

**RELACIÓN DEL DÉFICIT Y DE LA VISIBILIDAD DE LOS IMPUESTOS
CON LA DEMANDA DE GASTO PÚBLICO.**

**Carmen Higuera Torrón
Carmen Marcos García
Teresa Pérez Barrasa**

Instituto de Estudios Fiscales

Agradecimientos: Se agradecen los comentarios y sugerencias realizados por Rafael Frutos Vivar y Javier Salinas Jiménez

**Persona de contacto: Carmen Marcos García - Avda. Cardenal Herrera Oria. 378 28035 Madrid
Teléfono 91 339 89 79 - Fax 91 339 87 47- e-mail carmen.marcos@ief.minac.es**

1. Introducción

La ilusión fiscal es un concepto que hace referencia a la existencia de una infraestimación por parte de los votantes-contribuyentes del precio impositivo que han de pagar por los bienes y servicios públicos. En función de esta apreciación errónea, se demandarían mayores cantidades de éstos y ello generaría un gasto público mayor que el que vendría explicado por un simple modelo de decisión de voto.

En este trabajo se contrasta la hipótesis de la existencia de ilusión fiscal en España ligada a dos variables habitualmente utilizadas en la literatura económica: el déficit público y una medida de la invisibilidad impositiva. Para ello, se utiliza información que abarca el periodo 1970-2001; se aplican técnicas de cointegración y finalmente se estima un modelo de regresión dinámico de las variables en primeras diferencias al no poder rechazarse la hipótesis de no cointegración.

El trabajo está estructurado en cuatro apartados además de esta introducción y un anexo. En el siguiente apartado, se repasan someramente el marco teórico y las principales aportaciones y desarrollos habidos. En el apartado 3, se describe el modelo de referencia y las técnicas aplicadas así como la información de base utilizada. En el apartado 4, se presentan los resultados empíricos obtenidos. Finalmente, en el apartado 5, se resumen las principales conclusiones que se extraen del trabajo realizado. En el anexo, se presentan los resultados que se obtienen con las variables contempladas en niveles, a pesar de que los resultados no permiten verificar la hipótesis de cointegración.

2. Marco teórico y principales desarrollos

En el contexto de la búsqueda de explicaciones y del análisis del crecimiento de los presupuestos del sector público y del déficit público, surge el concepto de *ilusión fiscal* que se basa en la proposición que sostiene que se produce una apreciación errónea, por parte de los ciudadanos –más precisamente de los votantes-, del precio que deben pagar por los bienes y servicios públicos¹. Esta cuantificación errónea, que siempre implica una subestimación del precio impositivo de los bienes y servicios públicos, originará un aumento de la demanda y de la producción de éstos y, por tanto, del gasto público.

La existencia de la *ilusión fiscal* negaría la llamada equivalencia Ricardiana que presupone que los contribuyentes perciben perfectamente las restricciones presupuestarias en el tiempo por lo que se dan cuenta de que cualquier endeudamiento actual deberá ser cubierto con impuestos futuros. La evidencia disponible a partir de estudios realizados con información de series temporales parecen apoyar la hipótesis sobre la miopía de los votantes².

De influencia dominante en el desarrollo de la teoría de la *ilusión fiscal* son los trabajos de Puviani; aunque fueron muy criticados por su generalidad, sirvieron de base para los trabajos posteriores de algunos de los principales teóricos en este campo, como Buchanan y Wagner, que sostienen que los déficits presupuestarios

¹ Una visión más general implicaría que tampoco son correctamente apreciados los beneficios de la actividad de los gobiernos. Aunque los estudios se han venido concentrado en el primero de los aspectos, recientemente se han desarrollado diversos trabajos que analizan la ilusión fiscal desde la perspectiva de la composición del gasto público [Sanz, I. y Velázquez, F.J. (2003)].

² J.L. Raymond y J.M. González-Páramo (1987), realizaron este contraste para España, obteniendo resultados que les conducen a rechazar el cumplimiento de la hipótesis de la llamada equivalencia Ricardiana.

pueden dar soporte a excesos de gasto porque disminuyen el precio percibido del bien o servicio público para la actual generación de votantes.

Los análisis empíricos de la ilusión fiscal han tomado la forma de estudios del gasto público o bien de trabajos que utilizan funciones de demanda de los bienes y servicios públicos. En ambos tipos de trabajos, el gasto o la demanda -que aproximan una medida del tamaño del presupuesto, o de su crecimiento- se regresionan contra diversas variables socioeconómicas, tratando de encontrar los determinantes de la ilusión fiscal, o de su ausencia.

El modelo típico toma la forma siguiente (Oates, 1988):

$$E = \beta X + \gamma F + u$$

siendo: E, la medida del presupuesto

X, un vector de variables explicativas en ausencia de ilusión fiscal

F, un vector de variables que pretenden medir la ilusión fiscal

u, el término de error.

