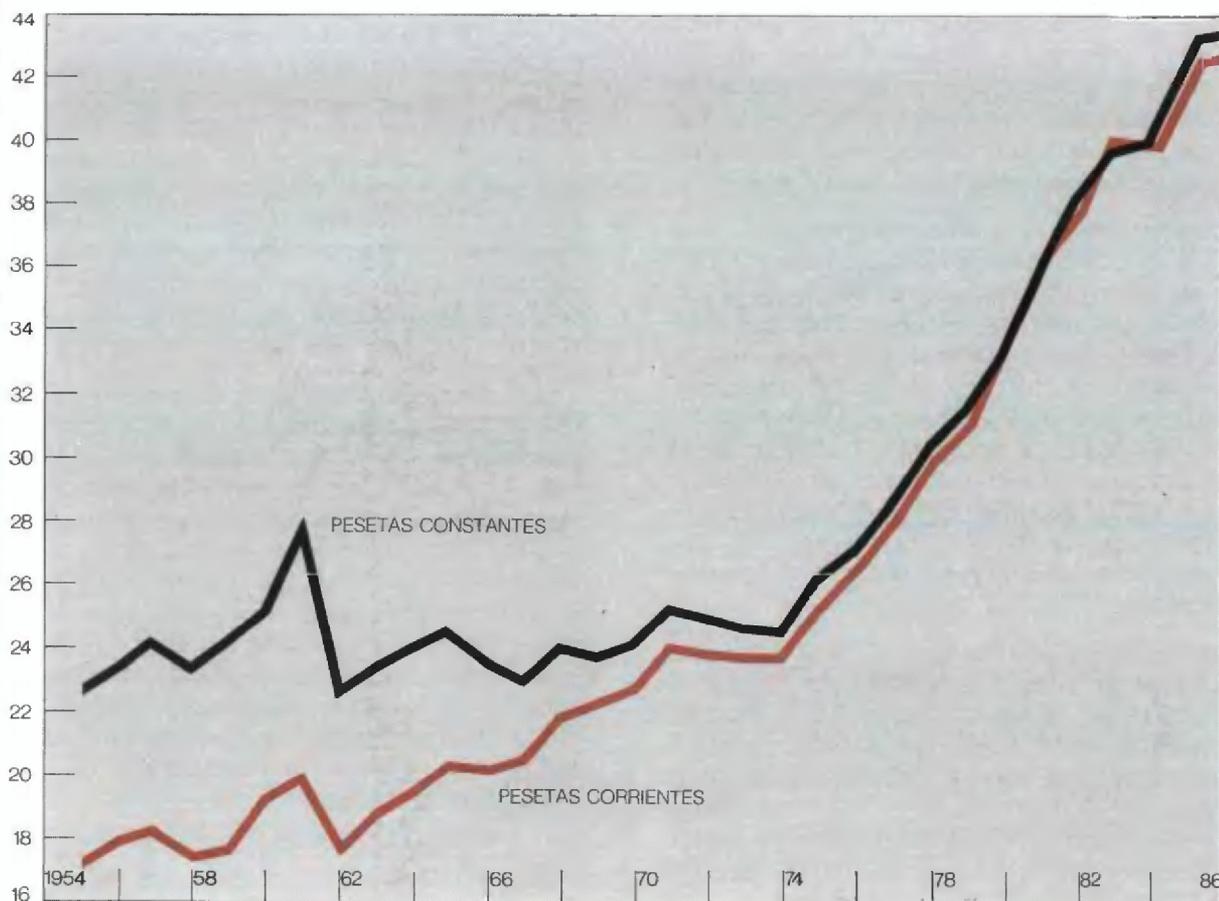


bilidad de recurrir al déficit público puede haber facilitado la expansión del gasto en la medida en que esta forma de financiación, si se da ilusión fiscal, enmascara el verdadero coste del gasto a los ojos de los contribuyentes y permite a los que gobiernan desplazar el problema hacia el futuro.

En ocasiones, se ha aducido que la expansión del *ratio* «gasto/PIB» es el reflejo de un fenómeno precios. En concreto, que obedece al hecho de que la tasa de crecimiento del deflactor del gasto público —compuesto en buena parte por sueldos y salarios pagados a los funcionarios públicos—

excede a la tasa de crecimiento del deflactor del PIB, dado el diferencial crecimiento de la productividad. En efecto, si la productividad del sector público apenas crece, mientras que el sector privado tiene un crecimiento positivo (superior) de productividad que posibilita que el deflactor del *output* que produce crezca menos que los salarios monetarios, el índice de precios del gasto público tenderá a crecer más que el índice de precios del gasto privado, lo que se traducirá —dado el nivel real de gasto— en un aumento de la participación del gasto público nominal en el PIB medido a precios corrientes.

GRAFICO 3
RELACION GASTO PUBLICO-PIB
 (En porcentajes)



Con el fin de corregir este fenómeno, el gráfico 3 también recoge la evolución de la relación «gasto/PIB», medidas ambas variables a precios de 1980. Ello plantea ciertas dificultades metodológicas. A este respecto, el gasto público corriente en bienes y servicios se ha deflactado por su propio índice de precios. La inversión pública se ha deflactado por el índice de precios de la formación bruta de capital. Finalmente, el resto del gasto público, compuesto básicamente por subvenciones y transferencias, subsidios de desempleo y pago de intereses, se ha deflactado por el índice de precios implícito del PIB.

El resultado obtenido al efectuar esta corrección es que desde 1955 hasta 1974 la relación «gasto/PIB» se ha mostrado prácticamente constante. En concreto, el *ratio* adoptaba un valor de 22,7 por 100 en 1955 y de 23,3 por 100 en 1974. Es decir, una diferencia de sólo 1,6 puntos en diecinueve años. No obstante, a partir de esta fecha inicia un espectacular despegue, situándose en 1986 en el 43,2 por 100 del PIB. Así, el fenómeno precios explicaría la expansión del sector público con anterioridad a 1974, pero no a partir de esta fecha, etapa en la que la evolución del *ratio* «gasto/PIB» es prácticamente coincidente con in-

dependencia de que se mida a precios corrientes o constantes.

III. RELACIONES DE CAUSALIDAD «GASTOS-IMPUESTOS»

Un examen más sofisticado de los hechos es tratar de hallar relaciones de causalidad entre los gastos e impuestos atendiendo a los resultados de un test de causalidad tipo Granger (1969).

En efecto, dadas dos variables aleatorias «Y» y «X», se dice que la variable «X» causa a la variable «Y» si los valores desfasados de «X» contribuyen de forma significativa a mejorar la predicción de «Y» después de haber tenido en cuenta los propios valores desfasados de «Y», además de otras variables que puedan ser relevantes. Definir las variables relevantes es una cuestión que corresponde a la teoría. A este respecto, cabe destacar que la inclusión de variables superfluas resta potencia al contraste, mientras que la exclusión de variables relevantes puede producir resultados inconsistentes.

El punto de partida para la aplicación de este test ha sido considerar los valores del logaritmo del gasto «lnG» y de los impuestos «lnT», además del logaritmo del PIB descompuesto en PIB a precios constantes «lny» e índice de precios (o deflactor implícito) del PIB, «lnp». Así, suponiendo que gastos e impuestos se determinan de forma simultánea, y que el PIB y su índice de precios son variables exógenas al modelo, y si no se imponen restricciones *a priori* sobre la estructura dinámica, se obtiene una forma reducida que obedece a las ecuaciones siguientes:

$$\ln G_t = \mu + \sum_{\tau} a_{\tau} \ln G_{t-\tau} + \sum_{\tau} b_{\tau} \ln T_{t-\tau} + \sum_{\tau} c_{\tau} \ln y_{t-\tau} + \sum_{\tau} d_{\tau} \ln p_{t-\tau} + \epsilon_t \quad [1]$$

$$\ln T_t = \mu^* + \sum_{\tau} a_{\tau}^* \ln G_{t-\tau} + \sum_{\tau} b_{\tau}^* \ln T_{t-\tau} + \sum_{\tau} c_{\tau}^* \ln y_{t-\tau} + \sum_{\tau} d_{\tau}^* \ln p_{t-\tau} + \epsilon_t^* \quad [2]$$

Definiendo la variable:

$$\text{Def} = \ln G - \ln T$$

las ecuaciones [1] y [2] pueden expresarse como:

$$\ln G_t = \mu - \sum_{\tau} b_{\tau} \text{Def}_{t-\tau} + \sum_{\tau} (a_{\tau} + b_{\tau}) \ln G_{t-\tau} + \sum_{\tau} c_{\tau} \ln y_{t-\tau} + \sum_{\tau} d_{\tau} \ln p_{t-\tau} + \epsilon_t \quad [1']$$

$$\ln T_t = \mu^* + \sum_{\tau} a_{\tau}^* \text{Def}_{t-\tau} + \sum_{\tau} (a_{\tau}^* + b_{\tau}^*) \ln T_{t-\tau} + \sum_{\tau} c_{\tau}^* \ln y_{t-\tau} + \sum_{\tau} d_{\tau}^* \ln p_{t-\tau} + \epsilon_t^* \quad [2']$$

En tal contexto, el contraste de causalidad de los impuestos sobre el gasto equivale al contraste de la hipótesis nula de que « $b_i = 0$ » para todo « i ». Tal contraste proporciona iguales resultados si se efectúa a través de la estimación de [1] o de [1']. Es decir, contrastar la existencia de causalidad de los impuestos sobre el gasto equivale a contrastar la existencia de la causalidad del déficit —definido como la diferencia entre el logaritmo del gasto y el logaritmo de los impuestos— sobre el gasto. De igual forma, el contraste de la hipótesis de causalidad del gasto sobre los impuestos comporta el contraste de la hipótesis de que « $a_i^* = 0$ » para todo « i », pudiéndose efectuar este contraste a partir de la estimación de [2] o de [2'].

Una cuestión a decidir es el número de desfases. La sobreparametrización del modelo equivale a la inclusión de variables superfluas, lo que, como ya se ha indicado en otro contexto, resta potencia al contraste. Su infraparametrización puede llevar aparejados problemas de inconsistencia. En este trabajo se dispone de datos anuales para el período 1955-1986 (32 observaciones), y se ha creído conveniente limitar el número máximo de desfases a tres. La inclusión de desfases adicionales no alteraba de forma significativa la suma de cuadrados de los residuos ni su estructura de autocorrelación, a la vez que penalizaba los grados de libertad de la estimación.

Dos últimos aspectos a comentar son los relativos a la utilización de niveles o de valores diferenciados con el fin de efectuar el contraste de causalidad, y a la inclusión del término tendencial «tiempo» como variable explicativa adicional.

Con respecto al primer punto, es adecuado utilizar niveles cuando se trata de variables cointegradas, mientras que los datos deben diferenciarse en caso contrario. Si las variables no son cointegradas, las restricciones de diferenciación se satisfacen asintóticamente al estimar el modelo en niveles, si bien tal forma de proceder puede restar eficiencia (véase Engle y Granger, 1987). En el caso que nos ocupa hay indicios de que los procesos son cointegrados, lo que hace aconsejable la estimación del modelo en niveles (1). Con relación a la inclusión del término tendencial «tiempo» como variable explicativa adicional, tanto de gastos como de impuestos, práctica en ocasiones utilizada, tal forma de proceder acentuaba

CUADRO N.º 1

ECUACION DE GASTO PUBLICO (1955-1986)
(Variable dependiente: lnG)

VARIABLES EXPLICATIVAS	Ecuación [3] (MCO)	Ecuación [4] (MCO)	Ecuación [5] (SURE)
Constante	5,215 (3,45)	5,309 (16,60)	5,062 (20,54)
lnG (-1)	-0,062 (0,30)
lnG (-2)	0,089 (0,48)
Def (-1)	0,631 (2,72)	0,500 (3,15)	0,586 (4,40)
Def (-2)	-0,251 (1,05)
lny	1,067 (4,19)	1,061 (32,49)	1,086 (43,00)
lny (-1)	-0,803 (2,06)
lny (-2)	0,766 (3,47)
lnp	1,144 (5,40)	1,256 (53,33)	1,238 (67,47)
lnp (-1)	-0,481 (1,10)
lnp (-2)	0,568 (1,48)
Δlny (-1)	...	-0,848 (4,61)	-0,917 (5,69)
Δlnp (-1)	...	-0,733 (6,25)	-0,734 (6,90)
SCR	0,010670	0,011648	0,0119468
SE	0,0237	0,0220	0,0200
DW	2,33	2,38	2,36
R ²	0,999	0,999	...