En este marco general, los estudios empíricos han utilizado aproximaciones diferentes, cada una de ellas tratando de modelizar un proceso en el que la ilusión fiscal lleva a los ciudadanos a infraestimar el precio impositivo pagado por los bienes públicos lo que conduce a una mayor oferta de estos. Todas las hipótesis pueden enmarcarse en el simple diagrama desarrollado por Wagner (1976):

(FIGURA 1)

En la figura 1, los valores P_2 y X_2 representan el precio impositivo y la oferta deseada de bienes públicos en ausencia de ilusión fiscal y el área OP_2aX_2 el presupuesto público; esto es consistente con el vector θX , de ausencia de ilusión fiscal. Si existe ilusión fiscal, el precio impositivo percibido cae hasta P_1 , la oferta deseada crece hasta X_1 , siendo el área OP_1cX_1 el presupuesto percibido. Sin embargo, el presupuesto real es OP_2dX_1 ya que el precio impositivo real es todavía P_2 . Los tests empíricos sobre ilusión fiscal buscan evaluar la significación del área X_2adX_1 , es decir, el exceso de presupuesto / ingreso / gasto atribuible al vector de ilusión θF .

Una de las líneas de investigación más importante en relación con la ilusión fiscal liga este fenómeno con la complejidad de los mecanismos recaudatorios. Un aumento de la complejidad o un descenso en su nivel de simplicidad generaría, en términos del esquema anterior, un movimiento en el precio percibido de los bienes públicos hacia abajo. El estudio seminal en esta orientación corresponde a Wagner (1976), que establece que en la medida en que se hace más complejo el sistema fiscal - en el tiempo (financiación mediante endeudamiento), en el espacio (diversas administraciones recaudadoras) y en la diversificación y complejidad de los mecanismos de recaudación- es mayor el coste de obtener información para los contribuyentes-votantes.

Otros autores incluyeron el concepto de "visibilidad" de los impuestos, en el sentido de que cuanto menos visibles sean, más grado de ilusión fiscal generarán: los impuestos indirectos serían menos visibles que los directos; las retenciones en

la fuente disminuirían la visibilidad, etc.³ [Clotfelter (1976), Pommerehne and Schneider (1978), Baker (1983), Breeden and Hunter (1985) y Misioleck and Elder (1987)].

Es Niskanen (1978) el primero que contrasta empíricamente la hipótesis de que el déficit público ha contribuido significativamente en EEUU a la expansión del gasto público, estimando una función de demanda de gasto público en la que como variable precio se toma el precio impositivo de una unidad de servicios públicos federales para el votante medio, obteniendo resultados favorables a la hipótesis de Buchanan-Wagner⁴.

Los resultados de los estudios empíricos en la mayoría de los casos dan soporte a esta hipótesis, aunque no sin conflicto y discusión. Tanto porque no existe unanimidad en los resultados entre países, y ni tan siquiera en los referidos al mismo país, como por el elevado grado de posicionamiento teórico e ideológico ligado a este campo de investigación pues de él se derivan opiniones y apoyos a favor o en contra de la conveniencia de limitar el tamaño del sector público y sobre la intencionalidad de ocultación de los gobernantes.

Los críticos sostienen que alguno de los presupuestos básicos que han sido utilizados son poco consistentes, que la relación existente no tiene porqué ser causal y que existen otras explicaciones posibles para las relaciones detectadas.

³ Se han desarrollado diversos trabajos que tratan de cuantificar la visibilidad del conjunto del sistema impositivo. Roig-Alonso, M. ha realizado diversas elaboraciones para los países de la Unión Europea.

⁴ Diversas hipótesis se han barajado: la que hace depender la ilusión fiscal de la elasticidad-renta de las fuentes de los ingresos tributarios; la que liga la ilusión fiscal al volumen de subsidios y otros beneficios; la que establece una relación entre ilusión fiscal y proporción de propietarios, etc. Un resumen sobre trabajos empíricos realizados se recoge en Doollery y Worthington (1996).

Así, por ejemplo, N. Gemmell *et al.* (1999) afirman que, aunque la evidencia obtenida del trabajo empírico realizado por ellos es consistente con la hipótesis de existencia de ilusión fiscal, vía invisibilidad de los impuestos, también lo es con la idea de que los gobiernos financian los aumentos de gasto utilizando los impuestos marginalmente más eficientes, que tienden a ser los menos visibles. El propio Wagner (1976) afirma que: “Posiblemente podría ofrecerse una interpretación bastante diferente de los resultados empíricos. Podría mantenerse que la elección de una estructura de ingresos se realiza con el fin de minimizar el exceso de gravamen producido por el sistema recaudatorio”. Continúa argumentando sobre el diferente posicionamiento *a priori* que supone inclinarse por una u otra de las interpretaciones y citando a Kuhn (1962) dice: “Elegir entre la maximización presupuestaria y la minimización del exceso de gravamen es un asunto de elegir entre paradigmas alternativos de interpretación de los fenómenos políticos”.

En otro orden de cosas, algunos autores restan validez a las conclusiones derivadas de muchos de los trabajos realizados en el pasado en diversos países, al no haber utilizado ajustes dinámicos. Las conclusiones obtenidas por los que sí han utilizado técnicas de cointegración tampoco son unánimes.

Escaso éxito han tenido los estudios que manejan más de una hipótesis sobre ilusión fiscal y, de hecho, se han realizado muy pocos que incorporen más de dos hipótesis.

En España, J.L. Raymond y J.M. González-Páramo (1988) realizan un trabajo pionero en nuestro país, contrastando la hipótesis de Buchanan-Wagner de existencia de ilusión fiscal asociada al endeudamiento como forma de financiar el gasto, utilizando un modelo de demanda de gasto público. Más recientemente, M. Jaén García (1999) realiza un contraste similar, utilizando técnicas de cointegración. En ambos casos se concluye que el déficit es generador de ilusión fiscal.

3. Modelo de referencia, técnicas e información utilizados

3.1 Modelo de referencia y técnica utilizada

Se va a aplicar un modelo de demanda de gasto público que incluye como factores generadores de ilusión fiscal, al igual que en el trabajo de Gemmell *et al.* (1999), no sólo el déficit sino también una variable que trata de aproximar el peso en la factura tributaria de los impuestos menos visibles.

En dicho trabajo de referencia se parte de un modelo de demanda de gasto público basado en los de Borcharding y Deacon (1972) y de Bergstrom y Goodman (1973):

$$G_i = aY_i^\alpha P_{gi}^\beta \quad (1)$$

donde G_i es el consumo de bienes y servicios públicos realizado por el i -ésimo contribuyente, Y_i es su renta y P_{gi} es el precio impositivo pagado por ello.

El precio impositivo se especifica como $P_{gi} = T_i C N^\alpha$ donde T_i es la parte de impuestos pagada por el i -ésimo contribuyente, C es el coste de una unidad de G y N es la población, siendo α el grado de publicidad-privacidad del gasto.

Suponiendo que $T_i = N^{\alpha-1}$ y sustituyendo en la ecuación de demanda del gasto llegan a :

$$G_i = a Y_i^\beta C^\gamma N^{\alpha(\beta-1)} \quad (2)$$

Para permitir cambios en el tiempo en la relación entre los precios del sector privado y del sector público se utilizan precios relativos [$P_r = (C/P_x)$, siendo P_x los precios del sector público]. Agregando, se obtiene la ecuación de un modelo estándar de demanda de servicios públicos basado en la teoría del votante mediano:

$$G = a Y^\beta P_r^\gamma N^\alpha \quad (3)$$

donde $\alpha = (\beta - 1)(\gamma - 1)$

Dado que los precios son los percibidos por los votantes-contribuyentes, en dicho trabajo se supone que estos son función de un parámetro de percepción que a su vez depende de los dos factores generadores de ilusión fiscal que han considerado: una medida del déficit (D) y la proporción de impuestos poco visibles (V), con lo que llegan a la siguiente ecuación en forma logarítmica:

$$\ln G = \ln a + \beta \ln Y + \gamma \ln P_r + \alpha \ln N + \beta_1 \ln D + \beta_2 \ln V \quad (4)$$

Si ambos factores generasen ilusión fiscal se esperaría que el coeficiente del déficit fuese negativo mientras que el coeficiente de la proporción de impuestos poco visibles fuese positivo.

De cara a la verificación de la hipótesis de que ambas variables son generadoras de ilusión fiscal se comprobará, en primer lugar, si las variables son cointegradas, lo cual permitiría estimar el modelo en niveles y obtener la relación en el largo plazo sin el peligro de que dicha relación fuese espúrea y a continuación estimar el modelo de corrección del error que vendría a representar las relaciones en el corto plazo y la velocidad de su ajuste al largo plazo (según el teorema de representación de Engle y Granger). En otro caso, se transformarían las variables para obtener series estacionarias y se estimaría un modelo de regresión dinámico.

3.2 Aproximación estadística a las variables e información de base utilizada

La información utilizada tiene como período de referencia 1970-2001.

Las variables que se incluyen en el modelo son las recogidas en la ecuación (4), es decir: el gasto público (G); la renta (Y); los precios relativos de los bienes y servicios públicos (P_r); una medida del déficit público (D); una medida de la invisibilidad de los impuestos (V); y la población española (N). Todas ellas aparecen expresadas en logaritmos neperianos.

Todas las variables monetarias se han tomado en pesetas constantes de 1990.