Definición de variables:

Los valores entre paréntesis reflejan los estadísticos «t».
lnG: Logaritmo del gasto público a precios corrientes.

$$\text{Def} = \ln \left(\frac{G}{T} \right) = \ln G - \ln T.$$

T: Impuestos (ingresos totales sector público).

lny: Logaritmo del PIB a pesetas de 1980.

lnp: Logaritmo del deflactor del PIB.

lnX (-i): Logaritmo de la variable X desfasada en «i» periodos

SCR: Suma de cuadrados de los residuos.

SE: Error standard.

DW: Durbin-Watson.

R²: Coeficiente de determinación corregido.

CUADRO N.º 1 (continuación)

**CONTRASTE EN LA ECUACION [1]
DE CAUSALIDAD
DE «Def» SOBRE «lnG»**

Suma cuadrados residuos modelo general: 0,010670.

Suma cuadrados residuos eliminando «Def (-i)» del modelo general: 0,014904.

Valor calculado test F (2,19): 3,77.

Valor tabulado F (2,19) nivel del 5 por 100: 3,55.

Resultado del test: Rechazo de la hipótesis nula de inexistencia de causalidad de «Def» sobre «lnG».

los ya graves problemas de multicolinealidad existentes, motivo por el cual se optó por prescindir de esta variable.

Todas estas decisiones no son plenamente neutrales a efectos de las conclusiones que se derivan del test de causalidad. Adicionalmente, la causalidad sin un esquema conceptual previo puede ser engañosa (véase Zellner, 1979). El ejemplo de que el «hombre del tiempo» causa la climatología al aplicar un test tipo Granger puede ser relevante. Por ello, los resultados que seguidamente se ofrecen deben ser interpretados con una cierta dosis de cautela.

1. ¿Causan los impuestos —o el déficit— el gasto?

Como ya se ha señalado previamente, la causalidad de los impuestos sobre el gasto es indistinguible empíricamente de la causalidad del déficit sobre el gasto, dado que el mismo modelo admite dos representaciones equivalentes (ver ecuaciones [1] y [1'] ya descritas). En este trabajo se ha optado por la representación en la que la variable explicativa es el déficit definido como la diferencia entre el logaritmo del gasto y el logaritmo de los impuestos. Los resultados de la estimación se recogen en el cuadro n.º 1.

En este cuadro, la ecuación [3] representa la estimación del modelo general, que incluye hasta tres desfases de cada una de las variables explicativas. A partir de un test de la «F» se rechaza la hipótesis nula de inexistencia de causalidad del déficit sobre el gasto. No obstante, la ecuación [3] posiblemente esté sobreparametrizada. Aplicando un proceso de simplificación secuencial, según la prescripción metodológica de Hendry (véase, por ejemplo, Hendry, 1980, o Hendry y Mizon, 1978), se llega a la ecuación [4], cuya capacidad de ajuste es similar a la de la ecuación [3], y que constituye una representación más escueta del proceso de generación de los datos. Por último, esta ecuación [4] se estima de forma conjunta con la de impuestos (que más adelante se comenta) por el método SURE y se obtiene la ecuación [5]. Reestimando la ecuación [4] por variables instrumentales, instrumentando el PIB y los precios a partir de los valores desfasados de las distintas variables, los resultados obtenidos son prácticamente coincidentes con los derivados de la aplicación de MCO, por lo que no se ha creído necesario ofrecer su detalle.

De las estimaciones efectuadas cabe destacar dos notas:

En primer lugar, los datos apuntan a que el déficit causa el gasto. Es decir, mayor déficit presente comporta mayor gasto futuro. Este resultado puede interpretarse en términos de que el déficit, vía carga de intereses implícita a su financiación, contribuye a aumentar el gasto futuro, si bien la magnitud del coeficiente que afecta al déficit no avala esta interpretación (2). Y también puede interpretarse a partir de la consideración del déficit del sector público como una forma de encubrir a los ojos del contribuyente el coste real del gasto público, lo que tiende a favorecer su crecimiento.

En segundo lugar, la elasticidad del gasto a precios corrientes con respecto al deflactor del PIB es superior a la unidad y excede a la elasticidad con relación al PIB real. Es decir, tal como se comentó en el apartado precedente, el aumento de la participación del gasto público en el PIB puede, en parte, ser reflejo de un fenómeno precios, resultante de que el deflactor del gasto público crece más que el deflactor del PIB, hecho que puede manifestarse en las distintas elasticidades estimadas. Empero, en la medida en que la evolución del gasto esté condicionada por variables explicativas adicionales no consideradas en esta ecuación, o esté sujeta a algún componente autónomo, estas elasticidades estimadas representan, en parte, elasticidades aparentes, y no cabe asignarles, por tanto, un significado estructural.

2. ¿Causa el gasto —o el déficit— los impuestos?

El cuadro n.º 2 reproduce para los impuestos igual tipo de análisis que el precedente. A este respecto, a partir del modelo general (ecuación [6]), y empleando un test de la «F», no puede rechazarse la hipótesis nula de que el efecto de los valores desfasados del déficit (o gasto) sobre los impuestos es «cero». Es decir, mientras que mayores déficit presentes tienden a comportar mayores gastos futuros, mayores déficit presentes no necesariamente implican un efecto sobre los impuestos futuros.

Esta conclusión parece contraria a la intuición de que ante un déficit presente los esfuerzos de la Administración por recaudar y las obligaciones asumidas deben traducirse en un mayor aumento

CUADRO N.º 2

ECUACION DE IMPUESTOS (1955-1986) (Variable dependiente: InT)

VARIABLES EXPLICATIVAS	Ecuación [6] (MCO)	Ecuación [7] (MCO)	Ecuación [8] (SURE)
Constante	3,600 (2,47)	4,363 (87,62)	4,363 (96,10)
InT (-1)	0,108 (0,53)
InT (-2)	0,116 (0,65)
Def (-1)	0,285 (1,45)	0,345 (3,07)	0,345 (3,36)
Def (-2)	-0,124 (0,65)
Iny	1,125 (4,58)
Iny (-1)	-0,977 (2,60)
Iny (-2)	0,726 (3,41)
Inp	0,997 (4,87)
Inp (-1)	-0,365 (0,87)
Inp (-2)	0,277 (0,75)
In (p · y)	...	1,150 (172,2)	1,150 (188,66)
ΔIny (-1)	...	-0,947 (5,91)	-0,947 (6,47)
ΔInp (-1)	...	-0,649 (5,58)	-0,649 (6,11)
SCR	0,009935	0,011920	0,011920
SE	0,0228	0,0218	0,0199
DW	2,32	2,08	2,08
R ²	0,999	0,999	...

Definición de variables:

Los valores entre paréntesis reflejan los estadísticos «t».
InG: Logaritmo del gasto público a precios corrientes.

$$\text{Def} = \ln \left(\frac{G}{T} \right) = \ln G - \ln T.$$

T: Impuestos (ingresos totales sector público).

Iny: Logaritmo del PIB a pesetas de 1980.

Inp: Logaritmo del deflactor del PIB.

InX (-i): Logaritmo de la variable X desfasada en «i» periodos.

SCR: Suma de cuadrados de los residuos.

SE: Error standard.

DW: Durbin-Watson.

R²: Coeficiente de determinación corregido.

CUADRO N.º 2 (continuación)

CONTRASTE EN LA ECUACION [6] DE CAUSALIDAD DE «Def» SOBRE «InT»

Suma cuadrados residuos modelo general: 0,009935.

Suma cuadrados residuos eliminando «Def (-i)» del modelo general: 0,011029.

Valor calculado test F (2,19): 1,04.

Valor tabulado F (2,19) nivel del 5 por 100: 3,52.

Resultado del test: No rechazo de la hipótesis nula de inexistencia de causalidad de «Def» sobre «InT».

de los impuestos futuros. Ya se ha indicado con anterioridad que la sobreparametrización del modelo puede restar potencia a un test de causalidad tipo Granger. Probablemente la ecuación [6] del cuadro n.º 2 adolece de problemas de sobreparametrización. Efectuando un proceso de simplificación secuencial del modelo general mediante la introducción de restricciones admisibles para los datos, se obtiene la ecuación [7], que puede entenderse como una parametrización escueta de la ecuación de impuestos. Aparte de la eliminación de desfases no significativos, la ecuación [7] incorpora la restricción de igualdad a largo plazo de la elasticidad de los impuestos con respecto al PIB real y al deflactor del PIB. No obstante, a corto plazo ambas elasticidades difieren, siendo distinta la estructura dinámica de los dos tipos de ajuste. En este caso, existe cierta evidencia de un efecto positivo del déficit pasado sobre los impuestos futuros.

Reestimando el modelo por el método SURE se obtiene la ecuación [8]. Los resultados de los parámetros estimados deben ser coincidentes con los derivados de aplicar MCO, si bien se modifican los estadísticos «t» asintóticos y el error *standard* debido a las distintas hipótesis que subyacen a ambos métodos de estimación.

Finalmente, al aplicar variables instrumentales se obtienen resultados prácticamente coincidentes con los derivados del empleo de MCO, motivo por el que no se ofrece detalle de los mismos.

En resumen, la estimación de la ecuación de impuestos aporta evidencia débil (en el sentido de que tal evidencia es inexistente tomando como referencia el modelo general) de un efecto positivo del déficit presente sobre los impuestos futuros. En caso de presupuesto equilibrado, la elasticidad a largo plazo de los ingresos impositivos con respecto al PIB monetario se cifra en 1,15, y resulta significativamente superior a la unidad (estadístico «t» de 22,5 en la estimación por MCO). Problemas de insuficiente tamaño muestral imposibilitan efectuar un análisis de la ecuación por subperiodos, dando cabida a los cambios de tipo institucional que en ellos se han producido.

3. Análisis de la causalidad instantánea —o contemporánea— entre gastos e impuestos

Cuando dos variables están correlacionadas de forma instantánea (es decir, sin desfase) a nivel estadístico, no puede determinarse cuál es el sentido de la causalidad. Ello es compatible con un efecto unidireccional o bidireccional. Dado que se estiman dos ecuaciones que corresponden a formas reducidas, la causalidad instantánea «gastos-impuestos» debe manifestarse en la no diagonalidad de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones entre ecuaciones.

Utilizando las ecuaciones estimadas por el método SURE (modelos simplificados, si bien los resultados no diferirían de forma apreciable al utilizar los modelos generales), el cuadro n.º 3 recoge los resultados del contraste de este tipo de causalidad. Puede observarse que la hipótesis nula de independencia resulta rechazada. Es decir, los datos apuntan a que de forma contemporánea tanto gastos como impuestos están interrelacionados. Posiblemente, la evolución de los impuestos condicione la evolución de los gastos y también cabe que se dé un efecto *feedback*. Resolviendo conjuntamente las ecuaciones simplificadas de gastos e impuestos, y centrándonos en la solución de equilibrio a largo plazo, los resultados que se obtienen para la estimación SURE son los siguientes:

$$\ln G = 5,60 + 1,04 \ln y + 1,31 \ln p. \quad [9]$$

$$\ln T = 4,68 + 1,12 \ln y + 1,19 \ln p. \quad [10]$$

$$\text{Def} = 0,92 - 0,08 \ln y + 0,12 \ln p. \quad [11]$$

Puede observarse que esta solución de equilibrio confirma que la elasticidad aparente del gasto con respecto al PIB real es inferior que su elasticidad aparente con respecto a los precios. Es decir, a largo plazo, el crecimiento de la participación del gasto público en el PIB incorpora un elemento precios. Las elasticidades aparentes de los impuestos con relación al deflactor del PIB y al PIB real son muy próximas entre sí y superiores a la unidad. Por último, de la comparación de elasticidades gasto y elasticidades impuestos se desprende que el déficit público se ve negativamente influido por el crecimiento del PIB (a mayor expansión económica, menor déficit) y positivamente por la inflación, en el sentido de que el déficit tiende a aumentar al hacerlo los precios.