La aproximación estadística a las variables del modelo ha sido la siguiente:

- ✍ El *gasto público* (G) se obtiene como suma de tres grupos de gasto:
 - ✍ El gasto en consumo final de las AAPP deflactado por su propio deflactor.
 - ✍ La formación bruta de capital fijo (FBCF) de las AAPP deflactada por el deflactor de la FBCF.
 - ✍ Las transferencias, incluyendo este término las subvenciones de explotación, los intereses efectivos, las transferencias y otros gastos corrientes de capital. Este grupo de gasto ha sido deflactado por el deflactor de PIB.

- ✍ *La renta* (Y) se ha aproximado por el Producto interior bruto a precios de mercado *per cápita*, deflactado por su deflactor.

- ✍ *Los precios relativos de los bienes y servicios públicos* (Pr) se han aproximado como el cociente entre el deflactor del sector público y el del PIB.
El deflactor de sector público, de elaboración propia, se ha calculado como la suma ponderada de tres deflactores, correspondientes a cada uno de los grupos de gastos públicos considerados:
 - ✍ El correspondiente a los gastos en consumo final de las AAPP.
 - ✍ El correspondiente a la FBCF (que aproxima el deflactor de la FBCF de las AAPP).
 - ✍ El deflactor del PIB, utilizado para deflactar las transferencias, tal y como se definieron anteriormente.

Las ponderaciones utilizadas para su agregación en un único deflactor son las correspondientes al peso de los correspondientes sumandos en el gasto público total (G).

- ⌘ Como medida del *déficit público* generador de ilusión fiscal (D), se ha tomado el cociente entre los ingresos impositivos⁵, deflactados por el índice de precios de consumo (IPC), y el gasto público total (G).
- ⌘ Los *impuestos menos visibles* (V), se han aproximado por el porcentaje que representan los impuestos ligados a la producción e importaciones y las cotizaciones sociales en el total de ingresos impositivos.

Los datos macroeconómicos utilizados se han tomado del Apéndice estadístico del Informe económico de 2001 del BBVA, al publicar esta entidad una serie temporal homogénea más larga que las disponibles en el Instituto Nacional de Estadística (INE). Las diferencias existentes entre ambas fuentes en el período común son mínimas.

4. Resultados empíricos

En primer lugar se ha analizado la *estacionariedad* de las variables implicadas en el modelo a través de los test de Phillips-Perron y de Dickey-Fuller aumentado, para contrastar la existencia de raíces unitarias.

⁵ Los ingresos impositivos incluyen los impuestos sobre la renta y el patrimonio familiar, otros impuestos sobre la renta y el patrimonio, impuestos ligados a la producción e importación, cotizaciones sociales e impuestos sobre el capital.

Tests de raíces unitarias para las variables en niveles. (H_0 :existencia de raíces unitarias)

	Test de Phillips-Perron			Test de Dickey-Fuller ampliado (un retardo)		
	Sin constante	Con constante	Con cte. y tendencia	Sin constante	Con constante	Con cte. y tendencia
LnG	0,12 (0,70)	-1,44 (0,83)	-0,63 (0,99)	2,57 (0,99)	-3,37 (0,02)	-0,75 (0,96)
LnYpc	0,33 (0,75)	-0,08 (0,95)	-3,50 (0,90)	2,00 (0,99)	-0,69 (0,83)	-3,00 (0,15)
LnPr	-3,76 (0,18)	-5,17 (0,39)	-4,62 (0,83)	-1,68 (0,09)	-2,18 (0,22)	-2,21 (0,47)
LnN	0,05 (0,69)	-2,86 (0,66)	-4,94 (0,80)	3,10 (0,99)	-1,72 (0,41)	-1,72 (0,72)
LnD	-0,72 (0,52)	-0,66 (0,91)	-3,57 (0,90)	-0,89 (0,32)	-0,36 (0,90)	-1,17 (0,89)
LnV	0,43 (0,78)	-1,84 (0,79)	-4,30 (0,85)	1,31 (0,95)	-1,37 (0,58)	-1,08 (0,92)

Nota: Entre paréntesis figura el p-valor.

Como puede verse en la tabla anterior, los test realizados para las variables en niveles confirman la existencia de raíces unitarias en todas ellas, por lo que las variables no son integradas de orden cero. En la siguiente tabla se presentan los resultados de dichos test para las primeras diferencias de las variables.

Tests de raíces unitarias para las variables en diferencias (H_0 :existencia raíces unitarias)

	Test de Phillips-Perron			Test de Dickey-Fuller ampliado (un retardo)		
	Sin constante	Con constante	Con cte. y tendencia	Sin constante	Con constante	Con cte. y tendencia
LnG	-6,95 (0,06)	-18,55 (0,01)	-29,77 (0,00)	-2,00 (0,04)	-3,52 (0,01)	-5,21 (0,00)
LnYpc	-5,51 (0,09)	-13,00 (0,04)	-12,98 (0,19)	-2,29 (0,02)	-3,12 (0,03)	-3,15 (0,11)
LnPr	-26,84 (0,00)	-27,08 (0,00)	-30,64 (0,00)	-3,63 (0,00)	-3,57 (0,01)	-4,24 (0,01)
LnN	-6,99 (0,06)	-12,11 (0,05)	-14,34 (0,14)	-4,22 (0,00)	-5,53 (0,00)	-4,37 (0,01)
LnD	-27,75 (0,00)	-28,63 (0,00)	-31,22 (0,00)	-3,94 (0,00)	-3,99 (0,00)	-4,81 (0,00)
LnV	-28,04 (0,00)	-31,03 (0,00)	-32,09 (0,00)	-3,11 (0,00)	-3,53 (0,01)	-3,76 (0,03)

Nota: Entre paréntesis figura el p-valor.

Para estas variables se ha realizado el test de Dickey-Fuller.

Los resultados obtenidos llevan a rechazar la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias; por lo tanto se concluye que todas las variables con las que se va a trabajar son integradas de orden uno.

Dado que el orden de integración de todas las variables es el mismo se investiga la existencia de un vector de cointegración que permita estimar una ecuación en niveles (largo plazo) y un modelo de corrección del error (corto plazo y ajuste al largo plazo).

Para el estudio de la *cointegración*, se comienza por realizar el test de Phillips-Ouliaris.

Test de Phillips-Ouliaris

Estadístico	Valor del estadístico	Valor crítico al 5%
Z_{τ}	-21,57	-41,94
Z_t	-4,08	-4,71

Comparando los valores de los estadísticos con sus valores críticos al 5 por ciento, se observa que resultan ser mayores que éstos, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

Tampoco los resultados del test de Engle y Granger cuyo estadístico se compara con los valores críticos calculados por MacKinnon, permite rechazar la hipótesis de no cointegración.

Test de Engel y Granger

	Valor del estadístico	Valor crítico de MacKinnon al 5%
Con constante	-4,02	-5,25
Con constante y tendencia	-3,96	-5,64

También se ha realizado el test de Johansen, obteniéndose que el rango de cointegración es 3 por lo que no es posible afirmar que la relación existente entre las variables sea única.

Test de cointegración de Johansen

Hipótesis nula	Test de la traza		Test del máximo autovalor	
	Estadístico	Valor crítico al (5%)	Estadístico	Valor crítico al (5%)
Rango 0	176,71	94,15	87,75	39,37
Rango 1	88,96	68,52	34,37	33,46
Rango 2	54,68	47,21	29,48	27,07
Rango 3	25,10	29,68	12,85	20,97

Nota: Se rechaza la hipótesis nula cuando el valor del estadístico es superior al valor crítico.

Todo lo anterior indica que no parece que sea muy apropiado estimar la ecuación definida en el modelo teórico en niveles sino que parece más adecuado realizar un análisis en el contexto VAR o bien estimar un modelo dinámico de las variables en primeras diferencias. En el presente trabajo se ha optado por esto último. No obstante y dado que existen autores que cuestionan la fiabilidad de los test de cointegración, ya que en algunos casos detectan como espúreas relaciones que no lo son, al menos desde una perspectiva económica y viceversa [Guisán, M.C. (2001)], se presentan en el anexo 1 los resultados derivados de la estimación de la regresión en niveles.

Antes de estimar el modelo dinámico, se efectúa un análisis de las relaciones de causalidad entre el gasto público y las dos variables consideradas, el déficit y los impuestos invisibles, para lo cual se lleva a cabo un test de causalidad tipo Granger.

El test se ha realizado con las variables en primeras diferencias, al no haberse podido establecer una relación de cointegración entre ellas, y se ha considerado un retardo. Los resultados obtenidos son los siguientes:

Test de causalidad de Granger

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Valor del estadístico (p-valor)</i>
El déficit no causa el gasto	6,37 (0,02)
La invisibilidad impositiva no causa el gasto	7,59 (0,01)

Estos resultados llevan a rechazar la hipótesis nula con un nivel de significación del 5 por ciento.

El modelo dinámico se ha estimado con las variables diferenciadas -incluyendo hasta un retardo de las mismas- e incorporando dos variables ficticias que toman valor 1 en 1992 y en 1995 respectivamente y 0 en los años restantes. Con estas variables ficticias se pretende, por una parte, captar el efecto de la expo/olimpiadas 1992 y, por otra, corregir el efecto de un atípico que se observa en 1995 y que pudiera deberse a una regularización que hizo el nuevo Gobierno tras las elecciones en 1996, enviando gastos al año anterior.

El modelo obtenido mediante una estimación por MCO es:

$$\ln G_t = 0,01 + 1,05 \ln Y_{pc,t} + 0,34 \ln Y_{pc,t-1} + 0,59 \ln Pr_t + 2,35 \ln N_t + 0,47 \ln D_t + 0,26 \ln D_{t-1} + 0,69 \ln V_t + 0,47 \ln V_{t-1} + 0,04 d_{92,t} + 0,05 d_{95,t}$$

$R^2 = 0,83$ $DW = 1,79$
 Test de Ljung-Box = 3,48 p-valor = 0,75
 No se observa heterocedasticidad en los residuos
 Test de normalidad de los residuos: Shapiro-Wilk = 0,97 p-valor = 0,57

Todas las variables en primeras diferencias han resultado ser significativas mientras que sólo los retardos del PIB per cápita, del déficit y de la invisibilidad impositiva lo han sido.