En definitiva, este análisis puramente estadísti-

CUADRO N.º 3

CONTRASTE DE LA HIPOTESIS DE CAUSALIDAD INSTANTANEA «GASTOS-IMPUESTOS»

a) *Matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones entre ecuaciones (SURE)*

$$\hat{\Sigma}_1 = \begin{bmatrix} \sigma_{11} = 0,397 \cdot 10^{-3} & \sigma_{12} = 0,212 \cdot 10^{-3} \\ \sigma_{21} = 0,212 \cdot 10^{-3} & \sigma_{22} = 0,398 \cdot 10^{-3} \end{bmatrix}$$

$$L_1^* \alpha - 15 \ln \begin{vmatrix} 0,397 \cdot 10^{-3} & 0,212 \cdot 10^{-3} \\ 0,212 \cdot 10^{-3} & 0,398 \cdot 10^{-3} \end{vmatrix} = 239,9$$

b) *Matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones entre ecuaciones (MCO)*

$$\hat{\Sigma}_0 = \begin{bmatrix} \sigma_{11} = 0,388 \cdot 10^{-3} & \sigma_{12} = 0 \\ \sigma_{21} = 0 & \sigma_{22} = 0,397 \cdot 10^{-3} \end{bmatrix}$$

$$L_0^* \alpha - 15 \ln \begin{vmatrix} 0,388 \cdot 10^{-3} & 0 \\ 0 & 0,397 \cdot 10^{-3} \end{vmatrix} = 235,3$$

c) *Test razón de verosimilitud*

$$L.R. = 2 (239,9 - 235,3) = 9,2$$

- Valor tabulado Chi-Cuadrado con un grado de libertad y nivel del 5 por 100: 3,8.
- Resultados del test: Rechazo hipótesis nula de inexistencia de causalidad instantánea entre «lnG» y «lnT».

co de los hechos destaca ciertas regularidades que, a modo de síntesis, podrían resumirse señalando:

a) Evidencia de causalidad del déficit (o impuestos) sobre el gasto público. Un mayor déficit presente comporta unos mayores gastos futuros.

b) Evidencia más débil de causalidad del déficit (o gasto público) sobre los impuestos. Un mayor déficit presente comporta unos mayores impuestos futuros.

c) Evidencia de causalidad contemporánea y positiva entre gastos e impuestos.

Por otro lado, las elasticidades aparentes de

los impuestos y del gasto con respecto al PIB real y al deflactor del PIB difieren. Se habla, no obstante, de elasticidades aparentes, dado que dar significado estructural a estas estimaciones exige disponer de un marco conceptual previo. La influencia de variables omitidas (existencia, por ejemplo, de componentes autónomos explicativos de la evolución del gasto o cambios del marco legal en el caso de los impuestos) puede estar explicando tales resultados. En otras palabras, las ecuaciones no son comparables con otras posibles formulaciones que incorporen variables explicativas adicionales a la simple descomposición del PIB en precios y cantidades.

El objeto de la sección siguiente de este trabajo es centrarse en la explicación del gasto público a partir de un modelo teórico que permita dar cabida a ciertas regularidades estadísticas detectadas. En particular, al efecto positivo del déficit sobre la evolución del gasto. Queda pendiente de trabajos futuros tratar de analizar la dinámica de los impuestos.

IV. UN MODELO DE COMPORTAMIENTO DEL GASTO PUBLICO

Restringir la definición de causalidad a la mera predecibilidad puede dar lugar, como antes se ha señalado, a resultados un tanto paradójicos. A título ilustrativo, parece que hay cierta evidencia de que las estampidas de búfalos suelen preceder a los terremotos. No obstante, pocos geólogos encontrarían razonable la explicación de que un conjunto de búfalos saltando sobre la estepa pueda provocar un terremoto, de igual forma que pocos meteorólogos aceptarían la acusación de ser los responsables de la existencia de inundaciones y demás desastres climatológicos. A pesar de que el estricto contraste de causalidad entre gastos e impuestos ha sido objeto de recientes trabajos, parece oportuno limitar el contenido del test de Granger al contraste de «predecibilidad» y hablar de causalidad en términos de «predecibilidad de acuerdo con una ley» (véase Zellner, 1979).

Una racionalización del nexo causal déficit-gasto público es la que emana del concepto de ilusión fiscal: gobierno y legisladores podrían tratar de encubrir a los ojos de los contribuyentes el verdadero tamaño del sector público a través de

la elección de mecanismos de financiación. Tanzi (1980) retrotrae este argumento hasta los trabajos de Stuart Mill y Pareto, aunque es Puviani (1903) quien introduce de forma sistemática la ilusión fiscal en una teoría positiva del gobierno. La hipótesis de ilusión fiscal supone que los ciudadanos miden el tamaño del sector público con relación a su percepción del coste de la factura impositiva. De esta forma, si los políticos quisieran aumentar el gasto público por encima del nivel que los ciudadanos estarían dispuestos a financiar voluntariamente a través de impuestos, sería racional para aquéllos tratar de elevar la factura impositiva de forma que los votantes-contribuyentes no fueran plenamente conscientes de esta mayor carga fiscal.

En la literatura reciente de la elección pública, la ilusión fiscal se hace depender del coste de obtener información veraz sobre la carga fiscal individual. Pommerehne y Schneider (1978) han identificado tres causas de la subestimación de la carga fiscal: 1) costes de información asociados a la evolución de la factura impositiva y la recaudación. Así, los impuestos indirectos son menos visibles que los directos, y de entre éstos, son más tolerables aquéllos cuya recaudación aumenta sin que lo hagan los tipos (rémora fiscal) y los que utilizan sistemas de retención en la fuente; 2) complejidad del sistema fiscal. Cuanto mayor es el número de figuras impositivas y más dispersa se encuentra su gestión en distintos niveles de gobierno, más difícil es evaluar la carga fiscal individual, y 3) problemas de evaluación de la factura impositiva cuando ésta se distribuye a lo largo del tiempo, especialmente si se recurre a la financiación del gasto mediante deuda (por ejemplo, Goetz, 1977, y Wagner, 1976).

Esta última fuente de ilusión está en la raíz del polémico ataque de Buchanan y Wagner (1977) al keynesianismo. La tolerancia del déficit público, respaldada por la influencia de las ideas keynesianas favorables a la hacienda compensatoria, ha creado la ilusión fiscal de «obtener algo a cambio de nada» entre los contribuyentes. La financiación deficitaria reduce el «precio» percibido de los bienes y servicios ofrecidos por el sector público, estimulando la demanda de tales bienes por encima de lo que sería coherente con el valor actualizado de los costes del gasto público.

El argumento de Buchanan y Wagner descansa en dos supuestos: ausencia de equivalencia rickardiana de impuestos y deuda, y existencia de

un gobierno democrático que responde a los intereses miopes de los votantes-contribuyentes. La evidencia disponible con respecto al primero no se ha mostrado concluyente, si bien, en general, es poco favorable a la hipótesis de equivalencia (p.e. Raymond y González-Páramo, 1987). En relación con el segundo, diversos autores han indicado que en una democracia representativa los intereses de la burocracia (Wildavsky, 1964, y Mackey y Weaver, 1978) y de pequeños grupos de presión (Buchanan y Tullock, 1962, y Becker, 1983) pueden controlar el gobierno. Sin embargo, en la medida en que algo de verdad pueda haber en sus postulados, la relevancia de la hipótesis Buchanan-Wagner debe establecerse en el terreno empírico.

El trabajo de Niskanen (1978) es el primero en tratar de contrastar la hipótesis de que «el déficit público ha contribuido significativamente a elevar el nivel del gasto público en EE.UU.», utilizando para ello la estimación de una función de demanda de gasto público en la que, como variable-precio, aparece el «precio impositivo» de una unidad de servicios federales para el votante medio. Los resultados, favorables a la hipótesis Buchanan-Wagner, han sido objeto de discusión. Así, mientras Kaizuka (1982) y Provopoulos (1982) obtienen similares resultados para Japón y Grecia, Shibata y Kimura (1986) sostienen que el contraste realizado por Niskanen permite únicamente establecer una correlación déficit-gasto, pero no inferir una relación causal. Tras realizar un análisis causal similar al efectuado por nosotros en la sección precedente, Shibata y Kimura no pueden rechazar la hipótesis de inexistencia de causalidad en ninguna de las dos direcciones. Este mismo tipo de análisis, aunque con resultados diferentes, ha sido también realizado por Blackley (1986) y Ram (1988).

La ilusión fiscal, como otras hipótesis explicativas del crecimiento del gasto, no puede por sí misma ofrecer una explicación permanente y global del crecimiento del gasto. Como señala Mueller (1987), eventualmente los contribuyentes «pueden ver la luz y alzarse para encadenar al Leviathan». Sin embargo, también es cierto que siempre que informarse sobre la magnitud de la factura impositiva individual sea costoso, existirán incentivos para explotar la ilusión a que pueden dar lugar tanto la deuda explícita originada por los déficit públicos presentes como la implícita en las obligaciones no fundadas que los gobiernos toman sobre sí (Rizzo y Peacock, 1987).

En lo que resta de la presente sección, ofreceremos una reformulación del modelo de Niskanen para su contrastación posterior con datos de la economía española. Al contrario que en el caso de Shibata y Kimura (1986), los resultados del análisis causal no son inconsistentes con la hipótesis de «gasto propulsado por déficit» de Buchanan y Wagner. Partiremos de una ecuación de demanda de gasto inspirada en la literatura empírica del modelo del votante mediano (por ejemplo Gramlich, 1985), en la que el precio percibido está determinado por los impuestos pagados por unidad de bienes y servicios públicos disfrutados por el votante medio (o mediano).

El modelo puede sintetizarse en las siguientes seis ecuaciones:

- 1) *Ecuación de comportamiento explicativa de la provisión de gasto público:*

$$q^* = a \cdot (p^*)^b \cdot (y_{pc})^c \cdot A \quad [12]$$

Esta ecuación [12] puede interpretarse como una ecuación de demanda de gasto público. Así, la cantidad de bienes y servicios públicos que el contribuyente medio demanda y disfruta es una variable no observable « q^* » (pues, en definitiva, es función del gasto *per capita* y del grado de «privacidad» de este gasto) que depende del precio relativo del gasto público con respecto al gasto privado « p^* » que el contribuyente medio asigna a « q^* », de la renta del contribuyente medio « y_{pc} », y de una serie de factores institucionales y/o autónomos que quedan recogidos por « A » y sobre los que más adelante se insistirá.

En caso de un sistema de democracia directa, la ecuación [12] puede interpretarse como una ecuación de demanda de gasto por parte del votante mediano que, para simplificar, puede aproximarse por el votante medio. Si se trata de un sistema no democrático, es preciso introducir la idea del dictador benevolente que recoge los deseos de la población para poder interpretar la ecuación [12] como una ecuación de demanda de gasto. Similares dificultades nos encontramos en las democracias representativas, en las que la influencia de la burocracia y los grupos de interés puede ser decisiva (Shibata, 1984).

En la vida real, es probable que predominen situaciones mixtas en las que el valor de « q^* » (es decir, la cantidad de bienes y servicios a que el contribuyente medio tiene acceso y que efectiva-

mente disfruta) venga en parte determinado por las preferencias de los votantes y en parte por otros factores. A este respecto, los componentes autónomos e institucionales, « A », pueden dar cabida a ciertos elementos de oferta en la provisión de bienes y servicios públicos.

- 2) *Identidad contable que define la cantidad de bienes y servicios públicos a que el contribuyente medio tiene acceso:*

$$q^* = \frac{q}{N^\theta} \quad [13]$$

La cantidad de bienes y servicios públicos a que el contribuyente medio tiene acceso (o disfruta) viene definida por el cociente entre la cantidad total de gasto público en bienes y servicios « q » y la población « N » elevada a un coeficiente « θ » que recoge el grado de «privacidad» del gasto. En caso de un bien «cuasi privado» (por ejemplo, transferencias) el valor de « θ » es unitario. Sin embargo, si se trata de un bien puramente público en el que opera el principio de consumo conjunto, el valor que « θ » adoptará será cero. Entre estas dos cotas debe hallarse el valor de este parámetro.

- 3) *Identidad contable que define el precio relativo « p^* » que el contribuyente medio asigna a la cantidad de bienes y servicios a que tiene acceso, « q^* »:*

$$\llbracket p^* \rrbracket = \frac{T/N}{q^*} \cdot \frac{1}{p_y} = \frac{R/N}{q^*} \quad [14]$$

El precio absoluto de « q^* » viene dado por el cociente entre los impuestos pagados por el contribuyente medio $\left(\frac{T}{N}\right)$, siendo « T » el total de impuestos y « N » la población, y la cantidad de bienes y servicios públicos de que disfruta, « q^* ». El precio relativo de « q^* » se obtiene dividiendo este precio absoluto por el deflactor del *output* privado que se adquiere en el mercado, « p_y ». Por último, « R » es el cociente entre « T » y « p_y ».

Obsérvese que esta ecuación [14] presupone la existencia de ilusión fiscal. Es decir, el contribuyente computa como precio del gasto público los impuestos que paga, pero no el déficit del sector público que, de hecho, significa un mero aplazamiento en el pago de impuestos. La evi-

dencia disponible para la economía española parece indicar que, en efecto, podría darse ilusión fiscal. En Raymond y González-Páramo (1987) se aportan contrastes indicativos de que el déficit público y los impuestos no son contemplados como equivalentes en el contexto de la especificación de una función de consumo. Aunque la no equivalencia no presupone ilusión fiscal, ésta podría ser una de sus causas.

Es precisamente esta ecuación [14] la que posibilita derivar una asociación causal positiva entre déficit y gasto público, en la medida en que el recurso al déficit reduce « p_r^* » frente a la alternativa de financiar el gasto a través de impuestos.

4) *Identidad contable que define el gasto público monetario deflactado por el deflactor del output privado:*

$$g = \frac{p_q}{p_r} \cdot q = (p_r) q \quad [15]$$

El gasto público monetario se obtiene a través del producto de « q », que es la cantidad de bienes y servicios públicos, por su índice de precios « p_q ». Este valor del gasto público monetario se deflacta por el índice de precios del *output* privado, que es « p_r ». El resultado obtenido, « g », expresa la cuantía del gasto público deflactado por los precios del *output* privado. Ello equivale a multiplicar « q » por el verdadero precio relativo del gasto público frente al gasto privado, que se indica por medio de « p_r ».

Cabe destacar que « p_q » no es directamente observable, en la medida en que hallar adecuados deflactores de determinados tipos de gastos, tales como subvenciones o transferencias, plantea insalvables problemas conceptuales. Otros gastos, cuyo *output* se identifica con el volumen de sueldos y salarios satisfechos (bienes y servicios no destinados a la venta), carecen también de adecuado deflactor. Se trata de resolver la dificultad a través de la especificación de una ecuación explicativa de la evolución de « p_r ».

5) *Evolución de la relación entre el deflactor del gasto público y el deflactor del gasto privado:*

$$p_r = \exp (e_0 + e_1 t) \quad [16]$$

siendo « t » el transcurso del tiempo. Esta es una simple ecuación que supone que, a largo plazo,

el diferencial de crecimiento entre el deflactor del gasto público y el deflactor del gasto privado tiende a mantenerse estable.

La idea que subyace a esta ecuación es que el crecimiento del deflactor correspondiente puede aproximarse por la diferencia entre el crecimiento de los salarios monetarios por persona ocupada y el crecimiento de la productividad aparente del trabajo. Es decir:

$$\begin{aligned} \dot{p}_r &= \dot{w}_r - \dot{\pi}_r \\ \dot{p}_q &= \dot{w}_q - \dot{\pi}_q \end{aligned}$$

en donde « \dot{w}_r » y « \dot{w}_q » son las tasas de crecimiento de los salarios en los sectores privado y público, y « $\dot{\pi}_r$ » y « $\dot{\pi}_q$ » son las tasas de crecimiento de las respectivas productividades. Si el crecimiento de los salarios en el sector privado es próximo al crecimiento de los salarios en el sector público, el diferencial de crecimiento de los deflactores vendrá determinado por el diferencial de crecimiento en las respectivas productividades. Adicionalmente, si este diferencial de crecimiento de productividades tiende a mantenerse estable en el tiempo, se tiene que el diferencial de crecimiento de precios es también aproximadamente constante. Es decir:

$$\Delta \ln p_r \approx e,$$

Integrando esta ecuación y tomando antilogaritmos se obtiene precisamente la ecuación [16].

6) *Evolución de los componentes autónomos del gasto:*

$$A = \exp (\delta_0 + \delta_1 t) \quad [17]$$

La ecuación [17] presupone que los componentes autónomos del gasto « A » crecen a una tasa aproximadamente constante. Esta es una hipótesis muy simple, si bien se carecía de una clara alternativa.

¿Qué pueden englobar estos componentes autónomos o institucionales del gasto? Borchering (1985), en un completo «survey» de las causas del crecimiento del gasto, se refiere a una serie de posibles factores no ligados directamente a la demanda en el contexto de una función similar a la especificada. Entre éstos destaca:

a) Aspectos redistributivos. Recogiendo una proposición de Stigler (1970), señala que el gasto

público en una sociedad democrática tiende a beneficiar a la clase media (que recoge a la mayoría de los votantes) y a ser financiado por los que ocupan posiciones extremas en la distribución de la renta. Asimismo, Meltzer y Richard (1983) encuentran en la extensión del derecho al voto un factor de aumento secular del gasto. Sin entrar a discutir la validez de estas proposiciones, es evidente que este factor puede constituir una causa de crecimiento del gasto no recogida ni por la variable «renta» ni por la variable «precios relativos».

b) *Influencia de los burócratas.* Niskanen (1971) o Buchanan y Tullock (1977) han argumentado que los burócratas desean un presupuesto elevado debido al poder y prestigio que ello les puede reportar, y en una democracia representativa poseen una cierta capacidad para imponer sus preferencias. Es la denominada por Buchanan y Tullock «Ley de Wagner al cuadrado».

c) Un elemento que debería operar ensombreciendo «p*», es decir, el coste que el contribuyente medio atribuye al gasto público, pero que, de hecho, queda excluido de la definición adoptada de esta variable y que, en consecuencia, aparecería como factor residual, es la complejidad del sistema fiscal. Wagner (1976) ha señalado que, a medida que los impuestos se hacen más numerosos y más indirectos en términos de su incidencia, el presupuesto se expande porque el contribuyente infravalora la carga que está soportando.

Estas causas no agotan los posibles componentes autónomos del gasto. En el caso de la economía española, para el largo período 1955-1986 habría que añadir el bajo nivel inicial de cobertura de las necesidades públicas y el probable deseo de la Administración de llevar a cabo una equiparación progresiva a los niveles internacionales. En concreto, a principio de período (es decir, en el año 1955) el gasto público total de las administraciones públicas representaba sólo del orden de un 17 por 100 del PIB. Además, 1975 marcó un cambio político importante. El advenimiento de la democracia representó la explosión de ciertas demandas sociales no satisfechas. Ello podría hacer aconsejable redefinir la ecuación explicativa de «A» de forma que esta variable creciese más a partir de esta fecha que con anterioridad. No obstante, dado que no existen razones *a priori* objetivas para especificar de

forma adecuada este tipo de modelización, el deseo de no «cocinar los datos» nos ha inducido a mantener la simple ecuación [17] como representativa de la evolución de los componentes autónomos del gasto público.

Resolviendo conjuntamente las ecuaciones [12] a [17] se obtiene una forma «cuasi reducida» que permite expresar la evolución del gasto público a partir de variables observables. Tal resultado queda recogido por la ecuación siguiente:

$$\ln g = \left[\ln a + (1 + b) e_0 + \delta_0 \right] - b \ln \left(\frac{g}{R} \right) + (\theta - b - \theta b) \ln N + c \ln (y_{pc}) + \left[(1 + b) \cdot e_1 + \delta_1 \right] \cdot t, \quad [18]$$

que a efectos de estimación puede expresarse como:

$$\ln g = \pi_0 - b \ln \left(\frac{g}{R} \right) + \pi_1 \ln N + c \ln (y_{pc}) + \pi_2 t, \quad [18^*]$$

en donde cabe recordar que el significado de las variables es:

- g: Gasto público a pesetas corrientes deflactado por el índice de precios del *output* privado.
- R: Ingresos públicos deflactados por el índice de precios del *output* privado. De aquí se desprende que la variable « $\ln \left(\frac{g}{R} \right)$ », al cancelarse los deflactores del numerador y denominador, equivale a la variable «Def» previamente utilizada en la sección II de este trabajo.
- N: Población.
- y_{pc} : Renta *per capita* de los demandantes de gasto público.
- t: Término tendencial «tiempo».

Igualando coeficientes, se obtienen los siguientes coeficientes estructurales correspondientes al sistema de ecuaciones [12] a [17]:

- b: Elasticidad del gasto público con respecto a la variable «precios relativos».
- c: Elasticidad del gasto público con respecto a la variable «renta».

$\theta = \frac{\pi_1 + b}{1 - b}$: Grado de «privacidad» del gasto público. El valor de este coeficiente es unitario si el gasto público es plenamente divisible, y es «cero» en el supuesto de los bienes puramente públicos.

Los coeficientes estructurales « δ_1 » (componente autónomo de la evolución del gasto público) y « e_1 » (diferencial en el crecimiento del deflactor del gasto público frente al deflactor del gasto privado) no están identificados. Sólo efectuando hipótesis sobre uno de estos dos coeficientes estimados es posible identificar (es decir, estimar) el otro. A este respecto, si « $(1 + b) e_1$ » es próximo a «cero», « π_2 » reflejará «aproximadamente» el crecimiento autónomo del gasto público.

V. RESULTADOS EMPIRICOS

Como variable representativa de la renta se ha tomado el PIB *per capita*, y su deflactor como representativo del índice de precios del *output* privado. Por otro lado, a efectos de determinar la estructura dinámica de la ecuación [18], se ha partido de una ecuación general que incluía hasta dos desfases de la variable « y_{pc} » y hasta un desfase de las demás variables explicativas (la inclusión de hasta dos desfases de todas las variables planteaba insolubles problemas de multicolinealidad que impedían efectuar la estimación), y posteriormente esta ecuación ha sido objeto de simplificaciones admisibles por los datos, siguiendo la prescripción metodológica propuesta, entre otros, por Hendry (véase, a título de ejemplo, Hendry, 1980).

El cuadro n.º 4 recoge los resultados obtenidos. En primer lugar, la ecuación general aparece como sobreparametrizada, y una simplificación claramente admisible por los datos es el modelo 2. El propio valor desfasado del gasto ha sido eliminado, debido a su baja significatividad, como consecuencia, posiblemente, de que la variable «Def (-1)» actúa como *proxy* de su estructura dinámica. Este modelo 2 plantea un grave problema de multicolinealidad entre el término constante y el logaritmo de la población. En efecto, en 1957, primer año de la muestra, el valor de «lnN» es de «10,293», y en 1986 su valor es de «10,558». Tal variable se diferencia poco de una columna de constantes, lo que se traduce en que el coeficiente que afecta a «lnN» se estime con muy poca

precisión. No obstante, la elasticidad precio a largo plazo se estima situada en el entorno de la unidad (representada por el coeficiente que afecta a «Def (-1)») y resulta altamente significativa. Al igual ocurre con la elasticidad renta a largo plazo (recogida por el coeficiente que afecta a «ln (y_{pc}) (-2)»), siendo su valor próximo a «0,6». El crecimiento autónomo del gasto que se refleja por medio de la variable « t » se estima situado alrededor del 2,6 por 100 anual.