Dados los importantes cambios políticos que se produjeron durante el periodo analizado, se ha realizado un análisis de cambio estructural a través de los residuos recursivos (CUSUM y CUSUMQ; ver figuras en el anexo 2). Los resultados no permiten apreciar la existencia de dicho cambio estructural durante el periodo considerado.

Los coeficientes del PIB per cápita, los precios relativos y la población tienen signo positivo mientras que el retardo del PIB per cápita, el déficit y su retardo y la invisibilidad impositiva y su retardo tienen signo negativo.

En lo que a la ilusión fiscal se refiere, los resultados indican que en España, en el período analizado, el déficit ha generado ilusión fiscal mientras que no ha ocurrido lo mismo con la invisibilidad impositiva.

Por lo que se refiere al déficit, una variación positiva del mismo en el período anterior, o en el actual, contribuye a un aumento de la variación del gasto público, lo que resulta coherente con lo obtenido en otros trabajos para el caso español.

Sin embargo, la variación positiva del porcentaje de impuestos poco visibles, sea en el período actual o en el anterior, contribuyen negativamente a la variación de la demanda de gasto público. No conocemos estudios para España que analicen

la incidencia de la invisibilidad impositiva en la demanda de gasto público. En el trabajo de Gemmell *et al.* para el Reino Unido sí se concluye que esta variable genera ilusión fiscal.

En relación con ello se puede señalar que, como se ha visto en estudios sobre la percepción impositiva en España (Higuera *et al.*, 2003), la sobrestimación que los ciudadanos hacen del IVA es menor que la que hacen sobre otros impuestos como por ejemplo el impuesto sobre la renta de las personas físicas. Dado que es el impuesto sobre valor añadido (IVA) el que más peso tiene en el conjunto de impuestos pocos visibles la constatación anterior induciría a pensar que al menos esta forma de invisibilidad no genera ilusión fiscal, corroborando los resultados obtenidos.

5. Conclusiones

En el presente trabajo, se pretendía contrastar si tanto el déficit público como el porcentaje de impuestos poco visibles generan ilusión fiscal. Para ello, se ha estimado un modelo dinámico de las variables en primeras diferencias incluyendo un retardo de las mismas. Los resultados obtenidos vienen a confirmar las conclusiones de otros trabajos que muestran que una financiación deficitaria del gasto público sí genera ilusión fiscal. Sin embargo, los impuestos poco visibles (entendiendo por tales los impuestos ligados a la producción y a la importación y las cotizaciones sociales) no producen este fenómeno. En relación con ello se señala que, tal y como se ha visto en algún trabajo reciente sobre percepción impositiva en España, los contribuyentes tienen un elevado grado de consciencia de los principales tributos que pagan.

Referencias bibliográficas

- ? Ashworth J., (1995). "The empirical relationship between budgetary deficits and government expenditure growth: an examination using cointegration". *Public Finance*, vol. 50(1) , pp. 1-18.
- ? Baker S.H. (1983). "The determinants of median voter tax liability: an empirical test of the fiscal illusion hypothesis". *Public Finance Quarterly* 11, pp. 95-108.
- ? Bergstrom T.C. y Goodman R.P., (1973). "Private demands for public goods". *American Economic Review*, vol. 63, nº 3, pp 280-296.
- ? Bocherding T.E. y Deacon R.T. (1972). "The demand for the services of non federal governments". ". *American Economic Review*, vol. 62, pp 891-901.
- ? Breeden C.H. y Hunter W.J. (1985). "Tax revenue and tax structure". *Public Finance Quarterly* 13, pp. 216-224.
- ? Buchanan J.M. y Wagner R.E. (1977). "Democracy in deficit". Academic Press, New York.
- ? Clotfelter C.T. (1976). "Public spending for higher education: an empirical test of two hypotheses". *Public Finance* 31, pp. 177-195.
- ? Dollery, B.E. y Worthington, A.C., (1996). "The empirical analysis of fiscal illusion". *Journal of economic survey*, vol 10, nº 3, pp 261-297.
- ? Engel R.F. y Granger C.W. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica*, vol 55, nº 2, pp. 251-276.
- ? Gemmell N., Morrissey O. Y Pinar A. (1999). "Fiscal illusion and the demand for government expenditures in the U.K.". *European Journal of Political Economy*, vol.15, pp. 687-704.