El modelo 3 trata de salvar el problema de multicolinealidad ya señalado a través de la eliminación del término constante, que no resultaba ser estadísticamente significativo. Al adoptarse esta solución, si bien tanto la elasticidad precio como la elasticidad renta permanecen prácticamente invariables, el coeficiente que afecta a «lnN» experimenta un cambio muy notable y su estadístico « t » pasa de valer inicialmente «2,27» a «98,03». En cuanto al componente autónomo del gasto, experimenta una cierta elevación. Si bien los resultados del modelo 3 son los que más nos satisfacen, la solución de eliminar el término constante no deja de ser un tanto arbitraria. Por ello, en el modelo 4 se adopta como solución alternativa al problema de la multicolinealidad la fijación en la unidad del coeficiente que afecta a «lnN». Ello equivale a suponer un grado pleno de «privacidad» del gasto público. Los resultados que se obtienen siguen siendo aceptables, sin que ello apenas afecte a las elasticidades precio y renta estimadas.

Por último, es preciso ser conscientes de que la hipótesis de exogeneidad de la variable « Δ Def», implícita en la estimación MCO, posiblemente resulte transgredida. El problema se plantea en el momento de tratar de hallar instrumentos válidos. Así, al proceder a la estimación del modelo 3 por variables instrumentales, según se detalla en el cuadro n.º 4, la elasticidad precio pasa a valer «1,3» y la elasticidad renta «0,7» (véase modelo 5). No obstante, la pérdida de eficiencia de tal estimación puede ser apreciable si se tiene en cuenta que el coeficiente de determinación corregido de la regresión de « Δ Def» con los respectivos instrumentos se sitúa en «0,25». Adicionalmente, según indica la nota (2) al cuadro n.º 4, la hipótesis de exogeneidad de « Δ Def» no resulta rechazada por un test tipo Holly-Sargan (1982). Ello, empero, puede ser un mero reflejo de la escasa potencia del contraste.

Más que decantarnos *a priori* por una de estas

CUADRO N.º 4

RESULTADOS DE LOS MODELOS ESTIMADOS (1955-1986)
(Variable dependiente: ln g)

VARIABLES EXPLICATIVAS	M 2		M 3		M 4		M 5	
Constante	-10,27	(0,92)	—		4,478	(28,96)	—	
$\Delta \text{ Def} = \Delta \ln \left(\frac{g}{R} \right)$	0,596	(3,02)	0,612	(3,12)	0,616	(3,09)	1,074	(1,95)
Def. (-1) = ln g (-1) - ln R (-1)	1,018	(5,42)	1,016	(5,43)	1,012	(5,31)	1,299	(3,49)
ln N	2,419	(2,27)	1,431	(98,03)	1		1,447	(61,64)
$\Delta \ln (y_{pc})$	1,015	(5,82)	0,975	(5,79)	0,957	(5,78)	1,107	(4,68)
ln (y _{pc}) (-2)	0,565	(5,61)	0,631	(8,88)	0,659	(8,98)	0,701	(6,44)
t	0,0256	(2,97)	0,0327	(8,32)	0,0359	(9,20)	0,0278	(4,03)
Método estimación	MCO		MCO		MCO		Variables instrumentales	
Suma cuadros residuos (SCR)	0,01047		0,01087		0,01129		0,01339	
Error standard (SE)	0,0213		0,0212		0,0217		0,0236	
Estadístico AIC	-139,66		-140,54		-139,42		-139,84	
Estadístico D W	1,80		1,76		1,72		1,84	
Coefficiente \bar{R}^2	0,999		0,999		0,999		0,999	

NOTAS AL CUADRO:

(1) El modelo general de partida viene dado por:

$$M 1 : \ln g = f [\text{Const.}, \ln g (-1), \text{Def}, \text{Def} (-1), \ln N, \ln N (-1), \ln (y_{pc}), \ln (y_{pc}) (-1), \ln (y_{pc}) (-2), t]$$

con los siguientes estadísticos después de su estimación por MCO:

$$\begin{aligned} \text{SCR} &= 0,00964 \\ \text{SE} &= 0,0220 \\ \text{AIC} &= -133,66 \\ \text{D W} &= 2,05 \\ \bar{R}^2 &= 0,999 \end{aligned}$$

(2) El estadístico AIC, en el caso del M 5 estimado por variables instrumentales, se ha obtenido a partir de la estimación por MCO de la ecuación

$$\ln g = f [\text{Const.}, \Delta \text{Def}, \text{Def} (-1), \ln N, \Delta \ln (y_{pc}) (-2), t, \hat{V}]$$

siendo « \hat{V} » los residuos de la ecuación que relaciona «Def» con los instrumentos. El estadístico « Φ » de « \hat{V} » es «1,01». La no significatividad de « \hat{V} » es indicativa del no rechazo de la hipótesis de exogeneidad al aplicar un test del tipo Holly-Sargan (1982).

(3) Los instrumentos utilizados han sido:

$$\text{Const.}, \ln g (-1), \ln g (-2), \ln T (-1), \ln T (-2), \ln p_y, \ln p_y (-1), \ln p_y (-2), \ln N, \ln y, \ln y (-1), \ln y (-2), t$$

en donde «T» son los ingresos totales del sector público, «p_y» el deflactor del PIB, e «y» el PIB a pesetas constantes.

(4) La definición del resto de variables es la siguiente:

g: Gasto público deflactado por el deflactor del PIB.

R: Ingresos totales del sector público deflactados por el deflactor del PIB.

N: Población total.

y_{pc}: PIB *per capita* a precios constantes.

t: Término tendencial «tiempo».

cuatro estimaciones de la ecuación [18], dado que en principio resultan todas ellas admisibles, se ha preferido mantenerlas como indicativas del grado de incertidumbre que se tiene sobre los parámetros del modelo. El cuadro n.º 5 resume, de forma sintética, los coeficientes de elasticidad a largo plazo que se derivan de parametrizaciones

alternativas de la ecuación básica de gasto público. Así, la elasticidad renta se sitúa entre un mínimo de «0,57» y un máximo de «0,70». La elasticidad precio es muy próxima a la unidad en todos los modelos estimados por MCO. Al aplicar variables instrumentales, no obstante, esta elasticidad se dispara y alcanza el valor de «1,3».

CUADRO N.º 5

ELASTICIDADES A LARGO PLAZO ESTIMADAS EN LOS MODELOS M 2 a M 5

	M 2	M 3	M 4	M 5
Elasticidad renta: c	0,57	0,63	0,66	0,70
Elasticidad precio: b	-1,02	-1,02	-1,01	-1,30
Elasticidad población: $\theta - b - \theta b$	2,42	1,43	1,00	1,45
Componente autónomo del gasto (en porcentaje): $(1 + b) \cdot e_i + \delta_i$	2,56	3,27	3,59	2,78
Grado de «privacidad» del gasto público: θ	0,69	0,20	0,00	0,06

La elasticidad del gasto público con respecto a la población experimenta muy considerables oscilaciones según cual sea el modelo especificado, como consecuencia del problema de multicolinealidad ya aludido. Ello se traduce en que el grado de «privacidad» del gasto público no pueda ser estimado de forma mínimamente fiable. Es decir, la inferencia con respecto a este parámetro es muy frágil y los datos apenas son informativos al respecto.

Por último, el crecimiento autónomo del gasto público se estima situado entre el 2,56 por 100 anual y el 3,59 por 100. En la medida en que la elasticidad precio sea próxima a la unidad, este crecimiento autónomo será el reflejo de factores propiamente autónomos y no de la diferencia en la evolución del deflactor del gasto público y del deflactor del gasto privado.

VI. FACTORES EXPLICATIVOS DEL CRECIMIENTO DEL GASTO PÚBLICO EN EL PERIODO 1975-1986

Los cuadros n.ºs 4 y 5 ofrecen cuatro estimaciones de la ecuación [18] que resultan admisibles tanto desde el punto de vista de los datos como desde el de la teoría. Adicionalmente, su capacidad explicativa es muy similar, hecho que queda recogido por el estadístico de Akaike. Más que decantarnos *a priori* por una de ellas, se ha preferido obtener la descomposición de causas de variación del gasto público en el período 1975-1986 utilizando cada una de estas cuatro ecuaciones, con objeto de verificar el grado de «robustez» de la descomposición estimada con respecto al modelo empleado.

La metodología seguida consiste en comparar dos predicciones alternativas del gasto público. Por un lado, la predicción del gasto público en 1986 y, por otro, la predicción de esta variable también en 1986, pero asignando a las distintas variables explicativas el valor adoptado en 1975. Por diferencia entre ambas predicciones, se obtiene el peso que cada variable explicativa tiene en la evolución del gasto público.

Cabe también destacar que la diferencia observada en el logaritmo del gasto público deflactado por el índice de precios del PIB entre 1975 y 1986 es de 0,7247, lo que corresponde aproximadamente a un crecimiento medio anual de un 6,59 por 100 (obtenido como valor medio del incremento del logaritmo). Los valores predichos del incremento del gasto son de 0,7117 (media de 6,47 por 100) por el modelo 2; de 0,7150 (media de 6,50 por 100) por el modelo 3; de 0,7168 (media de 6,52 por 100) por el modelo 4, y de 0,7265 (media de 6,60 por 100) por el modelo 5. Es decir, la variación predicha es prácticamente coincidente con la observada en todos los modelos contemplados, por lo que, a efectos de presentación de resultados, las pequeñas diferencias halladas entre valores observados y predichos se han redistribuido proporcionalmente entre los distintos factores, de suerte que la suma de efectos sea coincidente con la variación observada del gasto.

El cuadro n.º 6 ofrece los resultados obtenidos. La primera fila del cuadro recoge el efecto del déficit sobre el crecimiento del gasto público. De un crecimiento medio del gasto situado en el entorno del 6,59 por 100, el déficit explica un crecimiento de, aproximadamente, un 1,5 por 100 en los modelos 2 a 4, y de un 2,0 por 100 en el modelo 5. El valor medio de estas cuatro estimaciones es de 1,64 por 100, y la desviación *standard*,

que mide el grado de consenso o disenso entre modelos, de 0,21. De hecho, las tres primeras especificaciones, estimadas por MCO, ofrecen resultados coincidentes, y sólo la estimación por variables instrumentales se aparta de tales resultados. Es, pues, el modelo 5 el responsable de la desviación *standard* de 0,21.

¿Qué significa el «efecto déficit»? Es evidente que tal efecto no debe interpretarse a nivel tautológico, considerando los impuestos fijos y evaluando el gasto adicional que el déficit posibilita. El hecho de que el déficit explique como media un 1,64 por 100 de crecimiento del gasto significa que, caso de estar vetada al sector público la posibilidad de endeudarse, los gastos reales (es decir, deflactados por el índice de precios del PIB) habrían crecido anualmente 1,64 puntos menos, debido a que los contribuyentes serían plenamente conscientes de la verdadera carga o «precio» del gasto público. El crecimiento resultante del gasto, del 4,95 por 100, sería, en tal caso, coincidente con el de los impuestos deflactados por el índice de precios del PIB, lo que aseguraría la inexistencia de déficit. No obstante, la posibilidad abierta al sector público de endeudarse habría permitido, en una época de crisis y de cambio político y social, dar satisfacción a ciertas demandas de gastos, al tiempo que encubrir su verdadero coste a los contribuyentes.

El efecto renta se evalúa en todos los modelos con una apreciable dosis de consenso. El crecimiento del PIB explica del orden de 0,7 puntos de variación del gasto público. Este resultado procede de la estimación de una elasticidad inferior

a la unidad y de un crecimiento medio del PIB *per capita* a precios constantes de sólo un 1 por 100.

El efecto población se estima con notable incertidumbre, debido a los problemas de multicolinealidad ya aludidos. La media se sitúa en 1,15 puntos.

Por último, el componente autónomo, que cuantitativamente resulta el más importante, está también sometido a cierta variabilidad. La media se sitúa en 3,08 puntos y la desviación *standard* en 0,41. Además, resulta poco satisfactorio recoger este componente por una mera tendencia temporal, si bien no hemos hallado una mejor alternativa.

En el conjunto del período 1975-1986, la relación gasto público/PIB ha pasado de un 25,17 por 100 a un 42,57 por 100. Atendiendo al modelo, de forma aproximada, el espectacular crecimiento del gasto vendría explicado en un 25 por 100 por el efecto déficit, el efecto renta representaría del orden de un 11 por 100, el aumento de la población del orden de un 17 por 100 y el restante 47 por 100 podría considerarse que obedece a factores autónomos.

Cerrar el modelo exigiría especificar una ecuación adicional explicativa del déficit o de los impuestos. Tal tarea no se ha realizado. No obstante, cabe destacar que, en períodos de lento crecimiento, los resultados obtenidos son compatibles con un aumento rápido del peso del gasto público en el PIB. Ello es debido a que, en tal contexto, el elevado componente autónomo del crecimiento

CUADRO N.º 6

FACTORES EXPLICATIVOS DEL CRECIMIENTO DEL GASTO PÚBLICO EN EL PERÍODO 1975-1986 (*)

FACTORES	MODELOS UTILIZADOS				Media	Desviación standard	Composición porcentual de los valores medios
	M 2	M 3	M 4	M 5			
Déficit	1,53	1,52	1,51	2,00	1,64	0,21	25
Efecto renta	0,67	0,70	0,72	0,78	0,72	0,04	11
Efecto población	1,78	1,05	0,73	1,04	1,15	0,39	17
Componente autónomo	2,60	3,31	3,63	2,77	3,08	0,41	47
TOTAL	6,59	6,59	6,59	6,59	6,59	—	100

(*) El crecimiento anual medio del gasto público, deflactado por el índice del PIB, se obtiene de forma aproximada como el valor medio del incremento del logaritmo, y se sitúa en el 6,59 por 100. Ello corresponde a una verdadera tasa de crecimiento del 6,81 por 100. No obstante, al calcular los crecimientos como incrementos de logaritmos, se preserva la aditividad de los componentes, motivo por el cual se adopta esta forma de cálculo.

del gasto compensa con creces la evolución del PIB. Sin embargo, en períodos de rápida expansión del PIB, el sentido de este efecto es precisamente contrario al señalado.

VII. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Los factores condicionantes del gasto público y su ponderación, a pesar de que esta variable llega a representar del orden de un 50 por 100 del PIB, o incluso porcentajes superiores en algunas economías occidentales, son poco conocidos.

En el caso de la economía española, el inicio de la crisis a partir de fines de 1974 y principios de 1975 marca una nueva etapa en la evolución del gasto público. De una relación gasto público/PIB del 25 por 100 en 1975 se ha pasado al 43 por 100 en 1986. Además, se trata de un gasto público que en muchos casos ha estado orientado a la financiación de pérdidas y a convertir en públicos los costes de la crisis. Ello se traduce en un trasvase de recursos del sector privado al sector público y en su asignación a actividades cuya pervivencia, en muchos casos, ha perdido justificación desde una óptica económica. La financiación de estas actividades (el caso de las empresas públicas es notorio) resta movilidad a los recursos productivos y hace más larga y difícil la superación de la crisis (véase FMI, 1987). Tiene por ello especial interés tratar de analizar qué relaciones de comportamiento están detrás del crecimiento del gasto público.

En este sentido, en el presente artículo, a través de la aplicación de un test de causalidad (o, mejor dicho, de predecibilidad) tipo Granger, se llega a la conclusión de que existe evidencia de causalidad del déficit (o impuestos) sobre el gasto público. Existe también cierta evidencia de causalidad, aunque más débil, del déficit (o gasto) sobre los impuestos. Y, por último, hay evidencia de causalidad contemporánea entre gastos e impuestos.

Estos son los hechos. No obstante, como señala Zellner (1979), los hechos sin teoría no son suficientes para hablar con propiedad de causalidad, según la acepción que a este vocablo da la filosofía de la ciencia y la tradición en econometría a partir de la *Cowles Commission*. El ejemplo de las predicciones del hombre del tiempo y la climatología puede ser relevante. Resulta, por tan-

to, aconsejable reservar el vocablo «causalidad» para referirse a la predecibilidad de acuerdo con una ley.

En este sentido, se ha especificado un modelo que se fundamenta en la ilusión fiscal creada por el déficit del sector público como mecanismo que permite encubrir, a los ojos de los contribuyentes, el verdadero «precio» del gasto público. Desde esta óptica, la posibilidad de financiar el gasto con déficit constituye una forma de alentar el crecimiento del gasto. Las demandas sociales de gasto que la crisis, aunada al cambio político, provocó a partir de mediados de la década de los setenta pudieron ser satisfechas dando la apariencia de que la provisión de gasto público constituye un bien, en parte al menos, libre de costes. No obstante, el déficit presente equivale a impuestos futuros, a la vez que, a través del efecto sobre los tipos de interés, puede tender a desplazar inversión privada.

¿Qué peso ha tenido la posibilidad de financiación del gasto público con déficit en la propia expansión del gasto? Como orden de magnitud, las estimaciones efectuadas indican que un 25 por 100 del crecimiento del gasto puede atribuirse a la posibilidad que el sector público tiene de recurrir al endeudamiento. En consecuencia, limitar el déficit o tratar de erradicarlo, aparte de la importancia que de por sí tiene la consecución de tal objetivo, constituye una forma de atenuar la expansión del gasto público y de los impuestos futuros.

Estas estimaciones representan una primera aproximación a un tema en extremo complejo. Además, como antes ya hemos señalado, cerrar el modelo utilizado exigiría introducir una ecuación adicional explicativa de los ingresos públicos. Pero, en cualquier caso, éstas son cuestiones cuyo tratamiento queda aplazado para ulteriores trabajos.

NOTAS

(1) Los procesos son cointegrados cuando, no siendo estacionarios, una combinación lineal origina un *shock* aleatorio que satisface las condiciones de estacionariedad. El contraste a través del estadístico ADF puede ser aconsejable. (Véase Engle y Granger, 1987).

(2) Para el período 1975-1986 la carga por intereses explica sólo del orden de un 4,5 por 100 del crecimiento experimentado por el gasto público.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BARRO, R. J. (1974), «Are government bonds net wealth?», *Journal of Political Economy*, 82, págs. 1095-1117.
- BECKER, G. C. (1983), «A theory of competition among pressure groups for political influence», *Quarterly Journal of Economics*, 98, págs. 371-400.
- BLACKLEY, P. R. (1986), «Causality between revenues and expenditures and the size of the federal budget», *Public Finance Quarterly*, vol. 14, n.º 2, págs. 139-156.
- BORCHERDING, T. E. (1985), «The causes of government expenditure growth: A survey of the U.S. evidence», *Journal of Public Economics*, 28, págs. 359-382.
- BUCHANAN, J. M., y TULLOCK, G. (1962), *The calculus of consent*, University of Michigan Press, Ann Arbor.
- BUCHANAN, J. M., y TULLOCK, G. (1977), «The expanding public sector: Wagner squared», *Public Choice* 31, otoño, págs. 147-150.
- BUCHANAN, J. M., y WAGNER, R. E. (1977), *Democracy in deficit: The political legacy of Lord Keynes*, Academic Press, Nueva York.
- ENGLE, R. F., y GRANGER, C. W. J. (1987), «Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing», *Econometrica*, vol. 55, n.º 2, págs. 251-276.
- FMI (1987), «Potencial output in major industrial countries», trabajo elaborado por ADAMS, C.; FENTON, P. R., y LARSEN, F., en *Staff Studies for the World Economic Outlook*, agosto, págs. 1-38.
- GOETZ, C. J. (1977), «Fiscal illusion in state and local finance», en T. E. Borchering (ed.), *Budgets and Bureaucrats: The sources of government growth*, Duke Univ. Press, Durham.
- GRAMLICH, E. M. (1985), «Excessive government spending in the US: Facts and theories», en E. M. Gramlich y B. C. Ysander (eds.), *Control of local government*, Almqvist, Estocolmo.
- GRANGER, C. W. J. (1969), «Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods», *Econometrica*, 37, págs. 424-438.
- HENDRY, D. (1980), «Predictive failure and econometric modelling in macroeconomics: The transaction demand for money», en P. Ormerod (ed.), *Modelling the economy*, Heinemann Educational Books.
- y MIZON, G. (1978), «Serial correlation as a convenient simplification not a nuisance: A comment on a study of demand for money by the Bank of England», *Economic Journal*, 88, págs. 549-563.
- HOLLY, A., y SARGAN, D. (1982), «Testing for exogeneity within a limited information framework», *Cahier 8204*, Université de Lausanne.
- KAIZUKA, K. (1982), *Three issues on fiscal deficits*, Ministry of Finance, Tokio, mimeo.
- MACKEY, R., y WEAVER, C. (1978), «Monopoly bureaus and fiscal outcomes», en G. Tullock y R. Wagner (eds.), *Policy Analysis and Deductive Reasoning*, DC Heath, Lexington Massachusetts.
- MELTZER, A. H., y RICHARD, S. F. (1983), «Tests of a rational theory of the size of government», *Public Choice*, 41, págs. 403-418.
- MUELLER, D. C. (1987), «The growth of government. A public choice perspective», *IMF Staff Papers*, 34, págs. 115-149.
- NISKANEN, W. A. (1971), *Bureaucracy and representative government*, Aldine-Atherton, Chicago.
- (1978), «Deficits, government spending and inflation: What is the evidence?», *Journal of Monetary Economics*, 4, agosto, págs. 591-602.
- POMMEREHNE, W. W., y SCHNEIDER, F. (1978), «Fiscal illusion, political institutions, and local public spending», *Kyklos*, 31, págs. 381-408.
- PROVOPOULOS, G. A. (1982), «Public spending and deficits: The Greek experience», *Public Finance*, 87, n.º 3.
- PUVIANI, A. (1903), *Teoria della illusione finanziaria*, Palermo.
- RAM, R. (1988), «Additional evidence on causality between government revenue and government expenditure», *Southern Economic Journal*, 54, págs. 763-764.
- RAYMOND, J. L., y GONZÁLEZ-PARAMO, J. M. (1987), «¿Son equivalentes deuda pública e impuestos? Teoría y evidencia», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, n.º 33, págs. 365-392.
- RIZZO, I., y PEACOCK, A. (1987), «Government debt and growth in public spending», *Public Finance*, 42, págs. 283-291.
- SHIBATA, H. (1984), «Economics of representative democracy: A model of skewed representation», en H. Hanusch (ed.), *Public Finance and the quest for efficiency*, Wayne State University Press, Detroit.
- y KIMURA, Y. (1986), «Are budget deficits the cause of growth in government expenditures?», en *Public Finance and public debt*, Wayne State University Press, Detroit.
- STIGLER, G. J. (1970), «Director's law of public income distribution», *Journal of Law and Economics*, 13, abril, págs. 1-10.
- TANZI, V. (1980), *Toward a positive theory of public sector behavior: An interpretation of some Italian contributions*, FMI, Washington DC, mimeo.
- WAGNER, R. E. (1976), «Revenue structure, fiscal illusion and budgetary choice», *Public Choice*, 25, Spring, págs. 45-61.
- WILDAVSKY, A. (1964), *The politics of the budgetary process*, Little, Brown & Co., Boston, Mass.
- ZELLNER, A. (1979), «Causality and econometrics», en K. Brunner y A. H. Meltzer (eds.), *Three aspects of policy and policy making: knowledge, data and institutions*, Carnegie-Rochester Conference Series, vol. 10, North Holland.

¿POR QUE TIENDE A CRECER EL GASTO PUBLICO?

José Manuel GONZALEZ-PARAMO
José Luis RAYMOND BARA

I. TEORIAS EXPLICATIVAS DEL CRECIMIENTO A LARGO PLAZO DEL GASTO PUBLICO

El sustancial crecimiento del gasto público registrado desde el final de la segunda guerra mundial, ya se mida en términos absolutos o con relación a la renta nacional, es un fenómeno sin parangón desde una perspectiva histórica. Si tomamos como referencia el conjunto de países de la OCDE, se puede apreciar cómo en el breve período de un cuarto de siglo el *ratio* gasto público-renta nacional se ha doblado, hasta alcanzar cifras próximas al 50 por 100 en 1985. Esta evolución contrasta con la relativa constancia mostrada por el peso del sector público durante siglos.

¿A qué causas cabe atribuir este crecimiento? Este interrogante ha dado paso a una vasta literatura en la que se reflejan los diversos intentos de explicar el fenómeno del crecimiento del gasto público. El cuadro adjunto ofrece una síntesis del contenido básico de estas teorías, distinguiendo entre aquellas que acentúan los aspectos de demanda y aquellas otras que utilizan una perspectiva de oferta. Las mejores revisiones de esta literatura son las de Tarschys (1975), Peacock (1979), Larkey, Stolp y Winer (1981), Mueller (1987) y Lybeck (1988).