- ? Green, W.H. (1998). "Econometric analysis". Prentice Hall.
- ? Guisán M.C. (2001). "Causality and cointegration between consumption and GDP in 25 OCDE countries: limitations of the cointegration approach". *Applied Econometrics and International Development*, vol. 1, pp. 39-61.
- ? Higuera C., Pérez T., Salinas F.J. y Sanz J.F. (2003). "Análisis empírico de la percepción impositiva de los contribuyentes españoles: evidencia e impacto sobre las preferencias de reforma tributaria". Presentado en el X congreso de Economía Pública celebrado en Canarias.
- ? Jaén García M. (1999). "Gasto público, déficit y cointegración: un análisis empírico de la hipótesis de Buchanan-Wagner en el caso español". *Hacienda Pública Española*, 150, pp.161-172.
- ? MacKinnon J.G. (1990). "Critical values for cointegration tests". Working Paper, University of California, San Diego.
- ? Misiolek W. Y Elder H.W. (1988). "Tax structure and the size of government: an empirical analysis of the fiscal illusion and fiscal stress arguments". *Public Choice*, 57, pp. 233-245.
- ? Niskanen W.A. (1978). "Deficits, government spending and inflation: what is the evidence?". *Journal of Monetary Economics* 4, pp. 591-602.
- ? Oates W.E. (1975). "Automatic increase in tax revenues-the effect on the size of the public budget". En W.E. Oates (ed.) *Financing the new federalism: revenue sharing conditional grants and taxation*. Baltimore: John Hopkins University Press.
- ? Oates W.E. (1988). "On the nature and measurement of fiscal illusion: a survey". En G. Brennan, B.S. Grewel y P. Groenwegen (eds.) *Taxation and fiscal federalism: essays in honour of Russell Mathews*. Sidney: ANU Press.

- ? Phillips P.C.B. y Perron P., (1988). "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika*, 75, pp335-346.
- ? Phillips P.C.B. y Ouliaris S. (1990). "Asymptotic properties of residual based tests for cointegration". *Econometrica*, vol. 58, nº 1, pp. 165-193.
- ? Pommerehne W. Y Schneider F. (1978). "Fiscal illusion, political institutions and local public spending". *Kyklos* 31, pp. 381-408.
- ? Puviani A. (1903). "Teoria della illusione finanziaria". Palermo.
- ? Roig Alonso, M. (1998) "Fiscal visibility in the European Union member countries: new estimates". *International Advances in Economic Research*, vol. 4, nº 1, pp. 1-15.
- ? Raymond Bara J.L. y González-Páramo M. (1987). "¿Son equivalentes deuda pública e impuestos? Teoría y evidencia". *Papeles de Economía Española*, nº 33, pp. 365-392.
- ? Raymond Bara J.L. y González-Páramo M. (1988). "Déficit, impuestos y crecimiento del gasto público". *Papeles de Economía Española*, nº 37, pp. 125-144.
- ? Sanz I. Y Velázquez F.J. (2003). "Fiscal illusion, fiscal consolidation and government expenditure composition in the OECD: a dynamic panel data approach". Presentado en el VI congreso de Economía Aplicada celebrado en Granada.
- ? Wagner R.E. (1976). "Revenue structure, fiscal illusion and budgetary choice". *Public Choice* 25, pp. 45-61.

Anexo 1: El modelo en niveles

Como ya se señaló en el apartado 4, se ha decidido realizar una estimación del modelo en niveles a pesar de que no puedan considerarse variables cointegradas.

En este caso el resultado obtenido es el siguiente:

$$\ln G_t = 5,69 + 0,84 \ln Y_{pc,t} + 1,77 \ln Pr_t + 4,09 \ln N_t + 0,86 \ln D_t + 1,75 \ln V_t$$

El modelo de corrección del error, que estima la relación en el corto plazo y la velocidad de ajuste al largo plazo -y en el que sólo incluimos las variables significativamente distintas de cero-, es:

$$\Delta \ln G_t = 0,02 + 0,83 \Delta \ln Y_{pc,t} + 1,95 \Delta \ln N_t + 0,47 \Delta \ln D_t + 0,46 \Delta \ln V_t + 0,03 D95 + 0,43 u_{t-1}$$

estimación por el método de Yule-Walker para corregir autocorrelación
 $R^2 = 0,82$ $DW = 1,82$
Test de Ljung-Box = 1,8 p-valor = 0,94
No se observa heterocedasticidad en los residuos
Test de normalidad de los residuos: Shapiro-Wilk=0,98 p-valor=0,80

donde D95 es una variable ficticia que toma el valor 1 a partir de 1995 y cero en los años anteriores y u_{t-1} es el mecanismo de corrección del error.

El ajuste de las desviaciones del largo plazo es de un 43% en un año.

Los resultados obtenidos para la ecuación de largo plazo muestran la existencia de ilusión fiscal debida al déficit, al igual que en el resto de trabajos. La segunda variable introducida en el modelo, la invisibilidad impositiva, no parece ser causante de ilusión fiscal, al ser el signo de su coeficiente negativo; por tanto un

aumento de este porcentaje llevaría aparejado una disminución en la demanda de gasto público.