La relativa abundancia de teorías contrasta agudamente con cierta pobreza de estudios empíricos y análisis comparativos del fenómeno universal del crecimiento del gasto público. Esta consideración, compartida por los economistas participantes en el Simposio Nobel sobre el crecimiento del sector público en agosto de 1984 (véase Sandmo, 1985), ha impulsado la formación de un equipo de trabajo internacional para analizar cuestiones relacionadas con el crecimiento del sector público. El volumen editado recientemente por Lybeck y Henrekson (1988) es un primer resultado de este esfuerzo, en el que se trata de unir el trabajo investigador de economistas y expertos de ciencia política. Su objetivo último es dar con un «supermodelo», aplicable a las distintas realidades nacionales, que dé cabida a la contrastación de las principales teorías explicativas del crecimiento a largo plazo del gasto público.

II. EL PROBLEMA DEL CONTRASTE DE TEORIAS

La multiplicidad de posibles causas explicativas del crecimiento del gasto público ha originado también la multiplicidad de contrastes. No obstante, muchos de estos contrastes violan los principios econométricos elementales que a un *test* se le exigen para su consistencia.

A título ilustrativo, si el grado de industrialización es la variable que la «Ley de Wagner» destaca como relevante en la explicación del crecimiento del gasto, y además de esta variable existen otras que también actúan en tal sentido, estimar una ecuación de regresión con una sola variable explicativa (que en nuestro caso sería el grado de industrialización) comporta relegar a la perturbación aleatoria el resto de efectos excluidos. Si tales efectos excluidos

están correlacionados con el grado de industrialización, circunstancia que generalmente se dará al utilizar series temporales, el coeficiente estimado para la variable en cuestión adolece de problemas de inconsistencia y los tradicionales estadísticos «*t*» o «coeficiente de determinación» pierden relevancia para detectar si los datos indican o no cierto efecto causal. Plosser y Schewert (1978), al estimar para el caso de los Estados Unidos la regresión de la renta nacional sobre las manchas solares acumuladas, obtuvieron un coeficiente de determinación en exceso de 0,9, sin que ello pueda considerarse indicativo de la vigencia de la teoría de Jevons sobre el ciclo económico. Similar resultado habrían obtenido al sustituir como variable dependiente la «renta» por el «gasto público». Es cierto que estadísticos adicionales que deben acompañar al modelo de regresión permitirían detectar la existencia de errores de especificación. No obstante, muchos contrastes «ingenunos» de la «Ley de Wagner», o de hipótesis alternativas, que han proliferado en la literatura, no utilizan la información que tales estadísticos proporcionan. Adicionalmente, y aun en el supuesto de que el modelo se someta a ciertos contrastes de «especificación defectuosa», partir de una ecuación que posiblemente adolezca de problemas de «omisión de variables relevantes» puede constituir una forma poco «potente» de detectar errores de especificación.

En este sentido, una posible línea de contraste, que consideramos más adecuada, es la formulación de un modelo general que englobe como casos especiales los distintos modelos o teorías contempladas. Este modelo general no se toma como válido, sino que sólo se utiliza como baremo para el rechazo, o el no rechazo, de los distintos modelos con significado económico considerados. El modelo general debe englobar los determinantes del gasto tanto por el lado de la demanda como por el de la oferta. Aunque dos formulaciones se consideran difíciles de compatibilizar a nivel teórico, a partir del contraste de restricciones es factible verificar si los datos rechazan, o no rechazan, una determinada teoría. Esta es, en definitiva, la línea de contraste que inspira gran parte de los tests de especificación defectuosa (véase, a título ilustrativo, Davidson y McKinnon, 1981, o Pesaran y Deaton, 1978). El veredicto final de tal proceso es el rechazo del modelo por resultar incongruente con los datos (es decir, la condena del acusado), o su no rechazo por falta de pruebas en contra (la absolución del inculcado por falta de pruebas). Desde esta óptica, el modesto papel de la econometría es, pues, el rechazo de teorías falsas o su no rechazo. La afirmación de que una teoría o modelo es correcto constituye una meta más ambiciosa, que la econometría *per se* no puede alcanzar (siguiendo con la analogía de los juicios legales, al inculcado se le declara inocente por falta de pruebas en contra, sin que ello necesariamente implique afirmar su virtud). En palabras de Hendry (1987), «los métodos «constructivos» en la investigación empírica no son fiables, dado que no puede «legislarse» cómo desarrollar modelos útiles. La «destrucción» es, no obstante, algo distinto, puesto que se puede actuar como si el modelo fuese válido, y a partir de aquí contraponerlo a la información muestral disponible».

Caso de que no exista una única teoría cuya validez se desee contrastar, sino que el investigador adopte la posición ecléctica de

TEORIAS EXPLICATIVAS DEL CRECIMIENTO DEL GASTO PUBLICO

TEORIA	NATURALEZA	CONTENIDO ESENCIAL	VARIABLES CLAVE	AUTORES
«Ley de Wagner», I: Reestructuración de la sociedad.	Demanda	La transformación de la sociedad tradicional en sociedad industrializada compleja lleva consigo una sustitución de actividad privada (familiar o grupal) por actividad pública: oferta de bienes públicos esenciales (defensa, justicia, orden interno), regulación económica, corrección de externalidades y administración de monopolios naturales.	Empleo en la industria. Participación laboral femenina. Crecimiento demográfico. Estructura poblacional. Densidad de población. Urbanización.	Wagner (1877/90). Bird (1971).
«Ley de Wagner» II: Demandas elásticas de bienes sociales.	Demanda	El crecimiento de la renta real estimula la expansión de los gastos públicos en ciertos bienes de demanda elástica con respecto a la renta: educación, sanidad y redistribución entre otras.	Renta <i>per capita</i> Renta disponible <i>per capita</i> .	Wagner (1877/90). Bird (1971).
Efecto desplazamiento.	Demanda	El gasto aumenta a saltos como consecuencia de conmociones sociales, tras las cuales el nivel de gasto no retorna a su magnitud inicial.	Guerras. Crisis.	Peacock y Wiseman (1961).
Redistribución de la renta.	Demanda	El gasto público en tareas redistributivas tiende a crecer, en una sociedad democrática, por dos motivos: competencia entre partidos por los votos en un contexto de distribución desigual y extensión del derecho al voto a ciudadanos con renta inferior a la media.	Diferencia renta media y mediana. Extensión del derecho al voto.	Downs (1957) Romer y Rosenthal (1979) y Meltzer y Richard (1981).
Grupos de interés.	Demanda	Grupos de presión organizados tienen incentivos a presionar y «cabildear» en favor de gastos cuasiprivados cuyo coste impositivo se distribuye entre toda la población.	Fuerza de los sindicatos. Número y peso de otras organizaciones.	Buchanan y Tullock (1962). Cameron (1978), Becker (1983).
Ilusión fiscal.	Demanda	Los costes de información, la comodidad de los sistemas de recaudación, la distribución temporal de los impuestos y la complejidad del sistema impositivo reducen el «precio» percibido del gasto público.	Déficit público. Ratio impuestos indirectos/impuestos directos. Número de figuras impositivas. Tasa de inflación (remora fiscal).	Puviani (1903). Goetz (1977). Buchanan y Wagner (1977). Oates (1985 b).
Efecto precios relativos y demandas inelásticas.	Demanda-oferta	El bajo crecimiento de la productividad en el sector público y aumentos salariales similares a los registrados en el sector privado estimulan el crecimiento secular del coste relativo de provisión de los bienes públicos. Cuando la demanda de éstos es relativamente inelástica ante cambios en «precios», el gasto público tiende a aumentar en términos nominales (no necesariamente en términos reales y con relación a la renta nacional).	Precio relativo de los bienes y servicios públicos.	Baumol (1967). Beck (1981). Pommerehne y Schneider (1982).
Ciclo político-económico-electoral.	Oferta	La proximidad de elecciones puede estimular políticas de gasto contracíclicas, especialmente si no existen «poderes compensadores» fuertes (bancos centrales, mayorías cualificadas) o en presencia de parlamentos fragmentados.	Tasa de paro. Crecimiento de la renta disponible. Frecuencia electoral. Coaliciones de gobierno.	Frey y Schneider (1981).
Burocracia I: Maximización del presupuesto.	Oferta	Los burócratas tienen preferencia por presupuestos «grandes» (asociados a poder, prestigio y sueldo mayores) y el poder de monopolio necesario para imponer sus propuestas a un legislador relativamente poco informado.	Número de empleados públicos.	Niskanen (1971). Romer y Rosenthal (1979).
Burocracia II: Empleados públicos como votantes.	Oferta	Como votantes, cabe esperar de los burócratas una actitud favorable a mantener y aumentar el peso del sector que les sustenta.	Número de empleados públicos. Actitudes de los burócratas (encuestas).	Bush y Denzau (1977). Frey y Pommerehne (1982).
Ideología del partido gobernante.	Oferta	Gobiernos socialistas o pro-estatistas tienden a incrementar el gasto público más que los de signo liberal o conservador.	Signo del partido en el poder.	Cameron (1978). Castles (1982).
Centralización del poder político.	Oferta	La descentralización fiscal puede tanto aumentar el gasto (cuando existen duplicidades o la financiación del gasto procede de niveles superiores de gobierno) como reducirlo (al existir un control más directo de los gastos locales por los votantes).	Organización política del Estado. Participación de los impuestos recaudados por el gobierno central en el total.	Tarschys (1975). Brennan y Buchanan (1978). Oates (1985 a).

que un fenómeno complejo, como es el crecimiento del gasto público, exige el concurso de multiplicidad de causas, y que todas las formulaciones pueden contener su «gramo de verdad», es posible partir del modelo general para tratar de hallar simplificaciones admisibles y llegar a un compromiso entre la «simplicidad» (o parametrización escueta) y la capacidad de ajuste del modelo. Tal forma de proceder tiene por objeto destacar las principales causas (o, más bien, «regularidades estadísticas») que empíricamente se detectan en la explicación del gasto.

Un enfoque en tal sentido, a través de la estimación de un modelo de «desequilibrio», es el desarrollado para Suecia por Henrekson y Lybeck (1988), trabajo que es objeto de comentario en la siguiente sección.

III. UN MODELO GENERAL DEL COMPORTAMIENTO DEL GASTO PÚBLICO

La contribución de Henrekson y Lybeck al análisis empírico del comportamiento del gasto público es doble. En primer lugar, utilizan un modelo que distingue demanda y oferta de gasto público, rechazando la práctica habitual de asignar un papel dominante o exclusivo a un solo factor. Las ecuaciones contienen una inusual riqueza de variables explicativas potencialmente relevantes, lo cual facilita la «validación» de hipótesis dentro de una misma especificación. Estas ecuaciones son:

$$G^D = f(\text{URBAN}, \text{POP}, Y, \text{RELP}, \text{INCD}, \text{XM}, \text{ORG}, \text{HERFTAX}, \text{DIRTAX}, \text{DEF})$$

$$G^S = g(\text{RELP}, \text{PUB}, \text{UNEMP}, \text{DSOC}, \text{DCOAL}, \text{STAX})$$

donde G^D y G^S son demanda y oferta de gasto público, URBAN mide el grado de urbanización, POP es la población, Y es la renta *per capita*, RELP es el *ratio* del deflactor del consumo público sobre el deflactor del PIB, INCD es la relación renta mediana-renta media, XM mide el grado de apertura de la economía, ORG es el grado de sindicación, HERFTAX es el índice de Herfindahl de complejidad positiva, DIRTAX la participación de los impuestos directos en los impuestos totales, DEF es el déficit público, PUB es el empleo público, UNEMP es la tasa de paro, DSOC y DCOAL son variables ficticias para reflejar la presencia de gobiernos socialistas y coaliciones de gobierno, y STAX es la participación de los impuestos recaudados por el gobierno central en el total de impuestos. Los signos situados bajo las variables explicativas indican la dirección esperada de los efectos de acuerdo con las teorías disponibles.

La segunda aportación de Henrekson y Lybeck reside en el mecanismo de ajuste de oferta y demanda que utilizan. En los modelos convencionales de mercado, el precio del bien juega un papel equilibrador. En el caso del gasto público, el «precio» al que se enfrentan los consumidores puede no tener mucha relación con el deflactor del consumo público de la contabilidad nacional. La ausencia de un mecanismo equilibrador de precios sugiere la utilidad de introducir el concepto de desequilibrio (Clower, 1965, y Barro y Grossman, 1971), cerrando el modelo mediante la condición:

$$G = \text{Max}(G^D, G^S)$$

Así, el nivel de gasto público observado no sería un punto de equilibrio, sino que estaría determinado por los excesos de demanda u oferta. Se supone de esta forma que políticos y burócratas se ajustan prontamente a cualquier aumento de demanda, aunque ello implique un déficit. De igual forma, se supone que cuando la oferta excede a la demanda, aquella determina el gasto efectivo. Una vez realizado, el exceso de oferta será consumido de una u

otra forma. La estimación econométrica de este modelo utiliza métodos de máxima verosimilitud (Henrekson, 1987).

Por el momento, este modelo general ha sido aplicado tan sólo al caso sueco (Henrekson y Lybeck, 1988). Sus resultados ponen de relieve la importancia de la ilusión fiscal (en especial, la que resulta de la existencia de déficit público) y la presión burocrática en favor de un mayor sector público. Asimismo, la demanda de redistribución de renta tiene un papel relevante, especialmente en la explicación de los gastos de transferencia. El «efecto precios relativos» y la existencia de coaliciones electorales muestran también un impacto destacado sobre el gasto. Las restantes teorías encuentran escaso o nulo soporte en los datos.

IV. PROBLEMAS ADICIONALES QUE LA SELECCION DEL MODELO PLANTEA Y POSIBLES EXTENSIONES

Como se ha señalado en las secciones precedentes, la regularidad estadística observada del crecimiento secular del gasto público con relación a la renta en los principales países occidentales ha originado la aparición de abundante literatura que trata de ofrecer un soporte teórico al fenómeno. En muchos casos, empero, el modelo teórico previo no está claro, y éste se convierte en un ejercicio de «medición sin teoría». Los posibles problemas aparejados a este proceso ya fueron destacados con agudeza e ingenio por Koopmans (1947) en un trabajo seminal escrito hace más de cuatro décadas.

Así, las «causas» del crecimiento del gasto pueden diferir de país a país y también pueden diferir en el tiempo. Todo ello plantea serias dificultades a la econometría. En efecto:

a) Si el análisis se concreta a un solo país, se plantea el problema de la falta de «grados de libertad», debido a que las series relevantes deben ser cortas si se desea utilizar como elemento de contraste un periodo de tiempo en el que sea admisible la hipótesis de constancia estructural. Por otro lado, tratar de modelizar el crecimiento a largo plazo del gasto exige, en cierta forma, modelizar los cambios del marco institucional y de las preferencias del gobierno. Tal tarea es, sin lugar a dudas, muy ambiciosa, sobre todo teniendo en cuenta las dificultades que a los economistas se les plantean al tratar de predecir simplemente el presupuesto del próximo ejercicio.

b) Al tomar distintos países, los factores explicativos pueden diferir de país a país debido a las diferencias socioeconómicas y culturales entre ellos existentes. El ajuste de una ecuación para todos ellos puede plantear, por tanto, ciertos problemas. Un ejemplo en tal sentido lo constituye el estudio de Heller y Tait (1983).

c) En ocasiones, es posible ofrecer una explicación aparente satisfactoria para un solo país. No obstante, siempre permanece la duda de si ello se debe a que el investigador ha logrado delimitar el verdadero «mecanismo causal» o a un problema de agotamiento de los datos. Entre un conjunto de números aleatorios e independientes siempre es posible hallar aparentes relaciones de comportamiento si el investigador es lo suficientemente persistente. Ahora bien, la verdadera prueba del modelo, y no de la persistencia del investigador, se produce en el momento de contrastar la capacidad predictiva de aquél fuera de la muestra. Empero, la validez de estas predicciones posmuestrales como banco de prueba puede tropezar con el problema de posibles cambios estructurales, derivados de reformas en el marco legal e institucional que conduzcan a rechazar erróneamente un modelo correcto para la muestra analizada.

Una posible forma de salvar el problema de la «falta de grados de libertad» de que adolecen las estimaciones para un solo país, si bien a costa de imponer ciertas restricciones a los parámetros del modelo, es el recurso de los datos de panel (muestra de corte transversal de países observada a lo largo del tiempo).

Partiendo de una amplia gama de causas potenciales explicativas del gasto público, tal forma de proceder puede permitir:

a) Verificar para cada país cuáles de estos factores tiene capacidad explicativa de la evolución del gasto público.

b) Verificar si, efectivamente, entre los países contemplados existen regularidades empíricas comunes o diferencias susceptibles de ser explicadas por las peculiaridades socioeconómicas de cada país. Si de tal comparación se deducen regularidades empíricas comunes, la estimación conjunta de todas las ecuaciones, imponiendo restricciones admisibles por los datos, puede ofrecer una riqueza informativa de aspectos económicos e institucionales muy superior a la que se deriva de los simples estudios de series temporales, limitados a un solo país, o de corte transversal, referidos a un único período de tiempo.

No obstante, el problema de la medición sin teoría permanece caso de que los resultados obtenidos no estén avalados por un marco conceptual integrado y coherente. Los recientes trabajos de Sahri y Singh (1984), y Diamond y Tait (1988) son buena muestra de las dificultades interpretativas de los resultados del puro análisis causal aplicado a la explicación del crecimiento del gasto público.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BARRO, R. J., y GROSSMAN, H. I. (1971): «A general disequilibrium model of income and employment», *American Economic Review*, 61, págs. 82-93.
- BAUMOL, W. J. (1967): «Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis», *American Economic Review*, 57, págs. 415-426.
- BECK, M. (1981): *Government spending*, Praeger, Nueva York.
- BECKER, G. C. (1983): «A theory of competition among pressure groups for political influence», *Quarterly Journal of Economics*, 98, págs. 371-400.
- BIRD, R. M. (1971): «Wagner's Law of expanding state activity», *Public Finance*, 26, págs. 21-26.
- BRENNAN, G., y BUCHANAN, J. M. (1978): «Towards a tax constitution for Leviathan», *Journal of Public Economics*, 8, págs. 255-273.
- BUCHANAN, J. M., y WAGNER, R. E. (1977): *Democracy in deficit: The political legacy of Lord Keynes*, Academic Press, Nueva York.
- BUCHANAN, J. M., y TULLOCK, G. (1962): *The calculus of consent*, University of Michigan Press, Ann Arbor, Michigan.
- BUSH, W. C., y DENZAU, A. (1977): «The voting behavior of bureaucrats and public sector growth», en T. E. Borchering (ed.): «Budgets...», *op. cit.*
- CAMERON, D. R. (1978): «The expansion of the public economy: A comparative analysis», *American Political Science Review*, 72, págs. 1243-1261.
- CASTLES, F. G. (1982): «The impact of parties on public expenditure», en F. G. Castles (ed.), *The impact of parties*, Beverly Hills, Sage, California.
- CLOWER, R. W. (1965): «The keynesian counter-revolution: A theoretical appraisal», en F. M. Hahn y F. P. R. Brechling (eds.): *The theory of interest rates*, Macmillan, Londres.
- DAVIDSON, R., y MCKINNON, Y. G. (1981): «Several tests for model specification in presence of alternative hypotheses», *Econometrica*, 49, págs. 781-793.
- DIAMOND, J., y TAIT, A. (1988): «The growth of government expenditure: A review of quantitative analysis», *IMF Working Paper*, WP/88/17, febrero.
- DOWNES, A. (1957): *An economic theory of democracy*, Harper & Row, Nueva York.
- FREY, B. S., y POMMEREHNE, W. W. (1982): «How powerful are public bureaucrats as voters?», *Public Choice*, 38, págs. 253-262.
- FREY, B. S., y SCHNEIDER, F. (1981): «Recent research on empirical politico-economic models», en D. A. Hibbs y H. Fassbender (eds.): *Contemporary political economy*, North-Holland, Amsterdam.
- GOETZ, C. J. (1977): «Fiscal illusion in state and local finance», en T. E. Borchering (ed.): *Budgets and bureaucrats: The sources of government growth*, Duke University Press, Durham.
- HELLER, P. S., y TAIT, A. (1983): «Government employment and pay: Some international comparisons», *Occasional Paper*, 24, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- HENDRY, D. F. (1987): «Econometrics in action», *Empirica*, 2-87, *Australian Economic Papers*, págs. 135-156.

- HENREKSON, M. (1987): *Swedish public sector growth: A quantitative analysis*, Memo 102, Department of Economics, University of Gotheborg.
- y LYBECK, J. A. (1988): «Explaining the growth of government in Sweden: A disequilibrium approach», *Public Choice*, 57, págs. 213-232.
- KOOPMANS, T. C. (1947): «Measuring without theory», *Review of Economics and Statistics*, 29, págs. 161-172.
- LARKEY, P. D.; STOLP, C., y WINER, M. (1981): «Theorizing about the growth of government: A research assessment», *Journal of Public Policy*, 1, págs. 157-220.
- LYBECK, J. A. (1988): «Comparing government growth rates: The non-institutional vs. the institutional approach», en Lybeck y Henrekson (eds.): *Explaining the growth...*, *op. cit.*, págs. 29-47.
- LYBECK, J. A., y HENREKSON, M., eds. (1988): *Explaining the growth of government*, Elsevier Science Publishers, North-Holland, Amsterdam.
- MELTZER, A. H., y RICHARD, S. F. (1981): «A rational theory of the size of government», *Journal of Political Economy*, 89, págs. 914-927.
- MUELLER, D. C. (1987): «The growth of government: A public choice perspective», *IMF Staff Papers*, 34, págs. 115-149.
- NISKANEN, W. A. (1971): *Bureaucracy and representative government*, Aldine-Atherton, Chicago, Illinois.
- OATES, W. E. (1985a): «Searching for Leviathan: A political study», *American Economic Review*, 75, págs. 748-757.
- (1985b) «On the nature and measurement of fiscal illusion: A survey», *Working Paper*, 85-13, Department of Economics, University of Maryland.
- PEACOCK, P. D. (1979): *The economic analysis of government and related themes*, St. Martin's Press, Nueva York.
- PEACOCK, A. T., y WISEMAN, J. (1961): *The growth of government expenditures in the United Kingdom*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- PESARAN, M. H., y DEATON, A. S. (1978): «Testing non-nested non-linear regression models», *Econometrica*, 46, págs. 677-694.
- PLOSSER, G. I., y SCHEWERT, G. W. (1978): «Money, income and sunspots: Measuring economic relationships and the effects of differencing», *Journal of Monetary Economics*, 4, págs. 637-660.
- POMMEREHNE, W. W., y SCHNEIDER, F. (1982): «Unbalanced growth between public and private sectors: An empirical examination», en R. A. Haveman (ed.): *Public finance and public employment*, Wayne State University Press, Detroit, págs. 390-426.
- PUVIANI, A. (1903): *Teoria della illusione finanziaria*, Palermo.
- ROMER, T., y ROSENTHAL, H. (1979): «Bureaucrats vs. voters: On the political economy of resource allocation by direct democracy», *Quarterly Journal of Economics*, 93, págs. 27-42.
- SAHRI, B. S., y SINGH, B. (1984): «On the causal directions between national income and government expenditure in Canada», *Public Finance*, 39, págs. 359-393.
- SANDMO, A., ed. (1985): «Nobel Symposium on the growth of government», *Journal of Public Economic*, 28, págs. 273-399.
- TARSCHYS, D. (1975): «The growth of public expenditures. Nine modes of explanation», *Scandinavian Political Studies*, 10, págs. 9-31.
- WAGNER, A. (1877-90): *Finanzwissenschaft*, vols. I y II, C. F. Winter, Leipzig. Parcialmente reimpresso en R. A. Musgrave y A. T. Peacock (eds.) (1958): *Classics in the theory of public finance*, Macmillan, Londres.