Anexo 2: Cambio estructural: análisis de los residuos recursivos

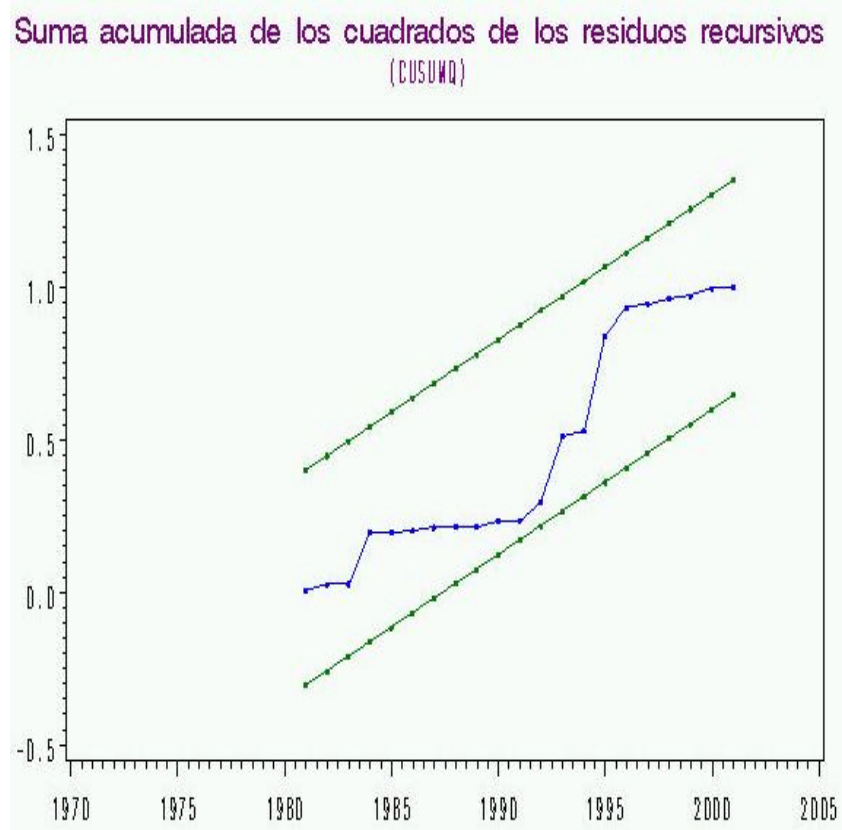
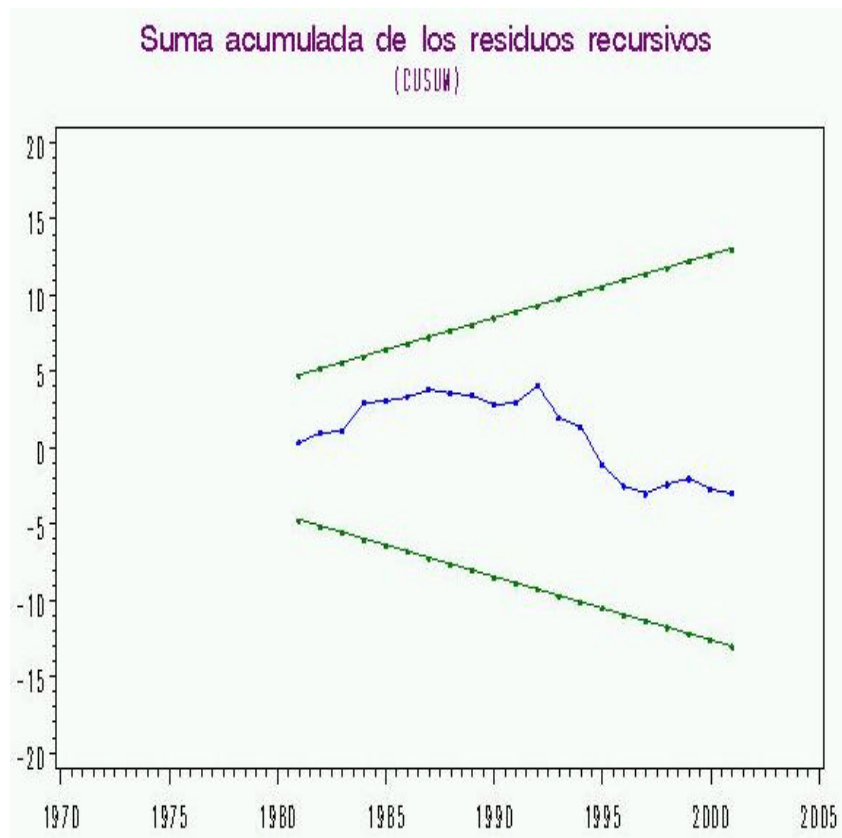


Figura 1:

