

1 Introducción¹

España entró a formar parte de la UEM en 1998. Entre otras cuestiones, ello implicó una política monetaria común, llevada a cabo por el BCE, con el objetivo principal de garantizar la estabilidad de precios en el área del euro en su conjunto. Para facilitar la consecución de este objetivo, los criterios de Maastricht establecieron ciertos límites al tamaño de los déficits y la deuda (entre otras obligaciones), que habían de ser respetados de cara a la adhesión a la UEM. Posteriormente, el Pacto de Estabilidad y Crecimiento (PEC) en el Consejo de Ámsterdam de 1997 estableció que las economías debían mantener posiciones presupuestarias saneadas y registrar saldos presupuestarios en torno al equilibrio o en superávit. Ambas circunstancias implicaron cambios importantes que condicionaron la ejecución de la política fiscal.

Aunque los últimos factores indudablemente constituyan acontecimientos importantes en la reciente historia de las finanzas públicas españolas, los últimos cuarenta años, el período cubierto por los siguientes capítulos, han sido especialmente ricos en acontecimientos [Argimón et al. (1999) constituye una referencia útil para una descripción detallada del período]. Sin embargo, el cambio político tras la muerte de Franco constituye el punto más significativo de ruptura en relación con las finanzas públicas españolas. Las demandas sociales que reclamaban un Estado de Bienestar, la necesidad de un sistema de protección social a raíz de la crisis del petróleo y la falta de instrumentos efectivos de estabilización macroeconómica incrementaron de forma generalizada el volumen de las partidas de gasto público, a la vez que produjeron una profunda recomposición entre ellas. En este sentido, la evolución de transferencias resulta especialmente significativa.

Las mayores necesidades de gasto hicieron inevitables profundas reformas fiscales, centradas en los impuestos sobre la renta personal y sobre los beneficios de las empresas. En este sentido, la reforma fiscal que tuvo lugar en 1978 representa el cambio más radical. Asimismo, entró en vigor un nuevo impuesto indirecto (el IVA se introdujo en enero de 1986). Estas reformas aumentaron considerablemente la capacidad recaudatoria, pero no lo bastante como para cubrir las crecientes necesidades de gasto, lo que derivó en la aparición de déficits persistentes. Además, la progresiva transición hacia una financiación del déficit en condiciones de mercado llevó a que los pagos por intereses aumentaran sustancialmente su peso en el presupuesto. Adicionalmente, el proceso de descentralización y la consiguiente transferencia de competencias a las Comunidades Autónomas contribuyó a alimentar el déficit de las Administraciones Públicas, dado que el proceso de traspaso de competencias no vino acompañado por una transferencia paralela de corresponsabilidad fiscal.

En consecuencia, la deuda pública entró en una senda ascendente, partiendo de niveles inferiores al 13% del PIB en 1974 hasta casi el 70% en 1996. En algunas instancias llegó a considerarse que tal proceso de endeudamiento había entrado en una senda explosiva. ¿En qué medida resulta cierta dicha afirmación? Esta cuestión puede considerarse como el punto de partida para los siguientes capítulos. Así pues, la sostenibilidad de las finanzas públicas aparece como una cuestión clave en España. El capítulo 2 analiza este tema y concluye

1. Esta Tesis Doctoral no hubiese resultado posible sin la magnífica labor realizada por mis directores, Javier Andrés Domingo y José Manuel González-Páramo, cuya dirección ha sido a todas luces excelente. Quiero agradecer de una manera muy especial los comentarios y aportaciones de Pablo Hernández de Cos, coautor de algunos artículos que se integraron en esta tesis. Resultaron asimismo de gran utilidad los comentarios de Luis Julián Álvarez, Carlos Ballabriga, Samuel Bentolilla, Ángel Estrada, José Luis Fernández Serrano, David López-Salido, José Manuel Marqués, Carlos Martínez Mongay y, muy especialmente, de Jordi Galí, Javier Vallés y cuatro evaluadores anónimos que contribuyeron decisivamente a mejorar versiones iniciales de los correspondientes capítulos. Las aportaciones iniciales del tristemente fallecido Rodrigo Peruga merecen una mención singular. Los defectos o errores que el presente trabajo pueda tener son únicamente de mi entera responsabilidad.

que el proceso generador de la deuda en España llegó finalmente a ser insostenible, lo que puso de manifiesto la necesidad de una consolidación fiscal. Indudablemente, la consolidación fiscal está ligada a los criterios de Maastricht para formar parte de la UEM. A este respecto, el cambio gradual de régimen que comienza a principios de los años noventa puede asociarse con el proceso de consolidación que empezó en aquella época. Sin embargo, los resultados en el capítulo 2 muestran que, incluso sin los criterios de Maastricht, un esfuerzo de consolidación fiscal habría resultado finalmente necesario a fin de garantizar un crecimiento estable en el largo plazo.

El PEC establece, sin embargo, la obligación de que las economías registren posiciones de equilibrio presupuestario o en superávit a lo largo del ciclo, lo que implica la necesidad de esfuerzos de consolidación adicionales. En este marco, conviene evaluar hasta qué punto la estrategia de consolidación resulta adecuada. La cuestión reside en cómo debería llevarse a cabo la consolidación fiscal, dadas las relaciones de interdependencia dinámica entre ingresos y gastos públicos, y la posible relación entre los déficits y el tamaño del sector público, para asegurar su éxito en el largo plazo. A este respecto, las relaciones a largo plazo y las posibles direcciones de la causalidad entre estas variables son aspectos claves que deben tenerse en cuenta a fin de identificar los factores que caracterizan las estrategias eficientes de consolidación. Así pues, el capítulo 3 entra en el debate de impuesto-gasto², explorando estos aspectos a fondo. En este sentido, presenta evidencia que sustenta la hipótesis de interdependencia entre ingresos y gastos, detectando asimismo que el patrón de causalidad entre estas variables tiende a modificarse en los años noventa, debido al proceso de consolidación basado en la contención del gasto. Una novedad importante del planteamiento seguido aquí es que tanto la dinámica conjunta de ingresos y gastos como el análisis de sostenibilidad están íntimamente ligados [Payne (2003) resalta que análisis que ligan ambos factores podrían resultar de utilidad, aunque de momento no se han llevado a cabo].

El análisis empírico de los efectos macroeconómicos de la política fiscal es otro aspecto de especial relevancia. Los artículos recientes muestran poco consenso en cuanto a los resultados, lo que pone de manifiesto la falta de acuerdo existente en la profesión sobre los efectos reales de la política fiscal. Por otra parte, el estudio de los efectos que provocan *shocks* fiscales no ha atraído la atención de investigadores en la misma medida que el estudio de los efectos de la política monetaria. No obstante, en los últimos años han surgido muchas contribuciones importantes, principalmente centradas en el caso de Estados Unidos. A pesar de que la visión keynesiana ha encontrado en muchos casos soporte empírico, algunos autores han encontrado resultados «sorprendentes». Según ellos, los *shocks* de política fiscal pueden producir respuestas inesperadas en la actividad que son difíciles de reconciliar con los modelos teóricos. Estos se han dado en llamar efectos «no keynesianos» de la política fiscal y podían manifestarse cuando tanto los tipos de interés como los salarios responden en gran medida a *shocks* fiscales. Mientras que los primeros actúan por el lado de la demanda, el segundo canal actuaría por el lado de la oferta, afectando a los costes de las empresas y a la rentabilidad esperada de la inversión [Alesina et al. (1999)]. Otros estudios, como los de Von Hagen et al. (2001) y Perotti (2002), han detectado efectos de esta clase. También se afirma que es muy probable que tales efectos aparezcan cuando se trata de países con elevados déficits y ratios de deuda crecientes, es decir, cuando la política fiscal entra en una senda insostenible. En estos casos, los episodios creíbles de consolidación podían incluso resultar expansivos, porque, además de los factores anteriormente mencionados, ayudarían a que los agentes formasen expectativas más favorables asociadas a un marco de mayor estabilidad macroeconómica.

2. Payne (2003) recoge los resultados principales en la literatura, los cuales resultan contradictorios y dependientes en gran medida del período y país considerados.

Este es precisamente uno de los argumentos que subyacen al diseño del PEC. Las finanzas públicas saneadas ayudarían a crear un entorno de mayor estabilidad macroeconómica, proporcionando de esta forma una base sólida para un crecimiento sostenible y no inflacionista. En este contexto, la cuantificación empírica de los efectos de la política fiscal adquiere una especial relevancia. Por otra parte, resulta particularmente interesante evaluar los efectos en el corto y medio plazo que se derivan de la consolidación fiscal, y ver en qué medida algunos de los resultados referidos en la literatura son de aplicación en este caso. Por consiguiente, el capítulo 4 aborda estas cuestiones en un contexto VAR y encuentra evidencia de efectos «no keynesianos» de la política fiscal. Igualmente, apoya la hipótesis de que el proceso de consolidación orientado al control del gasto, por resultar necesario como muestran los capítulos previos, no ha implicado elevados costes en términos de empleo o crecimiento económico. De hecho, la Ley General de Estabilidad Presupuestaria, en su exposición de motivos, hace un reconocimiento explícito de los beneficios derivados del proceso de consolidación en España. Finalmente, este capítulo también detecta que los años noventa muestran patrones de respuesta algo diferentes cuando se considera la totalidad del período muestral, proporcionando evidencia sobre la existencia de un cambio de régimen en la política fiscal que tuvo lugar en la pasada década. Este resultado aparece de manera recurrente en el presente estudio.

Por lo tanto, las cuestiones subyacentes a todo el análisis son: a) la necesidad de la consolidación fiscal en España basada en recortes de los gastos públicos que permitieron posteriores reducciones impositivas, y b) los positivos efectos macroeconómicos derivados del proceso de consolidación en términos de una mayor estabilidad macroeconómica. Este último aspecto puede resultar de especial interés, puesto que históricamente la política fiscal en España ha resultado ser desestabilizadora o procíclica, especialmente antes de Maastricht [referencias útiles son Argimón et al. (1999), Lane (2002) y Galí y Perotti (2003)]³. Así pues, la consolidación fiscal puede haber reducido la volatilidad de los *shocks* fiscales y contribuido, por lo tanto, a generar un entorno de mayor estabilidad, creando de esta forma las bases para un crecimiento económico sólido y menos inflacionista [Ballabriga y Martínez-Mongay (2002) sugieren que, más que cambiar de manera apreciable el régimen de política económica, el PEC contribuirá a reducir la variabilidad del componente aleatorio de la política fiscal].

Por lo tanto, aunque las cuestiones anteriormente mencionadas se aborden en diversos capítulos, se encontrarán referencias cruzadas de manera continua. El capítulo 2 trata el problema de la sostenibilidad, mientras que el capítulo 3 se centra en la consolidación a través del análisis de la dinámica conjunta entre gastos e ingresos públicos. El capítulo 4 estudia los efectos macroeconómicos de la política fiscal. El estudio concluye con un breve resumen de los resultados principales. Hay, sin embargo, algunas cuestiones que no se tratan aquí, aunque resulten muy pertinentes para otras áreas de la política fiscal. El comportamiento cíclico, el desarrollo de un modelo de equilibrio general con el fin de evaluar la respuesta de la economía a *shocks* fiscales en un marco estructural microeconómicamente fundamentado, u otros esquemas de identificación alternativos resultan candidatos claros. Sin embargo, algunos de estos se dejarán para futuros trabajos.

3. Ballabriga y Martínez-Mongay (2002) encuentran, sin embargo, que la política fiscal es contracíclica, debido al papel que desempeñan los estabilizadores automáticos.

2 La sostenibilidad de las finanzas públicas¹

2.1 Introducción

La definición usual de sostenibilidad fiscal está basada en la necesidad de que un déficit público se pueda financiar. En este sentido, un determinado régimen de política fiscal será sostenible si, manteniéndose inalterado en sus parámetros fundamentales de manera permanente, satisface la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno. En otras palabras, que el valor de mercado actual de la deuda sea igual al valor presente descontado del flujo de superávits primarios esperados. Ello conlleva que el valor presente descontado de la deuda tienda a cero en el límite.

Si la política fiscal actual puede mantenerse indefinidamente, es decir, si es o no sostenible, es un concepto potencialmente importante que determinará la necesidad de futuras medidas discrecionales de política económica. En este sentido, puesto que el concepto de sostenibilidad se basa en el hecho de que los gobiernos necesitan recursos suficientes para asegurar su capacidad de llevar a cabo las funciones que se les atribuye, el análisis de sostenibilidad constituye un indicador de en qué medida una determinada política actual puede mantenerse de manera indefinida, con las capacidades actuales de generar recursos financieros, sin necesidad de cambios sustanciales en su régimen. Además, la sostenibilidad fiscal puede tener claras implicaciones para la evolución de otras variables macroeconómicas. De esta forma, una política fiscal no sostenible conlleva un riesgo de subidas de tipos de interés en el futuro y, por lo tanto, de una desaceleración del crecimiento económico.

Este análisis para el caso español es de especial relevancia, dado que desde 1975 se han venido implementando sucesivas medidas de política económica encaminadas a constituir un Estado de Bienestar de corte europeo. Este proceso ha corrido en paralelo con el diseño de un sistema impositivo moderno, con el fin de proveer al sector público de la capacidad financiera necesaria. Ambos factores han producido un fuerte incremento de gastos e ingresos públicos de forma paralela, a la vez que la aparición de déficits públicos persistentes. Recientemente, España ha conseguido reducir poco a poco su déficit público, principalmente a consecuencia de un descenso del gasto en porcentaje del PIB que podría tener consecuencias importantes para la sostenibilidad fiscal².

En la literatura se ha propuesto una batería de contrastes de sostenibilidad. Estos se basan en las características estocásticas de los procesos de déficit y deuda, especialmente en lo que se refiere a sus órdenes de integración, y a la posible existencia de relaciones de cointegración entre ingresos y gastos. Estudios anteriores establecen como condiciones para la sostenibilidad fiscal la estacionariedad de la deuda [Hamilton y Flavin (1986)] o que la deuda corregida por el factor de descuento siga un proceso $I(0)$ sin deriva [Wilcox (1989)]³. Trabajos posteriores presentan condiciones alternativas de sostenibilidad: si los ingresos y los gastos públicos totales son series integradas de primer orden, la sostenibilidad requiere que ambas series estén cointegradas [Hakkio y Rush (1991), Haug (1991), Smith y Zin (1991), Trehan y Walsh (1988, 1991)]. Más recientemente, Quintos (1995) introdujo la distinción entre condiciones «fuertes» y «débiles» de sostenibilidad fiscal. La condición «fuerte» se correspondería con la estacionariedad del déficit, mientras que la condición «débil» se verificaría para órdenes de integración de la deuda superiores a la unidad, o incluso para algunos procesos suavemente explosivos en esta variable, lo que implicaría que la restricción presupuestaria intertemporal se verificaría, aunque a un ritmo más lento que en la versión más fuerte.

1. Véase De Castro y Hernández de Cos (2002). 2. Dolado y Vñals (1991) presenta un ejercicio similar, contrastando la sostenibilidad de la deuda exterior de España. 3. Wickens y Uctum (1993) desarrolla un contraste de sostenibilidad cuando se introduce una regla de retroalimentación entre el déficit y la deuda.

Desde un punto de vista económico, hay diferencias importantes entre los conceptos de sostenibilidad fuerte y débil⁴. La sostenibilidad fuerte se entiende como situación en que no se esperan problemas en el futuro en términos de saldo presupuestario, y no habrá, por lo tanto, ninguna necesidad de reformas fiscales de carácter estructural para mantener la sostenibilidad a falta de cambios significativos en los procesos seguidos tanto por los gastos como por los ingresos públicos. Por el contrario, la sostenibilidad débil implica que los gobiernos podrían tener problemas de comercialización de su deuda en un futuro, lo que conllevaría un riesgo sustancial de incrementos de tipos de interés que podría finalmente tener efectos perversos sobre el crecimiento económico y los saldos presupuestarios, haciendo necesarias ciertas reformas fiscales, o al menos un esfuerzo de consolidación. La posibilidad de problemas en la comercialización de la deuda en el futuro surge por el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal a un ritmo mucho más lento, que proviene de un proceso de endeudamiento más rápido que desemboca en un mayor peso de la deuda en términos del PIB. Por consiguiente, la diferencia entre ambos conceptos de sostenibilidad parece muy relevante para la política fiscal, desde un punto de vista tanto positivo como normativo, dado que la sostenibilidad débil puede tomarse como un posible indicador de la necesidad de llevar a cabo un proceso de consolidación fiscal⁵ en el futuro.

Camarero et al. (1998) aplican los contrastes anteriormente mencionados al caso español, mostrando que los ingresos y los gastos públicos están cointegrados solo cuando se tiene en cuenta la posibilidad de cambios estructurales en esta relación. Encuentran que el proceso de déficit es sostenible en sentido débil. Sin embargo, dado que durante el período muestral han tenido lugar en España muchas reformas fiscales, un análisis univariante en profundidad de las series puede ser de gran interés y podría aportar información útil de cara a sacar conclusiones más sólidas acerca de la sostenibilidad de la política fiscal española en estos últimos años. En este contexto, la existencia de cambios en el orden de integración, que pueden asociarse con reformas fiscales o con ajustes graduales, podría ayudar a matizar, o incluso invalidar, las conclusiones que se derivarían de un análisis de cointegración, pues este último solamente tiene sentido cuando las series implicadas no son estacionarias. Por esta razón, en este capítulo se aplican los contrastes tradicionales de sostenibilidad con atención especial al procedimiento propuesto por Quintos y, además, se introduce un análisis univariante que permite detectar la existencia de cambios en el orden de integración de las series, ofreciendo una perspectiva algo diferente al análisis de cointegración.

El resto del capítulo está estructurado del siguiente modo. La sección 2.2 presenta una descripción de la evolución de la política fiscal durante el período considerado (1964-2000), que puede servir para comprender mejor algunos de los resultados. La sección 2.3 describe el marco teórico, mientras que la sección 2.4 muestra los resultados del análisis empírico. Finalmente, la sección 2.5 expone las conclusiones y hace una valoración global.

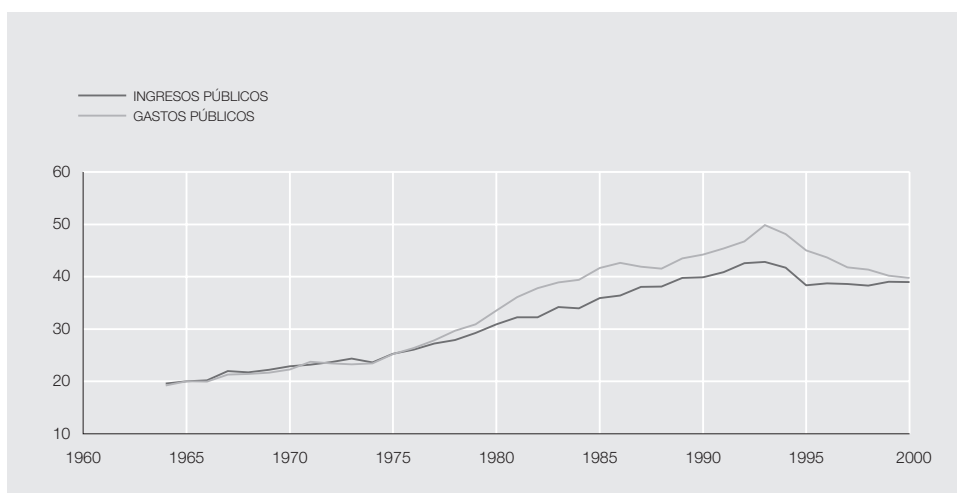
2.2 Déficit y deuda en España⁶

Desde 1964, se pueden distinguir cinco períodos en relación con las finanzas públicas en España. Los gráficos 2.1, 2.2 y 2.3 ilustran los siguientes párrafos:

1964-1975: Fue un período de fuerte expansión económica, donde el PIB real creció de media un 6,4% anual, caracterizado por pequeños superávits presupuestarios y un crecimiento constante de los ingresos y gastos públicos.

1975-1985: En un contexto de crisis económica y de cambio político, la situación previa cambió a partir de 1976, apareciendo déficits presupuestarios. Aunque de pequeña magnitud

4. En este capítulo, el análisis de sostenibilidad tiene sentido en un contexto de ratios de deuda positivas y de déficits persistentes. Por el contrario, si los activos públicos excediesen a los pasivos y se registrasen superávits persistentes, por definición, la sostenibilidad estaría garantizada. 5. Posteriormente, en la sección 2.3 se discuten algunos problemas conceptuales del análisis de Quintos, en concreto relativos al concepto de «sostenibilidad débil». 6. Véase Argimón, Gómez, Hernández de Cos y Martí (1999) para un análisis más profundo de la política fiscal en España.

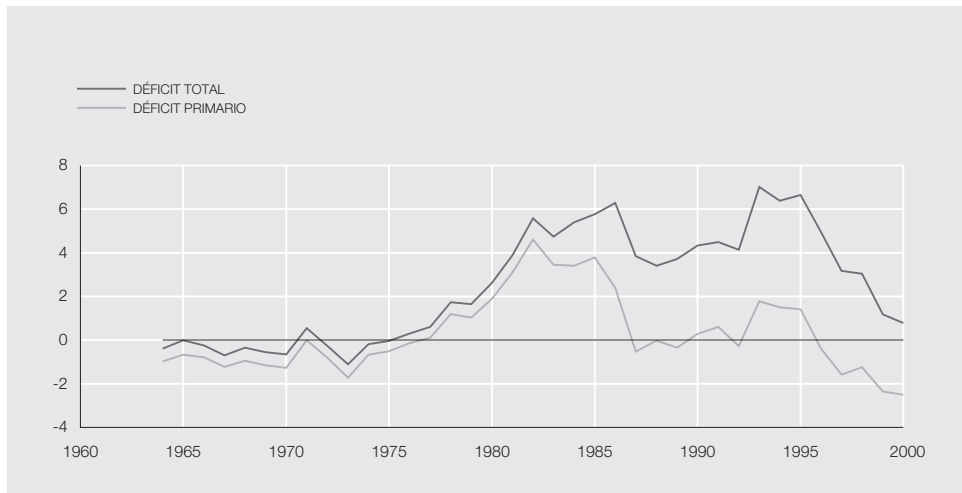


en los primeros dos años, estos crecieron de manera sostenida, con la excepción de 1979 y 1983, alcanzando el 5,8% del PIB en 1985. Por una parte, los gastos públicos en porcentaje del PIB casi se duplicaron en este período (del 23,5% del PIB en 1974 hasta un 41,6% en 1985, lo que representa un incremento medio anual del 1,6% del PIB), debido al bajo crecimiento económico (en términos reales, el PIB creció en media un 1,6% anual) y a la construcción del Estado de Bienestar. Por otra parte, los ingresos públicos aumentaron también de forma apreciable como consecuencia de las reformas fiscales de 1977 y 1978, aunque a un ritmo más lento que en el caso de gastos (los ingresos totales pasaron de un 23,6% del PIB en 1974 hasta un 35,8% en 1985, representando un crecimiento anual medio del 1% del PIB).

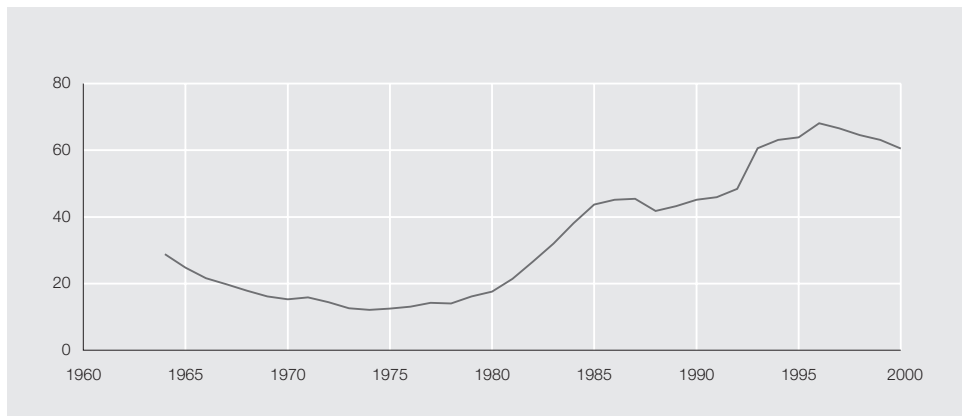
Como resultado de estos desequilibrios presupuestarios, la deuda pública registró una tendencia creciente, pasando de representar un 12,1% del PIB en 1979 a un 43,7% en 1985. Sin embargo, este aumento en la deuda no vino acompañado de una subida similar de la carga de intereses, porque, hasta 1982, alrededor de dos tercios del déficit presupuestario era financiado por el Banco de España y algunas instituciones financieras, fundamentalmente a través de los coeficientes de reservas. De hecho, la deuda pública colocada en condiciones de mercado en los sectores privado y exterior desempeñó un papel muy limitado, representando un porcentaje inferior al 25% de las necesidades de financiación de las Administraciones Públicas. A partir de 1983, el déficit empezó a financiarse de manera más ortodoxa, fundamentalmente a través de la emisión de bonos del Tesoro a corto plazo. Esta circunstancia, conjuntamente con los elevados tipos de interés del momento, duplicó la carga de intereses en porcentaje del PIB entre 1982 y 1985, representando un 2% en este último año.

1986-1988: Tras la adhesión de España a la Comunidad Europea y el comienzo de una nueva fase de expansión, tuvo lugar un cambio en la dirección en la política fiscal española. El déficit presupuestario se redujo del 5,8% del PIB en 1985 hasta un 3,4% en 1988, esencialmente debido al crecimiento de la recaudación. De hecho, los ingresos públicos en porcentaje del PIB aumentaron en 2,2 puntos, mientras que los gastos públicos se redujeron en dos décimas del PIB. Ello dio lugar a una mejora significativa en el saldo primario, que pasó del -3,8% en 1985 a un pequeño superávit en 1988, permitiendo recortar la ratio de deuda hasta un 41,7% en 1988.

1989-1993: En 1989 concluyó el período de restricción fiscal anteriormente mencionado y el déficit volvió a crecer, hasta alcanzar el 7% con la crisis económica de 1993. El saldo primario evolucionó en paralelo al déficit y, tras los pequeños excedentes entre 1987 y 1989, se volvieron a registrar déficits desde 1990, llegando a alcanzar un 1,8% del PIB en 1993. Del mismo modo que en el período 1975-1985, tanto los ingresos como los gastos



DEUDA PÚBLICA



públicos aumentaron su peso de manera apreciable, alcanzando un 42,8% y un 49,8% del PIB, respectivamente, en 1993. Finalmente, a pesar del aumento en el coste durante este período, la deuda pública solo registró un ligero incremento, hasta el 45,9% del PIB, fundamentalmente como consecuencia del fuerte crecimiento del PIB entre 1989 y 1991 (el 11% en términos nominales). Posteriormente, sin embargo, y como consecuencia del aumento en los déficits presupuestarios, de la desaceleración del PIB nominal y de la prohibición de la monetización del déficit a partir de 1994 establecida en el Tratado de la Unión Europea, el peso de la deuda volvió a incrementarse y sobrepasó el 60% del PIB en 1993. En ese año, la carga de intereses se incrementó hasta el 5,2% del PIB en 1993.

1994-2000: La política fiscal en este período vino condicionada por el compromiso de cumplir los criterios de convergencia establecidos en el Tratado de la Unión Europea para regular el acceso a la tercera etapa de la UEM, y, con posterioridad, los límites fiscales establecidos por el PEC. A raíz de este compromiso, la tendencia al desequilibrio presupuestario acabó en 1994 con una reducción moderada en el déficit, aunque en 1995 el déficit público volvió a incrementarse, alcanzando el 6,6% del PIB. A partir de ese momento, y en paralelo con la recuperación económica, comienza un proceso de reducción sostenida del déficit, llegando al 0,8% del PIB en 2000. La disminución del déficit público fue el resultado de un descenso del gasto en porcentaje del PIB más intenso que la reducción del peso de los ingresos de las Administraciones Públicas.

Finalmente, tras superar el 68% del PIB en 1996, la deuda pública entró en una senda suavemente descendente, representando un 60,5% del PIB en 2000. Los factores que constituyen la base de esta disminución comprenden la existencia de superávits primarios entre 1997 y 2000, la caída de los tipos de interés y los ingresos por privatizaciones de empresas de propiedad estatal. Finalmente, los pagos por intereses, que alcanzaron su máximo en 1996 (5,3% del PIB), se redujeron hasta un 3,3% del PIB en 2000, debido a la reducción en el nivel de deuda pública a partir de 1997 y a la disminución de los tipos de interés.

2.3 Marco teórico

Un determinado régimen de política fiscal se considera sostenible si satisface la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno (RPIG). En el período t la restricción presupuestaria puede expresarse del siguiente modo⁷:

$$\Delta B_{t+1} = i_t B_t + G_t - T_t$$

siendo B_t el volumen de deuda al final del período $t-1$ en términos nominales, G_t el gasto primario nominal (excluidos los pagos por intereses), T_t los ingresos públicos e i_t el tipo de interés nominal medio en la deuda en el período $t-1$. Así pues, el término $G_t - T_t$ representa el déficit primario y $G_t^R = i_t B_t + G_t$ el gasto público total.

Por lo tanto, el déficit público vendrá dado por $D_t = G_t^R - T_t$. Sin embargo, las variables en niveles no resultan las más adecuadas de cara a realizar un análisis de sostenibilidad. De hecho, pocos o ningún resultado concluyente se puede extraer con variables que muestran una tendencia al alza si no se toma en consideración el tamaño de la economía, lo que hace aconsejable expresar las variables como porcentajes del PIB, centrando el análisis en el peso que representa la deuda pública. En consecuencia, la restricción presupuestaria en el período t y la definición de gastos públicos totales, ambos en porcentajes del PIB⁸, se expresan como:

$$\Delta b_{t+1} = \lambda_t b_t + g_t - t_t \quad [2.1]$$

$$g_t^R = \lambda_t b_t + g_t$$

donde $\lambda_t = \frac{r_t - h_t}{1 + h_t}$, que representa el incremento neto de deuda neta debido a la diferencia entre el tipo de interés real ex-post, r_t , con h_t , la tasa de crecimiento real del PIB. Tomando λ_t como estacionaria alrededor de una media λ^9 , [2.1] puede expresarse como:

$$\Delta b_{t+1} = \lambda b_t + g x_t - t_t \quad [2.2]$$

donde $g x_t = g_t + (\lambda_t - \lambda) b_t$. Resolviendo [2.2] hacia adelante, se obtiene:

$$b_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j+1} (t_{t+j} - g x_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} b_{t+j+1} \quad ; \quad \gamma^{j+1} = (1 + \lambda)^{-(j+1)} \quad [2.3]$$

7. En este capítulo, el señoreaje no se considera como fuente de ingresos públicos, puesto que el actual marco institucional de la UEM no permite la posibilidad de la financiación del déficit a través del recurso al banco central. Sin embargo, conviene recalcar que durante la primera parte del período muestral el recurso al Banco de España ha sido frecuente. 8. Las letras minúsculas indican los mismos conceptos en porcentajes del PIB. 9. Si λ_t es negativo, el proceso de déficit sería sostenible y tal análisis carecería de interés. Si bien durante la primera parte de la muestra esta variable toma valores claramente negativos debido a las altas tasas de inflación registradas durante mediados de los años setenta, a partir de entonces presenta, en media, valores positivos. Un contraste de raíces unitarias muestra que durante el período muestral esta variable no es estacionaria, lo que puede constituir una limitación del análisis. Sin embargo, un supuesto como este puede resultar razonable en el largo plazo si se asumiese que la economía crece en torno a su potencial y que la inflación resulta asimismo estacionaria. Igualmente, contrastes ADF secuenciales de raíces unitarias muestran que a partir de mediados de los setenta esta serie muestra un comportamiento estacionario, lo que aportaría justificación al marco teórico presentado.

La ecuación [2.2] y su implicación [2.3] no están sujetas a controversia, dado que únicamente sintetizan algunas definiciones de política fiscal. Como Hamilton y Flavin (1986) señalan, lo que resulta de interés económico, y sujeto a refutación empírica, es lo que los acreedores esperan sobre el comportamiento del término de límite en [2.3]. Tomando esperanzas matemáticas en esta ecuación, la hipótesis de cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno puede expresarse como:

$$b_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j+1} (t_{t+j} - gx_{t+j})$$

lo que es matemáticamente equivalente a la condición de transversalidad $E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} b_{t+j+1} = 0$. Tal condición de transversalidad tiene un sentido económico muy bien definido. Implica que, para que un proceso sea sostenible, la deuda actual debe ser igual a la expectativa del valor presente descontado del flujo de superávits primarios futuros. De no ser así, se requerirán las medidas de estabilización para devolver al déficit público a una senda sostenible.

Los contrastes empíricos generalmente requieren utilizar la representación [2.3] en términos de Δb_t , lo que conduce a la siguiente expresión:

$$g_t^R - t_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j+1} (\Delta t_{t+j} - \Delta g x_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} \Delta b_{t+j+1} \quad [2.4]$$

donde el lado izquierdo de [2.4] representa el déficit público. Para imponer una restricción análoga a la restricción presupuestaria intertemporal con que se enfrenta un individuo, debería cumplirse la siguiente condición de transversalidad:

$$E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} \Delta b_{t+j+1} = 0 \quad [2.5]$$

Los contrastes de sostenibilidad en la literatura tratan de verificar el cumplimiento de la condición de transversalidad para el gobierno. Estos prestan una atención especial a los órdenes de integración de los procesos de déficit y deuda, y a las estructuras estocásticas subyacentes, así como a la posible existencia de relaciones de cointegración entre ingresos y gastos. Hansen y otros (1991) analizan las condiciones bajo las cuales se puede contrastar la restricción presupuestaria intertemporal y señalan que dicha restricción no impone restricciones observables sobre los procesos de ingresos y gastos. Ello requiere que el supuesto de que estas variables sigan representaciones lineales invariantes debe acompañarse de restricciones adicionales que acoten el espacio paramétrico. En este sentido, el supuesto de estacionariedad de λ alrededor de una constante lleva a un modelo de expectativas racionales lineal exacto. Por ello, si los procesos de ingresos y gastos fuesen integrados de primer orden, el cumplimiento de la RPIG requeriría cointegración entre ambas variables.

Debe señalarse, sin embargo, que las expresiones [2.3] y [2.5] no son totalmente equivalentes. De hecho, el cumplimiento de [2.5] constituye un requerimiento más débil que [2.3].

En muchos casos, también en el presente capítulo, los contrastes se llevan a cabo sobre expresiones equivalentes a [2.5]. Un procedimiento usual consiste en contrastar si el proceso Δb_t es estacionario con media cero mediante diversos procedimientos o, de manera alternativa, la estacionariedad de g_t^R si ambas series son $I(1)$ [Trehan y Walsh (1988)]. Este procedimiento implica contrastar la existencia de cointegración entre ingresos y gastos cuando se impone el vector de cointegración $(1, -1)$, lo que resultaría equivalente a contrastar la existencia de cointegración en:

$$t_t = \alpha + \beta g_t^R + \varepsilon_t \quad [2.6]$$

para posteriormente contrastar la hipótesis conjunta $H_0: \alpha=0; \beta=1$. Por consiguiente, el déficit sería no sostenible si Δb_t fuese no estacionario, o si no existiese cointegración en [2.6] con $(1, -1)$ como vector de cointegración y media cero.

Quintos (1995) argumenta que, si existe cointegración con $\beta=1$, la condición de transversalidad [2.5] se cumple porque $\Delta b_t = Op(1)$ y, en consecuencia, el término de límite se comporta como:

$$E_t \lim_{T \rightarrow \infty} \exp(-T k) = 0 \quad [2.7]$$

donde k es una constante positiva y $Op(\cdot)$ la velocidad a la que una secuencia estocástica converge en probabilidad a una secuencia no estocástica. Sin embargo, Quintos sostiene que estos métodos solamente hacen referencia a condiciones suficientes de sostenibilidad. Generalmente, no es necesario que Δb_t sea $I(0)$ para que se cumpla [2.5]. Si Δb_t es $I(d)$, siendo d un orden de integración finito, se verifica que $\Delta b_t = Op(T^{d/2})$, pues, en este caso, el término de límite en [2.5] se comporta como:

$$E_t \lim_{T \rightarrow \infty} \exp(-T k) T^{d/2} = 0 \quad [2.8]$$

Este resultado determina que, si Δb_t es un proceso integrado de cualquier orden finito, el factor de descuento decrece a un ritmo más rápido que el crecimiento que muestra Δb_t , haciendo que se cumpla la condición de transversalidad [2.5] y, por lo tanto, la versión en diferencias de la RPIG, aunque el término de límite en [2.5] se aproxime a cero a un ritmo inferior que cuando Δb_t es $I(0)$ ¹⁰. En consecuencia, según la terminología empleada por Quintos, un proceso de déficit se puede considerar como «fuertemente» sostenible si el término de límite en la condición de transversalidad se comporta como [2.7], mientras que si este límite se comporta como [2.8] el proceso sería débilmente sostenible. Por lo tanto, solamente cuando Δb_t tenga una raíz explosiva de cierta magnitud que compense el factor de descuento, el déficit será no sostenible.

Así pues, la sostenibilidad fuerte implicaría que, de mantenerse una situación como la actual, no resultaría probable que surgiesen problemas en el futuro que precisasen de un ajuste. Por el contrario, una situación presupuestaria débilmente sostenible podría acarrear problemas de comercialización de la deuda en el futuro que conllevarían un riesgo de aumentos de tipos de interés ligados a mayores volúmenes de emisión de deuda. En el caso de que estos problemas de comercialización se materializasen, la estabilidad macroeconómica podría resultar comprometida, por lo que se requerirían reformas fiscales de carácter estructural para reconducir dicha situación.

En este contexto, Quintos muestra que $\beta=1$ en [2.6] es solamente una condición suficiente de sostenibilidad, ya que implicaría que la condición de transversalidad se comporte como [2.7]. Sin embargo, no es una condición necesaria, siendo $0 < \beta \leq 1$ condición necesaria y suficiente, mientras que la cointegración es solamente una condición suficiente. Sustituyendo [2.6] en [2.1], queda:

$$b_{t+1} = (1 + \lambda_t(1 - \beta))b_t + (1 - \beta)g_t - \alpha - \varepsilon_t \quad [2.9]$$

o, equivalentemente:

$$\Delta b_{t+1} = \lambda_t(1 - \beta)b_t + (1 - \beta)g_t - \alpha - \varepsilon_t = (1 - \beta)g_t^R - \alpha - \varepsilon_t \quad [2.10]$$

¹⁰ Quintos sostiene que, aun cuando Δb_t contenga una tendencia, el término del límite tiende a cero, aunque a un ritmo aún más lento que en [2.8], lo que haría que el déficit siguiese siendo débilmente sostenible. Sin embargo, parece difícil pensar que un proceso de esas características pueda resultar sostenible. Como se discute posteriormente, si el proceso estocástico que sigue la serie Δb_t tiene una constante positiva, independientemente de si resulta o no estacionario, viola la RPIG. Esto también sucederá si Δb_t presenta una tendencia positiva que implique una aceleración constante de la ratio de deuda sobre el PIB.

Si g_t^R es $I(1)$, $0 < \beta < 1$ implicaría, dado [2.10], que Δb_t es $I(1)$, independientemente de si ϵ_t es $I(0)$ o $I(1)$. Es decir, la existencia de cointegración en [2.6] no desempeñaría ningún papel y, por lo tanto, la condición de transversalidad se comportaría como [2.8], siendo el proceso de déficit sostenible solo en su versión débil. Por el contrario, Δb_t será $I(0)$, y por lo tanto el déficit fuertemente sostenible, cuando se cumpla que $\beta = 1$ y a su vez ϵ_t sea $I(0)$, es decir, que exista cointegración entre ingresos y gastos públicos. Si se rechaza la existencia de cointegración en (2.6) y β es igual a 1, el déficit será débilmente sostenible, pues, según [2.10], Δb_t será también $I(1)$. Finalmente, si $\beta = 0$, el déficit no será sostenible, dado que, según [2.10], Δb_t crecería a una tasa mayor que λ , con lo que el factor de descuento nunca compensaría Δb_t . El cuadro 2.1 sintetiza las diferentes posibilidades.

Según el proceso descrito anteriormente, Quintos sugiere primero analizar los órdenes de integración de las variables g_t^R y t_t y, si estas son $I(1)$, estimar la ecuación [2.6] y contrastar la hipótesis nula $H_0: \beta = 0$ contra la alternativa $H_a: \beta > 0$. Si se acepta H_0 , el déficit no es sostenible, mientras que, si se rechaza, se debe contrastar la hipótesis $H_0: \beta = 1$ contra la alternativa $H_a: \beta < 1$. En caso de que se rechazase H_0 , se tendría que $0 < \beta < 1$ y, por tanto, la condición de transversalidad [2.5] se comportaría como [2.8], con lo que el déficit sería débilmente sostenible. En este caso, como muestra [2.9], el proceso de deuda contendría una raíz explosiva. Por otra parte, si la hipótesis $H_0: \beta = 1$ no puede rechazarse, se debería contrastar la existencia de cointegración en [2.6]. En caso de que exista cointegración, la condición de transversalidad se comportará como [2.7] y, por lo tanto, la política fiscal será sostenible en sentido fuerte. Si, por el contrario, se rechaza la existencia de cointegración en [2.6], la condición de transversalidad se comportará de nuevo como [2.8], siendo el déficit débilmente sostenible.

Antes de presentar los resultados empíricos para el caso español, deben clarificarse algunos elementos y ponerse de manifiesto las limitaciones del marco teórico previo. Primero, parece difícil distinguir el concepto de «sostenibilidad débil» de una situación de no sostenibilidad. Puesto que este hace referencia a una situación en la que la ratio de deuda/PIB aumenta de manera constante, aunque la condición [2.8] pudiera satisfacerse, desde un punto de vista económico, dicha política fiscal parece difícil que pueda mantenerse indefinidamente. Por consiguiente, el concepto de «sostenibilidad fuerte», es decir, la estacionariedad del proceso de déficit, y por tanto de Δb_t , con media cero parece ser el más relevante a efectos de llevar a cabo una valoración de la sostenibilidad de la política fiscal. De hecho, si el proceso fuese estacionario con media positiva, dicha política violaría la RPIG, pues implicaría en el marco de [2.4] una ratio de deuda creciente de manera indefinida.

En segundo lugar, el concepto de sostenibilidad es ligeramente distinto del cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal. Por una parte, el análisis de sostenibilidad intenta dar respuesta a la pregunta de si la política fiscal actual puede mantenerse indefinidamente, es decir, si se satisface la RPIG cuando los procesos seguidos por las variables relevantes permanecen inalterados en el futuro. Por otra parte, la restricción presupuestaria intertemporal puede cumplirse, incluso si la política fiscal actual es no sostenible, siempre que los agentes económicos esperen en el futuro un cambio en los parámetros fundamentales de la política fiscal. En otras palabras, el test de sostenibilidad de la deuda es algo diferente del contraste del cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal, puesto que en un análisis de sostenibilidad se impone una condición adicional, a saber, que el sector público se comporte en el futuro de la misma manera en que lo hizo en el pasado.

Finalmente, y para encuadrar mejor el análisis en el marco de desarrollos macroeconómicos relativamente recientes, conviene señalar que el contexto de este capítulo queda fuera del ámbito de la reformulación de la «teoría fiscal del nivel de precios» desarrollada por Woodford, Cochrane, Sims y otros. Esta implicaría que las sendas de ingresos, gastos públicos y señoreaje podrían fijarse exógenamente sin poner en peligro la sostenibilidad, pues la RPIG se verificaría a través de un ajuste en el nivel general de precios que corregiría el valor real de la deuda. Por el contrario, el marco conceptual descrito es eminentemente ricardiano,

Valores de β y	Posibilidades para $g_t^R \sim I(1)$		
	Cointegración en [2.6]	provoca Δb_t	\Rightarrow Conclusión sobre sostenibilidad
$\beta = 1$	Sí	$I(0)$	Sostenibilidad fuerte
$\beta = 1$	No	$I(1)$	Sostenibilidad débil
$0 < \beta < 1$	No desempeña ningún papel	$I(1)$	Sostenibilidad débil
$\beta = 0$	No desempeña ningún papel	$I(1)$	No sostenibilidad

lo que implica que, ante una regla de política fiscal insostenible, para que se cumpla la RPIG, o bien deberán llevarse a cabo ajustes fiscales, que podrían resultar altamente costosos, o bien los gobiernos deberían recurrir al señoreaje, generando inflación [véase Buitier (1999)]. Esto último tiene también costes serios en términos de credibilidad y crecimiento, que han sido explorados con profundidad en la literatura.

2.4 Resultados empíricos

Los resultados empíricos presentados en esta sección se basan en datos anuales de la Contabilidad Nacional de España según el SEC-79 de deuda pública (b_t), déficit público (d_t) e ingresos (t_t) y gastos públicos (g_t^R) durante el período 1964-2000, en porcentaje del PIB¹¹. El uso de variables en porcentaje del PIB se basa en su más directa interpretación económica, al tener en cuenta la dimensión de la economía¹². Conviene señalar que el reducido tamaño de la muestra puede constituir un inconveniente del análisis, dada la conocida falta de potencia de los contrastes de raíces unitarias, lo que obliga a tomar los resultados con cautela.

2.4.1 ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Dado que t_t y g_t^R son procesos integrados de primer orden (véase el apéndice 2.A), se pueden seguir los pasos descritos por Quintos. En primer lugar, se estimó [2.6] por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), según el procedimiento de máxima verosimilitud sugerido por Johansen, y por el procedimiento no paramétrico propuesto por Phillips y Hansen (1990)¹³, para los cuales se llevaron a cabo los contrastes de cointegración basados en los estadísticos ADF y de Phillips (1987), así como los estadísticos de la traza sugeridos por Johansen. Los resultados de los contrastes de cointegración se resumen en el cuadro 2.2 y, como se puede apreciar, ninguno rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre ambas variables. Por otra parte, la pendiente estimada está entre cero y uno, lo que en principio, según Quintos, llevaría a concluir que el déficit es débilmente sostenible.

11. Fuentes: INE y Banco de España. Las series desde 1998 se han ampliado hasta 2000 con datos de Contabilidad Nacional elaborados con la metodología SEC-95. 12. Camarero et al. (1998) utilizan las mismas fuentes de datos, llevando a cabo su análisis no solo con variables en porcentajes del PIB, sino también en valores reales en niveles y en términos per cápita reales, aunque su período muestral es algunos años más corto, terminando en 1996. 13. Este último puede ser aconsejable bajo la hipótesis de endogeneidad de los regresores, lo que produce un sesgo asintótico de segundo orden en los estimadores por MCO. El sesgo asintótico de segundo orden surge porque los estimadores siguen siendo consistentes cuando existe cointegración. Para corregir este sesgo aconsejan estimar por variables instrumentales, pero los instrumentos no eliminan completamente el sesgo asintótico cuando los regresores son endógenos. Por lo tanto, sugieren llevar a cabo correcciones semi-paramétricas en la matriz de covarianzas a largo plazo, que produce estimadores asintóticamente insesgados en mediana. Estos estimadores «completamente modificados» (*fully-modified*) constituyen la base de los llamados tests de Wald completamente modificados, que pueden emplearse para contrastar hipótesis lineales sobre los coeficientes en regresiones de cointegración, y sus distribuciones asintóticas siguen una chi-cuadrado, χ^2 . La corrección de la matriz de covarianzas está basada en el procedimiento sugerido por Andrews y Monahan (1992).

$$t_t = \alpha + \beta g_t^R + u_t$$

	OLS (Phillips-Ouliaris)	Phillips-Hansen	Johansen	Valores críticos		
				10%	5%	1%
β	0,77	0,78	0,67			
ADF	-1,65	-1,69		-3,51	-3,80	-4,36
Z_α	-17,13	-16,81		-23,19	-27,08	-32,19
Z_t	-1,36	-1,93		-3,51	-3,80	-4,36
Traza $r=0$			11,64		19,96	24,60
$r \leq 1$			3,33		9,24	12,97
Tests de Wald completamente modificados		$\beta = 0$ 385,01 *** $\beta = 1$ 30,15 ***		2,71	3,84	6,63

a. Los valores críticos para los estadísticos Z_α y Z_t se han tomado de Phillips y Ouliaris (1990).

Sin embargo, tal resultado no es en absoluto concluyente, porque la ausencia de cointegración produce una estimación espúrea de β . Para evitar este problema, [2.6] se estimó en primeras diferencias por MCO [Hamilton (1994)], con un coeficiente $\beta=0,49$, que resultó ser estadísticamente diferente de 0 y de 1. La ecuación en primeras diferencias también fue estimada por variables instrumentales para evitar el sesgo de endogenidad, dando un coeficiente $\beta=0,40$, también estadísticamente diferente de 0 y de 1. Dado el cumplimiento de la condición $0 < \beta < 1$, la condición de transversalidad [2.5] se comportaría como [2.8], y el proceso de déficit sería, en consecuencia, sostenible en forma débil. Además, por [2.9] sabemos que el proceso de deuda debería tener una raíz explosiva, lo que resulta coherente con las t-ratios positivas obtenidas en los contrastes de raíces unitarias para b_t sin constante ni tendencia determinística (véase el apéndice 2.A). La raíz explosiva de pequeña magnitud puede explicar por qué esta variable puede ser aproximada mejor por un proceso $I(1)$ en vez de por un proceso $I(2)$.

Los resultados obtenidos hasta ahora no son en absoluto concluyentes, ya que la potencia de los estadísticos ADF y de otros contrastes de cointegración disminuye de manera ostensible en presencia de rupturas estructurales¹⁴. A lo largo del período muestral han tenido lugar muchas reformas fiscales en España. En especial, desde finales de los años setenta, la política fiscal en España cambió de un sistema en que los presupuestos de las Administraciones Públicas estaban formalmente equilibrados, o incluso con pequeños superávits, a otro, a partir de 1976, con déficits públicos persistentes, ligados a la expansión del gasto como consecuencia de la tendencia a construir un estado de bienestar según modelos europeos. Asimismo, se acometió también una profunda reforma del sistema impositivo con la introducción del impuesto sobre la renta personal en 1978 y el IVA en 1986. A esto se sumó la progresiva tendencia a partir de 1983 a una financiación más ortodoxa del déficit en lugar de su monetización, que corrió en paralelo con elevados desequilibrios presupuestarios. Ello trajo consigo un incremento muy significativo de la ratio deuda/PIB y un aumento subsiguiente en el peso de los pagos por concepto de intereses. Finalmente, el proceso gradual de descentralización fiscal tras la constitución de 1978 ha producido una transferencia de competencias del Estado a las Comunidades Autónomas respecto de la gestión de ciertos servicios, junto con algunos acuerdos para transferir recursos de cara a financiar estas competencias.

14. Véanse Hansen (1992), Hansen y Johansen (1992), Gregory, Nason y Watt (1996) y Gregory y Hansen (1996).

Modelo	Inf ADF	Año	MeanADF	Z_t	Z_α	Año	Val. crít. (a)		Val. crít.		Val. crít.	
							InfADF, Z_t		MeanADF		Z_α	
							10%	5%	10%	5%	10%	5%
Cambio de nivel (C)	-3,8	1991	-2,25	-3,28	-19,13	1985	-4,34	-4,61	-3,53	-3,8	-36,19	-40,48
Cambio de régimen (C/S)	-4,4	1987	-2,4	-4,39	-25,91	1987	-4,68	-4,95	-3,52	-3,78	-41,85	-47,04

a. Los valores críticos se han tomado de Gregory y Hansen (1996). Las columnas del año hacen referencia a los puntos de ruptura más probables según los estadísticos.

En función de estos argumentos, se llevaron a cabo varios contrastes que consideran la posibilidad de existencia de rupturas estructurales en la relación de cointegración. Los contrastes empleados fueron los propuestos por Gregory y Hansen (1996), Hansen (1992) y Hansen y Johansen (1993).

El test de Gregory y Hansen

Gregory y Hansen (1996) consideran la posibilidad de cambios estructurales en el vector de cointegración a lo largo del período muestral en un solo punto desconocido. De existir estos, el estadístico ADF estándar y los test Z_α y Z_t de Phillips pierden potencia. Por consiguiente, si el verdadero modelo es de cointegración con un cambio de régimen, un análisis de cointegración estándar que consista en el cálculo de los estadísticos ADF y Z_α y Z_t de Phillips sobre los residuos de la estimación de [2.6] tenderán a no rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración. Gregory y Hansen proponen un estadístico válido para contrastar la hipótesis nula de ausencia de cointegración contra la alternativa de cointegración con una ruptura estructural en un punto desconocido. En consecuencia, ellos consideran tres posibles modelos. Así pues, permiten cambios solo en la constante, con y sin tendencia determinística, y cambios tanto en la constante como en la pendiente. Estos se denominan modelos con «cambio de nivel» (C), «cambio de nivel con tendencia» (C/T) y «cambio de régimen» (C/S), respectivamente. En este contexto, la relación estable de cointegración sin rupturas estructurales es solamente un caso particular. El procedimiento consiste en estimar por MCO y llevar a cabo los tests de cointegración para cada posible punto de ruptura, seleccionando como el más probable aquel que lleva asociado el valor absoluto más alto de estos estadísticos secuenciales, InfADF (para los detalles técnicos, véase el apéndice 2.B).

El cuadro 2.3 muestra los resultados de estos contrastes para el caso español. Como puede apreciarse, ninguno de los estadísticos resultó ser significativo. Estos resultados, así como los del cuadro 2.2, parecen confirmar la hipótesis de ausencia de cointegración en [2.6]. Sin embargo, aunque no significativos, los estadísticos muestran como punto de ruptura más probable para un cambio de régimen de política fiscal algún momento entre finales de los ochenta y principios de los noventa.

El test de Hansen

Hansen (1992) también considera la posibilidad de una ruptura estructural en un punto desconocido del tiempo, aunque, al contrario que en el test de Gregory y Hansen, la hipótesis nula es la existencia de cointegración. Hansen proporciona tres estadísticos para contrastar la inestabilidad paramétrica basados en los residuos completamente modificados de la ecuación de cointegración. Estos estadísticos son complementarios a los propuestos por Gregory y Hansen, en el sentido de que Hansen contrasta la hipótesis nula de existencia de cointegración sin cambio estructural contra la alternativa de existencia de un cambio de régimen. Tomando la terminología

Estadístico	Valor	P-valor (a)
Lc	0,06	0,20
MeanF	1,97	0,20
SupF	6,25	0,20

a. La columna de P-valor muestra la probabilidad de inestabilidad paramétrica. Una probabilidad igual a 0,20 \leq 0,20. Según Hansen (1992), un P-valor superior a 0,20 puede tomarse como evidencia de estabilidad paramétrica.

de Hansen, estos estadísticos se llamarán SupF, MeanF y Lc. El cuadro 2.4 presenta los valores que tomaron dichos estadísticos, mostrando evidencia de estabilidad paramétrica¹⁵.

Obsérvese que la hipótesis nula puede rechazarse no solo porque haya un cambio estructural, sino también porque no exista cointegración en [2.6]. Por lo tanto, el estadístico Lc puede también entenderse como un contraste de cointegración de multiplicadores de Lagrange (LM). El valor que toma sugiere una relación de cointegración estable entre ingresos y gastos públicos, contrariamente a los resultados derivados de los contrastes estándar y de los propuestos por Gregory y Hansen.

El test de Hansen y Johansen

Hansen y Johansen (1993) no examinan directamente la estabilidad de los parámetros en la ecuación de cointegración, sino la estabilidad de los valores propios asociados al modelo de corrección de error (en adelante, MCE). Ellos proponen un contraste recursivo de razón de verosimilitud (LR) en el que la hipótesis nula es la existencia de cointegración en cada submuestra¹⁶. Los estadísticos que se han de considerar se denominarán SupHJ y MeanHJ (cuadro 2.5), que se corresponden con el máximo y la media, respectivamente, de la secuencia de todos los estadísticos HJ para cada posible punto de ruptura. Ambos estadísticos, SupHJ y MeanHJ, resultaron ser significativos al nivel de significatividad 5%, lo que podría indicar la existencia de una ruptura estructural, si bien, más probablemente, de manera gradual.

Sin embargo, los resultados arriba comentados no resultan concluyentes sobre la existencia de una ruptura estructural en la relación entre las variables consideradas. Es más, no existe evidencia clara sobre la existencia de cointegración, dado que la comparación entre los diferentes tests ofrece resultados contradictorios. Concretamente, ni los tests de Gregory y Hansen ni los contrastes de cointegración estándar permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración¹⁷.

Los resultados obtenidos hasta ahora difieren de los obtenidos por Camarero et al. (1998), dado que no se obtiene ninguna evidencia clara de cointegración con rupturas estructurales. Sin embargo, en ambos casos, los resultados llevarían a la conclusión de que la política fiscal sería sostenible en sentido «débil», dados los valores estimados de β entre 0 y 1.

No obstante, como se muestra a continuación, esta conclusión podría resultar equívoca. La existencia de cambios en los órdenes de integración de las series consideradas, que puede asociarse con reformas fiscales o con ajustes fiscales graduales, podría aportar elementos claves en el análisis y matizar en parte las conclusiones previas, pues el análisis de cointegración solamente tiene sentido cuando las series implicadas no son estacionarias.

15. Véase el apéndice 2.C para una descripción técnica en profundidad. 16. La información detallada sobre este contraste se encuentra en el apéndice 2.D. 17. Aunque el test de Hansen ofrezca cierta evidencia a favor de cointegración, según Gregory y Hansen (1996) el test Hansen solamente sería válido una vez que se ha rechazado la hipótesis nula de ausencia de cointegración.

Estadístico	Valor	Valores críticos		
		10%	5%	1%
SupHJ	4,85	3,69	4,81	7,39
Punto de ruptura	1969			
MeanHJ	2,27	0,69	0,98	1,65

Esto es particularmente relevante en el caso de España, puesto que, según lo descrito en la sección 2, durante el período muestral han tenido lugar muchas reformas fiscales, en las variables tanto de ingresos como de gastos.

En este contexto, cambios en los órdenes de integración podrían venir explicados por cambios en el devenir presupuestario, resultantes, por ejemplo, de reformas fiscales, o hasta por la consolidación de un nivel dado de gastos e ingresos tras un período de convergencia progresiva a estándares europeos. Así pues, un análisis univariante más profundo de las series podría ser de gran interés y podría proporcionar información útil para derivar conclusiones más sólidas acerca de la sostenibilidad de la política fiscal española estos últimos años.

2.4.2 CAMBIOS EN EL ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES

Si el orden de integración varía en el tiempo, más concretamente, si Δb_t es no estacionario en la primera parte de la muestra pero sí al final, aunque un análisis sobre la muestra completa llevara a concluir que el proceso de déficit es sostenible en sentido débil, lo pertinente para extraer conclusiones de cara al futuro serán las características actuales del proceso seguido por esta variable. Por lo tanto, debería concluirse que la política fiscal estaría pasando a ser fuertemente sostenible y no se preverían problemas de sostenibilidad fiscal en el futuro de mantenerse ese comportamiento, invalidando las conclusiones derivadas del análisis de integración previo.

Leybourne, McCabe y Tremayne (1996) contrastan la hipótesis nula de $I(1)$ con coeficiente constante contra la alternativa de coeficiente aleatorio. Maeso (1997) contrasta la misma hipótesis nula contra la alternativa de cambio de nivel en la constante a partir de una determinada fecha mediante regresiones secuenciales. Fernández (1999) estima de manera recursiva las ecuaciones:

$$\Delta y_t = \mu + \delta_1 D_{\tau} y_{t-1} + \delta_2 (1 - D_{\tau}) y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [2.11]$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha_1 D_{\tau} y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [2.12]$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha_1 D_{\tau} y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [2.13]$$

donde:

$$D_{\tau} = \begin{cases} 0 & t \leq [\tau T] \\ 1 & t > [\tau T] \end{cases}, \quad \tau \in (0,1)$$

[2.11] trata de contrastar la existencia de raíces unitarias en ambas submuestras de manera simultánea, mientras que [2.12] y [2.13] imponen $I(1)$ en una parte de la muestra. De las estimaciones se obtiene una secuencia para las pseudo-t ratios t_{δ_1} , t_{δ_2} , t_{α_1} y t_{α_2} asociadas con los coeficientes para cada posible punto de ruptura. Por cada secuencia se obtienen dos estadísticos, a saber, la media y el mínimo, que se denominarán como $Supt_{\delta_1}$, $Meant_{\delta_1}$, $Supt_{\delta_2}$,

Estadístico	Δb_t	t_t	g_t^R	d_t	Valores críticos		
					10%	5%	1%
Supt $_{\delta 1}$	-2,51	-1,22	-1,27	-1,67	-3,44	-3,76	-4,44
Año	1995	1995	1988	1987			
Meant $_{\delta 1}$	-1,02	0,29	-0,08	-1,16	-2,37	-2,46	-3,23
Supt $_{\delta 2}$	-3,45	-4,54 **	-3,34	-2,84	-3,80	-4,12	-4,76
Año	1985	1994	1993	1979			
Meant $_{\delta 2}$	-2,65 **	-2,63 **	-2,37 *	-1,98	-2,36	-2,59	-3,07
Supt $_{\alpha 1}$	-2,51	-1,26	-1,42	-1,77	-3,18	-3,48	-4,12
Año	1971	1972	1968	1968			
Meant $_{\alpha 1}$	-0,90	0,14	-0,15	-0,89	-2,09	-2,35	-2,88
Supt $_{\alpha 2}$	-3,42	-4,55 ***	-3,44	-2,68	-3,60	-3,91	-4,52
Año	1985	1994	1993	1980			
Meant $_{\alpha 2}$	-2,53 **	-2,47 **	-2,25 *	-1,81	-2,09	-2,28	-2,65

a. (*), (**) y (***) significan rechazo de la hipótesis nula a los niveles del 10%, 5% y 1% de significación, respectivamente. Los valores críticos se obtuvieron de simulaciones de Montecarlo con 50.000 réplicas y se han tomado de Fernández (1999).

Meant $_{\delta 2}$, Supt $_{\alpha 1}$, Meant $_{\alpha 1}$, Supt $_{\alpha 2}$ y Meant $_{\alpha 2}$. Al igual que antes, los estadísticos Supt $_{(j)}$ tienen potencia en presencia de puntos de ruptura únicos, mientras que los Meant $_{(j)}$ tienen potencia para detectar cambios graduales. Según Zivot y Andrews (1992), el punto de ruptura vendría asociado a la observación que se corresponde con el mínimo (Supt).

El cuadro 2.6 muestra los resultados derivados de estos contrastes. La conclusión general que puede extraerse es que los estadísticos Meant $_{(j)}$, y en algún caso el Supt $_{(j)}$, tienden a rechazar la hipótesis nula de I(1) en la última parte de la muestra, principalmente en el caso de Δb_t , la variable clave en la discusión, donde la constante resultó ser no significativa. En la primera parte de la muestra, sin embargo, la hipótesis nula de I(1) no se rechaza en ningún caso.

Ello indica que los procesos seguidos por las variables implicadas en el análisis están volviéndose estacionarios. Tal cambio parece tener lugar de forma gradual y podría comenzar entre finales de los años ochenta y principios de los noventa. Este resultado tiene una interpretación económica directa, dado que la primera parte del período muestral, que viene a cubrir desde 1964 hasta comienzos de los años noventa, se caracterizó por la implementación de una política fiscal de corte moderno en España, encaminada a la construcción del Estado de Bienestar y que implicó un sistema impositivo nuevo, tendiendo hacia modelos europeos. La puesta en marcha del Estado de Bienestar requirió de un rápido desarrollo de ingresos y gastos públicos, lo que produjo la aparición de déficits persistentes y una explosión de la deuda. Esta situación se correspondería con una política fiscal débilmente sostenible según la terminología de Quintos. Sin embargo, según se expone en la sección 2.3, dicha política fiscal, que implicaba una ratio de deuda creciente, parece difícilmente sostenible. Por el contrario, podría constituir un indicador de la necesidad de llevar a cabo ajustes en el futuro, o bien de futuras presiones inflacionistas generadas por la necesidad de cumplir la RPIG, contrariamente a lo que predice la teoría fiscal del nivel de precios.

La consecución de esos objetivos fiscales y las restricciones derivadas de los criterios de convergencia establecidos en el Tratado de la Unión Europea sentaron las bases para un cambio de régimen de política fiscal en el que la consolidación se convirtió en el principal objetivo. A este respecto, los tipos de interés más bajos han supuesto un estímulo positivo a la consolidación y a la sostenibilidad fiscal, aunque insuficiente por sí solo para operar un

cambio de régimen de política fiscal. En este sentido, Los esfuerzos de contención del gasto primario han resultado claves para tal cambio de régimen¹⁸.

A resultas de lo anterior, las conclusiones que se obtienen del análisis de cointegración deben ponerse en tela de juicio, pues las variables en [2.6] no son siempre $I(1)$ y, por lo tanto, el análisis de cointegración pierde sentido, por lo menos para la totalidad de la muestra. Además, estos resultados muestran que el régimen de política fiscal parece que en los últimos años pasa a ser, según la terminología de Quintos, «sostenible en sentido fuerte» y, de confirmarse esta tendencia, no se espera que surja ningún problema en el futuro en cuanto a la colocación en el mercado de la deuda pública.

Por otra parte, la no estacionariedad de la serie en la primera parte de la muestra revelaría la naturaleza no sostenible de la política fiscal. Sin embargo, el gobierno no se encontró con ningún problema a la hora de colocar la deuda en el mercado, lo que sugiere que la restricción presupuestaria intertemporal se cumplía. Como ya se discutió anteriormente, ello pudo haber sucedido porque los agentes económicos esperasen un cambio de régimen fiscal, que finalmente tuvo lugar en los años noventa. Es decir, aunque la política fiscal pudiera ser insostenible, las posibles expectativas de cambio de régimen podrían estar detrás del cumplimiento de la RPIG.

2.5 Evaluación y conclusiones

Este capítulo analiza la cuestión de si la política fiscal en España es sostenible. Además de un planteamiento más tradicional, se lleva a cabo un análisis univariante en profundidad de las series. Los principales resultados pueden resumirse del siguiente modo.

Según los contrastes de integración parcial aplicados a las variables relevantes, los procesos seguidos por los ingresos y los gastos públicos han pasado de ser integrados de primer orden a ser estacionarios, y la ratio de deuda/PIB ha pasado de ser $I(2)$ a ser $I(1)$. Dado que la serie Δb_t pasa a ser estacionaria con media cero, la condición de transversalidad pasa a satisfacerse en sentido fuerte, en contraste con los confusos resultados derivados del análisis de cointegración. De hecho, puesto que las variables de ingresos y gastos públicos no son integradas de primer orden a lo largo de todo el período muestral, las conclusiones que se derivan del análisis de cointegración resultan controvertidas para el problema que se trata.

En consecuencia, los resultados muestran que la política presupuestaria en España en los últimos años parece ser «fuertemente sostenible» según la terminología de Quintos. Este resultado parece estar de acuerdo con la disminución gradual del déficit en los últimos años a consecuencia de un descenso del gasto y una ligera disminución de los ingresos totales en porcentaje del PIB, que invirtió la anterior tendencia al desequilibrio presupuestario.

Sin embargo, cualquier conclusión que se derive de estos resultados debe tener en cuenta las limitaciones del análisis. En especial, el hecho de que el análisis esté basado en datos históricos y no tenga en cuenta los efectos del envejecimiento de la población y de su impacto en las finanzas públicas constituye una limitación importante a la hora de extraer conclusiones definitivas. Por lo tanto, bajo este planteamiento, los resultados, y en concreto la sostenibilidad, deben interpretarse como indicadores de la salud de la política fiscal actual, en el sentido de que, de seguir las tendencias recientes, no se esperarían problemas en cuanto a la colocación de la deuda. En otras palabras, si los ingresos, gastos y deuda siguen gobernados en el futuro por los mismos procesos estocásticos que en los años más recientes, la política fiscal no presentaría problemas de sostenibilidad. Nótese que el supuesto de invariabilidad de los procesos estocásticos constituye la esencia del análisis de sostenibilidad. Por otra parte, la conocida falta de potencia de los contrastes de raíces unitarias combinado con el reducido número de observaciones obliga a tratar los resultados con mucha cautela.

18. La experiencia en otros Estados miembros muestra que un estímulo similar no ha sido suficiente de cara a tener éxito en la consolidación de las finanzas públicas.

Finalmente, el análisis no ha considerado los efectos del crecimiento del PIB y de la inflación en las relaciones de largo plazo. Conviene, sin embargo, aclarar que las conclusiones obtenidas en este capítulo están principalmente basadas en el comportamiento de la ratio de deuda, mientras que la inclusión del crecimiento y de la inflación solamente afectaría a la relación de cointegración entre ingresos y gastos. Aunque el próximo capítulo muestre que la inclusión de tales variables llevará a que se verifique la existencia de cointegración, la estimación de β producirá valores similares (entre 0 y 1), lo que no producirá ninguna desviación respecto de las conclusiones aquí obtenidas. Además, los gastos públicos de Contabilidad Nacional no proporcionan una visión completa de los gastos globales. La parte cada vez mayor de inversión pública llevada a cabo por agencias de propiedad estatal hace que existan gastos que no computan a la hora del cálculo del saldo de las Administraciones Públicas, pero que sí se reflejan en acumulación de deuda a través del ajuste de flujos y fondos. Por ello, el análisis de sostenibilidad basado en la variable de deuda presenta ventajas claras respecto del análisis de cointegración.

Apéndice 2.A Tests de raíces unitarias

El cuadro 2.A.1 presenta los contrastes de raíces unitarias para las variables utilizadas en el análisis. En ninguno de los casos los tests rechazan la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria. Puesto que ninguna constante ni tendencia determinista resultó ser significativa, los contrastes rechazan la hipótesis nula de la existencia de dos raíces unitarias. Por consiguiente, b_t , t_t , g_t^r y d_t parecen ser $I(1)$ cuando se considera la muestra completa.

TESTS DE RAÍCES UNITARIAS (a)

CUADRO 2.A.1

	I(1) contra I(0)					
	Estadísticos ADF			Estadísticos de Phillips-Perron		
	t_{α}	t_{α^*}	$t_{\alpha^{**}}$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha^*})$	$Z(t_{\alpha^{**}})$
b_t	0,51	-0,69	-2,45	0,87	-0,16	-2,72
t_t	1,99	-1,43	-0,35	2,11	-1,35	-0,63
g_t^r	0,69	-1,42	-0,57	1,17	-1,45	-0,03
d_t	-0,86	-1,37	-0,63	-0,95	-1,51	-0,87
	I(2) contra I(1)					
b_t	-2,43 **	-2,64 *	-2,37	-3,09 ***	-3,23 **	-3,12
t_t	-2,25 **	-2,85 *	-3,12	-4,56 ***	-5,46 ***	-5,66 ***
g_t^r	-2,43 **	-2,70 *	-3,12	-2,97 ***	-3,23 **	-3,49 *
d_t	-3,30 ***	-3,24 **	-3,46 *	-5,61 ***	-5,54 ***	-5,68 ***

a. Los símbolos *, ** y *** denotan rechazo de la hipótesis nula a los niveles de significación del 10%, 5%, y 1%, respectivamente. El número de retardos utilizados se ha fijado en uno, por resultar suficiente para eliminar la autocorrelación residual.

Apéndice 2.B El test de Gregory y Hansen (1996)

Gregory y Hansen (1996) exploran la posibilidad de que el vector de cointegración pueda sufrir un cambio en algún momento no conocido de la muestra. De ser así, los estadísticos ADF estándar y los estadísticos Z_α y Z_t de Phillips pierden potencia. Por consiguiente, si el modelo verdadero es de cointegración con un cambio de régimen, un análisis estándar consistente en estimar [2.6] y llevar a cabo los contrastes de cointegración basados en dichos estadísticos tenderán a no rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración. Así pues, proponen un estadístico que permita contrastar la hipótesis nula de ausencia de cointegración contra la alternativa de cointegración con una ruptura estructural en un punto desconocido. En este contexto, el vector estable de cointegración sin rupturas estructurales es solamente un caso particular. El procedimiento consiste en estimar recursivamente por MCO y calcular los tests de cointegración para cada posible punto de ruptura, seleccionando como el más probable aquel que lleve asociado el valor absoluto más alto para estos tests (InfADF). Así, consideran tres posibles modelos. El primero, denominado «cambio de nivel» (C), se expresa como:

$$y_{it} = \mu_1 + \mu_2 D_{it} + \alpha y_{2t} + e_t \quad [2.B.1]$$

donde:

$$D_{it} = \begin{cases} 0 & t \leq [\tau T] \\ 1 & t > [\tau T] \end{cases}, \quad \tau \in (0,1)$$

siendo $[\]$ la «parte entera» del argumento. Así pues, [2.B.1] pretende contrastar si hay un cambio estructural en la constante. La segunda posibilidad se denomina «cambio de nivel con tendencia» (C/T), tomando la forma:

$$y_{it} = \mu_1 + \mu_2 D_{it} + \beta t + \alpha y_{2t} + e_t \quad [2.B.2]$$

El último modelo considerado es conocido como «cambio de régimen» (C/S) y se especifica como:

$$y_{it} = \mu_1 + \mu_2 D_{it} + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t} D_{it} + e_t \quad [2.B.3]$$

Estos modelos son calculados de manera secuencial por MCO para todos los posibles puntos de ruptura en el intervalo $\tau \in [0,15, 0,85]$. De esta forma se obtiene una secuencia de estadísticos ADF y Z_α y Z_t de Phillips calculados sobre los residuos. La observación asociada con el valor absoluto más alto de dicha secuencia de estadísticos se toma como el punto más probable de ruptura.

Fernández (1999) tabula la distribución para la media de los estadísticos ADF (MeanADF), que originalmente no fue tabulada por Gregory y Hansen. Este último estadístico podría utilizarse para contrastar un cambio gradual de régimen de política fiscal, y muestra que este estadístico tiene una potencia aceptable en muestras finitas. También muestra que el contraste propuesto por Gregory y Hansen tiene más potencia en muestras finitas para detectar inestabilidad paramétrica en relaciones de cointegración que los contrastes propuestos por Hansen (1992) y Hansen y Johansen (1992) (a los que se hará referencia más tarde), aunque todos ellos pierdan potencia a medida que se reduce el tamaño muestral.

Apéndice 2.C El test de Hansen (1992)

Este test también considera la posibilidad de una ruptura estructural en un punto desconocido de la muestra, aunque la hipótesis nula es la existencia de un vector de cointegración estable, al contrario que el test de Gregory y Hansen. Así pues, la alternativa es la existencia de una ruptura estructural. Él considera la siguiente relación entre las variables:

$$y_t = A_t x_t + u_{1t} \quad [2.C.1]$$

con:

$$x_t = (x'_{1t}, x'_{2t})'$$

$$x_{1t} = 1$$

$$x_{2t} = x_{2t-1} + u_{2t}$$

Propone cuatro contrastes de inestabilidad. Los dos primeros se denominan F_t y SupF para la hipótesis alternativa de una sola ruptura estructural en A_t , con:

$$A_i = \begin{cases} A_1 & i \leq t \\ A_2 & i > t \end{cases}$$

donde $1 < t < n$. Estos contrastes de inestabilidad paramétrica están basados en los scores (señales) obtenidos de los residuos completamente modificados de la ecuación de cointegración y una estimación de la matriz de covarianzas a largo plazo según sugieren Andrews y Monahan (1992), que utiliza un estimador preblanqueado de Kernel.

El contraste F_t supone que el punto de ruptura es conocido y toma la expresión:

$$F_t = \text{trace}\{S'_{nt} V_{nt}^{-1} S_{nt} \hat{\Omega}_{t,2}^{-1}\}$$

y S_{nt} y V_{nt} son:

$$S_{nt} = \sum_{i=1}^t \left(x_i \hat{u}_{it}^{+1} - \begin{pmatrix} 0 \\ \hat{\Lambda}_{21}^* \end{pmatrix} \right)$$

$$V_{nt} = M_{nt} - M_{nt} M_{nt}^{-1} M_{nt}$$

y

$$M_{nt} = \sum_{i=1}^t x_i x_i'$$

donde \hat{u}_{it}^{+1} son los residuos completamente modificados de la estimación de [2.C.1], corregidos por el sesgo de endogenidad de los regresores y $\hat{\Omega}_{t,2}$ es una estimación semiparamétrica de la varianza a largo plazo de u_{1t} , condicionada a u_{2t} según sugieren Andrews y Monahan.

$$\Omega = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n E(u_i u_j')$$

Bajo la hipótesis nula de estacionariedad en A_t , este contraste sigue una distribución χ^2 con un número de grados de libertad igual al número de vectores de cointegración. Este test es similar al de Chow, pero solamente puede utilizarse cuando t puede elegirse independientemente del tamaño de muestra, por lo que tiene baja potencia. Así pues, cuando el punto de ruptura es desconocido, Hansen propone el estadístico:

$$\text{SupF} = \sup_{t/n \in \xi} F_{nt}$$

donde ξ es un subconjunto compacto del intervalo $(0,1)$. Hansen sugiere considerar los estadísticos F_{nt} en el intervalo $\xi = [0,15, 0,85]$ para evitar las distorsiones producidas por los puntos de ruptura próximos a la observación inicial y final. La observación asociada con SupF , $N\text{supF}$, puede interpretarse como un indicador del posible punto de ruptura. El estadístico SupF tiene potencia ante cambios bruscos de régimen. Por otra parte, cuando el parámetro cambia de manera gradual, si A_t sigue un proceso de martingala, Hansen propone el estadístico MeanF , que toma la forma:

$$\text{MeanF} = \frac{1}{n^*} \sum_{t/n \in \xi} F_{nt}, \text{ donde } n^* = \sum_{t/n \in \xi} 1$$

El último test propuesto por Hansen es un contraste de multiplicadores de Lagrange (LM) llamado L_c , que resulta apropiado cuando la probabilidad de variación paramétrica es relativamente constante a lo largo de la muestra, y toma la forma:

$$L_c = \text{trace} \left\{ M_{nn}^{-1} \sum_{t=1}^n S_t \hat{\Omega}_{t-1}^{-1} S_t' \right\}$$

Este contraste no requiere especificar un intervalo para t y se puede entender como un test de cointegración bajo la hipótesis nula de existencia de cointegración.

Apéndice 2.D El test de Hansen y Johansen (1993)

Hansen y Johansen plantean un test recursivo que puede aplicarse al método de máxima verosimilitud propuesto por Johansen (1988, 1991) para estimar vectores de cointegración. El test examina la estabilidad de los valores propios asociados al modelo de corrección del error, que mide la correlación entre el vector de variables en niveles y en primeras diferencias. Un vector con p variables $I(1)$, cuya dinámica viene definida por un VAR, tiene la forma:

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \Lambda Z_t + \varepsilon_t \quad \text{con } t = 1 \dots T \quad [2.D.1]$$

donde

$$Z_t = (\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}, D_t, 1)'$$

$$\Lambda = (\Lambda_1, \dots, \Lambda_{k-1}, \Psi)'$$

D_t es un conjunto de *dummies* estacionales, β es el vector de cointegración y α un vector de coeficientes de ajuste de las desviaciones transitorias respecto de la relación de largo plazo. Regresando ΔX_t y X_{t-1} sobre Z_t , se obtienen los residuos R_{0t} y R_{1t} . Estos residuos se utilizan para calcular las matrices de momentos y los valores propios:

$$S_{ij} = \sum R_{it} R_{jt}'$$

$1 > \hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_p > 0$ y los vectores propios correspondientes $\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p)$ resolviendo la ecuación:

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0$$

Con estos valores propios y vectores propios se estima β y el rango de la matriz de los vectores de cointegración, r . Ellos proponen el siguiente estadístico:

$$HJ(t) = t \sum_{i=1}^r \ln \left| \frac{1 - \hat{\rho}_i(t)}{1 - \hat{\lambda}_i(t)} \right|$$

donde $\hat{\lambda}_i(t)$ son los valores propios irrestringidos que se obtienen de [2.D.2] para la submuestra $1, \dots, t$, mientras que $\hat{\rho}_i(t)$ son los valores propios obtenidos para la misma submuestra, según:

$$|\rho \beta' S_{11}(t) \beta - \beta' S_{10(t)} S_{00}^{-1}(t) S_{01}(t) \beta| = 0$$

o, en otras palabras, imponiendo la restricción de que la matriz de vectores de cointegración en la submuestra $1, \dots, t$ es igual a β , la matriz de vectores de cointegración para la muestra completa. Para cada posible punto de ruptura, el estadístico HJ es un test de razón de verosimilitud (LR) que compara los valores propios obtenidos con y sin restricciones, y sigue una distribución χ^2 con $(p-r)r$ grados de libertad. A medida que t se acerca al final de la muestra, el estadístico converge a 0, con lo que se espera que su potencia asintótica sea mayor para rupturas estructurales al principio de la muestra. Los estadísticos a considerar se denominarán SupHJ y MeanHJ, siendo el máximo y la media, respectivamente, de la secuencia de todos los estadísticos HJ(t) para cada posible punto de ruptura. Aunque Hansen y Johansen no tabulan las distribuciones empíricas asociadas con dichos estadísticos, estas han sido obtenidas por Fernández (1999).

3 El proceso de consolidación fiscal y la interdependencia dinámica entre gasto e ingresos públicos¹

3.1 Introducción

El compromiso de cumplir los objetivos fiscales establecidos en el PEC para los países de la UEM implica la corrección de desequilibrios fiscales. En este contexto, resulta importante analizar cuál es la estrategia más eficiente para lograr reducciones permanentes en los déficits fiscales. Para ilustrar este tema, el presente capítulo analiza la posible relación dinámica entre los gastos e ingresos públicos en España, especialmente si impuestos más elevados inducen a cambios de los gastos o si el crecimiento de los gastos lidera la dinámica presupuestaria, con los impuestos a la zaga.

Por lo que se refiere a la interdependencia dinámica entre ingresos y gastos, se han planteado argumentos teóricos que apoyan cualquier posible dirección de causalidad. Por ejemplo, Buchanan y Wagner (1977) sostienen que la financiación del déficit permite un mayor nivel de gasto, debido a la existencia de *ilusión fiscal*; Brennan y Buchanan (1980) sugieren que, en un gobierno del tipo Leviatán, impuestos más altos en el presente conllevan mayores gastos en el futuro; Barro (1979) y Peacock y Wiseman (1979) afirman que los aumentos de gastos en el presente tienden a ser seguidos por aumentos de impuestos en el futuro; finalmente, otros autores apoyan la hipótesis de interdependencia entre ingresos y gastos, inicialmente planteada por Wicksell (1896) y reformulada por Musgrave (1966) y Meltzer y Richard (1981). Esta teoría predice que las decisiones sobre ambas variables son tomadas por los mismos grupos, por lo que se adoptarán conjunta e interdependientemente. Los contrastes empíricos están también lejos de ser concluyentes. Algunos estudios han aportado resultados que muestran que los ingresos causan los gastos [Manage y Marlow (1986) y Blackley (1986)], mientras que otros apoyan la conclusión opuesta [Anderson, Wallace y Warner (1986) y Von Furstenberg, Green y Jeong (1986)]. Por último, otros investigadores han encontrado una relación de causalidad bidireccional [Owoye (1995)]².

En este capítulo se analiza la relación de causalidad entre ingresos y gastos de las Administraciones Públicas en España mediante tests de causalidad de Granger que incluyen relaciones de cointegración. Por otra parte, se presentan la descomposición de la varianza y las funciones de impulso-respuesta de un VAR para, de manera adicional, apoyar algunas de las conclusiones.

El resto del capítulo está estructurado del siguiente modo: la sección 3.2 contiene las explicaciones teóricas que apoyan las diversas direcciones de causalidad, la sección 3.3 presenta los resultados empíricos y, finalmente, la sección 3.4 resume las conclusiones.

3.2 Explicaciones teóricas de la causalidad

El efecto de un cambio sorpresivo en el gasto público o los ingresos sobre la magnitud del presupuesto y el saldo presupuestario depende de manera compleja de las características del sistema impositivo y de la manera en que el sistema político fija programas de gasto y objetivos de redistribución. La teoría económica sobre la relación entre gastos e ingresos públicos proporciona explicaciones para todas las posibles direcciones de causalidad entre ambas variables.

La independencia entre el gasto público y los ingresos es coherente con el teorema de la equivalencia ricardiana [Barro (1974)], es decir, en la neutralidad de la distribución en el tiempo de los ingresos impositivos en el caso de que sean de suma fija. Dada una senda

1. Véase De Castro et al. (2004). 2. Payne (1998) examina la relación entre ingresos y gastos para Estados Unidos y encuentra que la hipótesis de que los impuestos causan al gasto se cumple para 24 estados, mientras que lo contrario se verifica para 8 estados. Finalmente, se encuentra causalidad bidireccional en 11 estados.

exógenamente determinada para el gasto público, hay un número infinito de distribuciones de la presión fiscal a lo largo del tiempo que satisfacen la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno (RPIG). Tomando como exógenas las decisiones de gasto por parte de las autoridades fiscales, los cambios impositivos actuales implican simplemente cambios de ingresos futuros del mismo valor actual y de signo opuesto. Por otra parte, un aumento en el gasto público actual puede ser financiado por mayores impuestos actuales o por emisión de deuda, lo que implicará cambios impositivos en el futuro. Por consiguiente, de acuerdo con este planteamiento, no tendría por qué esperarse una relación contemporánea estable y significativa entre los gastos e ingresos públicos. En una economía ricardiana, cualquier plan para controlar el déficit es, a priori, igualmente efectivo mientras sea coherente con la RPIG.

Si se admite una cierta endogenidad en el comportamiento del gobierno, el cumplimiento de la RPIG da soporte a la hipótesis de que los gastos determinan los ingresos. Aplicando resultados convencionales de la teoría fiscal óptima, la teoría del «suavizado impositivo» (*tax smoothing*) de Barro (1979) predice que los aumentos imprevistos en el gasto serán seguidos por subidas de los ingresos públicos, que se lograrían eligiendo un tipo impositivo constante³ que minimizase el coste de incrementar los ingresos a lo largo del tiempo en la cantidad necesaria para equilibrar la RPIG.

En su versión básica, la hipótesis de *tax smoothing* predice que un mayor gasto genera impuestos más altos, conjuntamente con un déficit transitoriamente más elevado. Este comportamiento es también característico de otras explicaciones tradicionales de economía pública. Peacock y Wiseman (1979) sostienen que los aumentos en el gasto asociados con situaciones de guerra o de crisis social pueden forzar un cambio en la actitud de los ciudadanos en cuanto a la presión fiscal «tolerable», que se incrementa poco a poco (efecto cambio o *shift effect*). En el período posterior a la crisis, la aparición de nuevas demandas de gasto hace que parte del cambio inicial se consolide como permanente (efecto de inspección). Existen, asimismo, otras explicaciones más generales ligadas a las características institucionales del proceso presupuestario. Los programas de ingresos y gastos incorporan diversos horizontes temporales. Si los consumidores son en parte no ricardianos y los políticos descuentan el futuro, las presiones políticas a favor de un mayor gasto público, que se ejercen durante las etapas de preparación (grupos de interés), aprobación (*lobbying*) y ejecución (burocracia) del presupuesto, tenderán a dominar la dinámica presupuestaria. Los aumentos fiscales resultantes serán tanto más pequeños cuanto más laxas sean las normas presupuestarias [von Hagen (1992)] y cuanto más fragmentado esté el poder político [Roubini y Sachs (1989)]. Cuando la dirección de causalidad va del gasto a los ingresos, como sucede bajo esta hipótesis de comportamiento, el control del déficit puede lograrse a través de aumentos imprevistos en la presión fiscal o de límites (legales) estrictos en el nivel de gasto público.

Hay dos corrientes en finanzas públicas, ambas con gran prestigio político, según las cuales los impuestos determinan el gasto a lo largo del tiempo. En primer lugar, la hipótesis del «gobierno Leviatán» [Brennan y Buchanan (1980)]: a menos que se establezcan límites constitucionales a la expansión del sector público, en los períodos postconstitucionales el gobierno intentará maximizar los ingresos de cualquier fuente impositiva que esté constitucionalmente a su alcance. Esta regla de comportamiento proporciona financiación para un nivel mínimo de bienes y servicios específicos exigidos por los ciudadanos, maximizando al mismo tiempo la cantidad de recursos que el gobierno puede utilizar de manera discrecional. La hipótesis de «recaudar primero y gastar después», defendida por Friedman (1978) y Gramlich

3. La constancia de la presión fiscal no es un resultado general. Barro (1979) lo obtiene si se asume que la función del coste del aumento de los ingresos es homogénea de grado uno en impuestos y producción totales. Aschauer y Greenwood (1985) derivan el mismo resultado postulando una función de utilidad intertemporal separable en consumo y ocio. Sin restricciones en las preferencias, el tipo impositivo cambia a lo largo del tiempo.

(1989) entre otros⁴, predice que, dado que los progresos tecnológicos aumentan la capacidad de aumentar la recaudación a medida que la actividad económica se centra cada vez más en el mercado, la presión fiscal aumentará y, por lo tanto, también el gasto público⁵.

En este contexto, los aumentos en la presión fiscal solamente reducirán a corto plazo el déficit presupuestario, aunque la falta de restricciones sobre la emisión de deuda pública pueda incrementarlo en el futuro. El control del déficit debería basarse en el establecimiento de restricciones legales sobre el déficit mismo o la deuda, combinadas con recortes discrecionales del gasto. Sin embargo, según una segunda hipótesis de comportamiento, el efecto restrictivo de los impuestos puede ser compensado en parte por la presencia de ilusión fiscal. Si los sujetos pasivos creen que el «precio» de los servicios públicos coincide con los impuestos pagados actualmente, aumentos en el déficit presupuestario incitarán mayores demandas de gasto [Buchanan y Wagner (1977)]. En este caso, el aumento de la presión fiscal se percibirá como un aumento en el coste de los servicios públicos, lo que provocará una reducción de la demanda social de gasto público.

La interdependencia entre gastos e impuestos es la cuarta posibilidad. Cuando las decisiones políticas sobre el gasto y los impuestos se toman y son soportadas por los mismos grupos, serán conjuntas e interdependientes. Esta descripción del proceso presupuestario proviene de Wicksell (1896) y ha sido reformulada por Musgrave (1966) y Meltzer y Richard (1981). El resultado de interdependencia es también coherente con la teoría del «suavizado impositivo»: cuando el proceso político que determina la senda del gasto tiene en cuenta el coste marginal de aumentar y administrar los impuestos, los gastos e impuestos se determinarán de manera conjunta [Blanchard y Fisher (1989)]. Cuando el gasto y los ingresos públicos son interdependientes, la disciplina presupuestaria requiere que se tomen medidas en ambos lados del presupuesto de manera simultánea.

La literatura empírica sobre la interdependencia dinámica de los gastos e ingresos públicos, sobre todo relativa a la economía de Estados Unidos, ofrece una gran variedad de resultados [Payne (2003) proporciona un extenso resumen al respecto]. Shibata y Kimura (1986) no pueden rechazar la hipótesis nula de ausencia de causalidad entre el gasto y los ingresos. Von Furstemburg et al. (1986) encuentran que la dirección de causalidad de gastos a ingresos parece dominante. En Anderson et al. (1986) los gastos causan a los ingresos en el sentido de Granger. La causalidad en la dirección opuesta es el principal resultado de Blackley (1986). Ram (1988a) distingue entre los niveles federal y estatal de gobierno, identificando dos modelos opuestos de comportamiento: el gasto causa a los ingresos a nivel estatal, mientras que a nivel federal sucede lo contrario. Owoke (1995), Miller y Russek (1990) y Manage y Marlow (1986) identifican un patrón de causalidad en ambas direcciones. Finalmente, en un trabajo reciente, Payne (1998) examina la relación entre ingresos y gastos para los Estados Unidos y encuentra que el argumento de que los ingresos causan el gasto es válido para 24 estados, mientras que para 8 estados se encuentra lo contrario y, finalmente, se detecta causalidad bidireccional en 11 casos.

La evidencia disponible para otros países es también diversa. Ram (1988b) encuentra ausencia de causalidad en la mayoría de los casos. Joulfaian y Mookerjee (1991) analizan la interdependencia del gasto y de los ingresos en 22 países de la OCDE, utilizando primeras diferencias de vectores autorregresivos (VAR). En 11 casos no se encuentra ninguna relación causal, en 8 los gastos causan los ingresos, en dos se confirma la hipótesis de «recaudar primero y gastar después», y en uno la causalidad es bidireccional. Finalmente, Belessiotis (1995) examina esta cuestión para los Estados miembros de la Unión Europea y encuentra que hay

4. Esta visión del gobierno es característica del liberalismo político europeo y norteamericano. En los Estados Unidos, con su conocida particularidad terminológica, los programas económicos del Partido Republicano regularmente definen su posición respecto de la política fiscal y presupuestaria como la antítesis de la de «gastar primero y cobrar después» del Partido Demócrata. 5. Ward (1982) y Kau y Rubin (1981) encontraron evidencia empírica a favor de esta hipótesis.

interdependencia entre ambas variables fiscales para 12 países, mientras que solamente en el caso del Reino Unido los datos apoyan la hipótesis de independencia. En dos casos se encuentra que el gasto público causa los ingresos; en cinco casos se detecta causalidad de los ingresos hacia los gastos, y en seis casos se observa causalidad bidireccional.

Para el caso de España, Raymond y González-Páramo (1988) obtienen evidencia débil de causalidad en el sentido de Granger de los impuestos al gasto público, mientras que Joulfaian y Mookerjee (1991) encuentran que el gasto causa los ingresos cuando solo se incluye este par de variables. Sin embargo, cuando se considera la posición cíclica de la economía y la inflación, el resultado es independencia. Finalmente, González-Páramo (1994) encuentra evidencia clara a favor de la hipótesis «recaudar primero y gastar después» durante el período 1955-1991, mientras que Belessiotis (1995) encuentra causalidad bidireccional.

Dados los resultados contradictorios previos y el hecho de que, tal como se recoge en el capítulo anterior, en los años noventa hayan tenido lugar varios cambios importantes en el comportamiento de las finanzas públicas en España, resulta de gran interés estudiar la dirección de causalidad entre ingresos y gastos públicos, así como si dichos cambios han podido afectar a la dirección de causalidad.

3.3 Resultados empíricos

Los resultados obtenidos en este capítulo están basados en datos anuales según la metodología SEC-79⁶ para los ingresos (t_t) y los gastos (g_t) públicos en España durante el período 1964-2000. Estas variables se toman en términos reales en niveles a precios de 1986, utilizando para ello el deflactor del PIB. La tasa de inflación también se ha calculado a partir de dicho deflactor. Las tasas de crecimiento del PIB real (Δy_t) y de inflación (Δp_t) se obtienen como las primeras diferencias de las series en logaritmos neperianos. Las variables g_t y t_t son $I(1)$, mientras que el PIB y su deflactor contienen dos raíces unitarias, por lo que en el análisis posterior estas últimas variables entran en primeras diferencias. Los tests usuales de raíces unitarias se presentan en el apéndice al final del capítulo.

Como observación general, debería subrayarse que se es consciente de que cualquier análisis de largo plazo basado en un número de observaciones tan reducido debe tomarse con una cierta cautela. Pese a este inconveniente, se pasará a presentar los resultados en las siguientes secciones.

3.3.1 ANÁLISIS DE LARGO PLAZO Y CAUSALIDAD

La hipótesis más generalizada sobre el comportamiento del sector público español asigna un papel prominente al gasto público. Las crisis del petróleo, el cambio del sistema político a mediados de los años setenta y la implantación del Estado de Bienestar han condicionado la evolución de esta variable, seguida con cierta demora por las reformas impositivas y cambios en la presión fiscal. Esta hipótesis parece venir apoyada por el patrón seguido por los gastos e ingresos (véase de nuevo el gráfico 2.1).

Para proporcionar un cierto soporte empírico a esta afirmación se emplearán tests de causalidad de Granger [véase Granger (1969)], que se basan en que realizaciones pasadas de una variable x ayudan a predecir valores actuales de otra w . Específicamente, x causa en sentido de Granger a w si la varianza del error de predicción de w es significativamente más baja cuando se incluyen en el conjunto de información las realizaciones pasadas de x que en caso contrario. Por lo tanto, partiendo del modelo

$$w_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i w_{t-i} + \sum_{i=1}^k \mu_i x_{t-i} + e_t$$

6. Puesto que los datos para 1999 y 2000 según la metodología SEC-79 no están disponibles, las series empleadas en este capítulo se han extendido utilizando las tasas de crecimiento de las cifras SEC-95.

donde e_t es ruido blanco, la hipótesis nula de que x no causa a w en sentido de Granger puede contrastarse a partir de los contrastes usuales de la hipótesis conjunta $\mu_1 = \dots = \mu_k = 0$.

Sin embargo, debe tenerse en cuenta que estos contrastes resultan apropiados cuando las variables implicadas son estacionarias y el proceso no contiene errores de especificación. La omisión de variables relevantes puede llevar a detectar direcciones de causalidad incorrectas o incluso mostrar causalidad cuando no existe realmente, lo que produce resultados espurios [Granger y Newbold (1986)]. Por lo tanto, si una perturbación sobre la variable u genera una reducción en x en el período t y una nueva reducción en w en el período $t+1$, la exclusión de u del conjunto de información podía producir el resultado espurio de que x causa w .

En el contexto de este capítulo, las teorías del comportamiento de los gastos y los ingresos señalan al PIB y a los precios como variables relevantes que deben incluirse en el análisis. La «ley de Wagner» liga el nivel del gasto público al grado de desarrollo económico, el cual se puede aproximar por la renta real⁷. Por otra parte, Musgrave relaciona la capacidad de recaudación de impuestos con el desarrollo tecnológico y el grado de monetización de las transacciones, factores que están también positivamente correlacionados con la renta real⁷. Además, los ingresos y los gastos responden automáticamente al ciclo a través de los estabilizadores automáticos. Por otra parte, Baumol declara que el coste relativo de la producción pública aumenta en el tiempo, debido al diferencial de productividad entre los sectores privado y público. Si este diferencial es estable, los aumentos de precios podrían ayudar a explicar aumentos en los gastos públicos reales. Finalmente, los impuestos y el gasto también responden a la tasa de inflación, debido a la existencia de cláusulas de indexación en muchos programas de gasto o a un aumento real en la recaudación impositiva cuando no se deflacta de manera automática la tarifa del impuesto sobre la renta⁸.

Los tests de causalidad de Granger usuales contienen un error de especificación si las variables implicadas están ligadas por relaciones de cointegración a largo plazo. En este caso, los vectores de cointegración estimados deberían incluirse en la especificación del VAR utilizado para contrastar la causalidad en sentido de Granger⁹ [Granger (1988)]. Así pues, la inclusión de los llamados «residuos de equilibrio» puede, por una parte, modificar la dirección de la causalidad y, por otra, proporcionar información útil para distinguir entre causalidad a largo plazo y a corto plazo. Además, el análisis de cointegración entre ingresos y gastos es especialmente importante, puesto que puede indicar la existencia de una posible relación a largo plazo entre el déficit y el tamaño del sector público. Primero, un coeficiente que afecta a los ingresos en los vectores de cointegración igual a 1 implica que el déficit público es independiente de la presión fiscal o del tamaño del sector público. Por lo tanto, una reducción a largo plazo del déficit requeriría alterar el proceso que lo genera, bien reduciendo su componente estructural, bien cambiando la elasticidad al ciclo o a la inflación. Segundo, si este coeficiente es mayor que 1 en valor absoluto, la consolidación fiscal podría lograrse mediante una reducción del tamaño del sector público. Sin alterar la naturaleza del proceso que lo genera, es decir, sin rupturas estructurales, la consolidación debería basarse en gastos, ingresos, o ambos, dependiendo del patrón de causalidad.

7. Un breve resumen de teorías que explican el crecimiento de los gastos públicos puede encontrarse en González-Páramo y Raymond (1988). En lo que se refiere a los ingresos públicos, la referencia clásica es Musgrave (1969). 8. Este fenómeno es conocido como «progresividad en frío». 9. Una crítica importante a los tests de causalidad de Granger reside en su interpretación económica. El hecho de que una variable ayude a predecir otra no significa necesariamente que exista causalidad económica. Un análisis más profundo debería tener en cuenta la base institucional y la manera en que se deciden los programas de gastos e impuestos. Sin embargo, el aumento de la dimensión del Estado de Bienestar en España con sus correspondientes demandas sociales puede haber creado la necesidad de fuentes adicionales de fondos. Por consiguiente, los tests de causalidad de Granger en este contexto pueden probablemente tomarse como una seria aproximación a la causalidad económica. A pesar de ello, sigue siendo, obviamente, una cuestión polémica.

En función de los argumentos reseñados anteriormente, se ha estimado un primer modelo a fin de contrastar si existe cointegración¹⁰ entre las variables relevantes (véase el cuadro 3.1). El modelo incluye una constante irrestringida y una tendencia determinística en las ecuaciones de cointegración, lo que implica que el modelo incluye una tendencia lineal determinística en niveles. Así pues, el VAR queda:

$$\Delta X'_t = \mu_0 + \alpha \beta' (X'_{t-1}, tr) + \sum_{i=1}^2 \Gamma_i \Delta X'_{t-i} + \varepsilon_t ; X'_t = (g_t, t_t, \Delta y_t, \Delta p_t) \quad [3.1]$$

donde tr es una tendencia temporal, β es la matriz de vectores de cointegración y α es la matriz que recoge la corrección a corto plazo respecto de las desviaciones de las relaciones de largo plazo.

Este modelo se ha estimado mediante el procedimiento de máxima verosimilitud propuesto por Johansen (1988), Johansen y Juselius (1990) y Johansen (1991). Los valores críticos se han tomado de Osterwald-Lenum (1992). Para contrastar diversas hipótesis, a fin de discernir sobre diferentes especificaciones, se llevaron a cabo contrastes de razón de verosimilitud (LR).

Según los estadísticos de la Traza y el LR_{máx} se encontraron dos vectores de cointegración a los niveles de significación usuales, aunque al nivel de significación del 10% no podría excluirse la posibilidad de un tercer vector de cointegración. En principio, la existencia de varios vectores de cointegración plantea un problema de subidentificación de las ecuaciones. Así pues, para proporcionar una interpretación económica de los coeficientes a largo plazo se precisa de algunas restricciones, por lo que resulta posible obtener diversos vectores de cointegración dependiendo del conjunto de restricciones impuestas. Para apoyar la robustez de las conclusiones, se impusieron dos conjuntos diferentes de restricciones de exclusión a largo plazo que no se rechazaron. Ello llevó a dos modelos distintos, que se denominaron [3.1.a] y [3.1.b], respectivamente (véase el cuadro 3.1¹¹). Con ambos conjuntos de restricciones la tasa de inflación resultó ser débilmente exógena (LR(2)=3,07 para el modelo [3.1.a] y LR(2)=4,25 para el modelo [3.1.b]), aunque la hipótesis conjunta de exogenidad débil y de exclusión a largo plazo¹² de la tasa de inflación se rechazó al nivel de significación del 5%.

Dados estos resultados, se llevó a cabo la estimación restringida, a fin de obtener estimaciones más precisas. La hipótesis nula de exogenidad débil para el resto de las variables fue rechazada. Vale la pena observar que los coeficientes de los ingresos en los vectores de cointegración son siempre mayores que 1 en valor absoluto¹³. Según el test LR, la hipótesis nula de que este coeficiente sea igual a -1 se rechaza al nivel de significación del 1% en el modelo [3.1.a] y al 10% en el modelo [3.1.b].

10. Antes de ello se han estimado tres modelos por MCO, donde la variable dependiente eran los gastos públicos. En el primero se incluyeron como regresores los ingresos públicos, la tasa de crecimiento del PIB real y la tasa de inflación; en el segundo, los ingresos públicos y la tasa de crecimiento del PIB real; y, finalmente, en el tercer modelo solo se incluyeron como regresor los ingresos públicos. Estas estimaciones dieron coeficientes para los ingresos públicos entre 1,14 y 1,17. El test de Dickey-Fuller aumentado sobre los residuos de las tres especificaciones fue incapaz, en cualquier caso, de rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración. Sin embargo, debido al conocido problema de restricciones de factor común asociadas a esta forma de contrastar cointegración, se consideró conveniente proceder de una manera diferente. Sin embargo, los coeficientes para los ingresos públicos pueden resultar ilustrativos acerca de la relación a largo plazo entre gastos e ingresos, en todos los casos mayor que la unidad. 11. El test (LR) para las restricciones del modelo [3.1.a] dio un valor igual a 1,76. Estas eran restricciones a largo plazo de exclusión de la tendencia en el primer vector de cointegración y de las tasas de crecimiento del PIB y la tasa de inflación en el segundo. El test LR para las restricciones del modelo [b] dio 0,38. En este caso, las restricciones fueron la exclusión de la tendencia y de la tasa de inflación en el primer vector de cointegración, y la tasa de crecimiento del PIB en la segunda. En ambos casos las restricciones se aceptaron con facilidad. 12. Se entiende que una variable es débilmente exógena cuando los parámetros α que recogen la corrección a corto plazo respecto de las desviaciones de las relaciones de largo plazo en la ecuación para dicha variable no resultan significativos. Asimismo, la exclusión a largo plazo se entiende como la exclusión de dicha variable en las relaciones de cointegración por no resultar significativa en ellas. 13. Aunque la comparación tenga poco sentido, puesto que no se detectó cointegración para [2.6], vale la pena observar que estos coeficientes coincidirían con el β obtenido en el capítulo 2, dado que la variable dependiente aquí es gastos en vez de los ingresos.

Modelo [3.1]										
$H_0(r)$	$Lr_{m\acute{a}x}$	Traza	Valores cr\iticos para $LR_{m\acute{a}x}$			Valores cr\iticos para Traza				
			90%	95%	99%	90%	95%	99%		
$r=0$	34,34**	85,28***	29,12	31,46	36,65	59,14	62,99	70,05		
$r \leq 1$	27,32**	50,94***	23,11	25,54	30,34	39,06	42,44	48,45		
$r \leq 2$	17,8*	23,62*	16,85	18,96	23,65	22,76	25,32	30,45		
$r \leq 3$	5,82	5,82	10,49	12,25	16,26	10,49	12,25	16,26		

Identificaci3n										
Vectores de cointegraci3n					Contrastes LR de la hip3tesis nula de:					
					Exogeneidad d\ebil de				Coef. de	
	g	t	Δy	Δp	tend.	g	t	Δy	Δp	$t = -1$
Modelo	1	-1,4	-584,38	-129,51		7,50**	17,61***	6,43**	3,07	22,15***
[3.1.a]	1	-1,8			313,34					
Modelo	1	-1,27	-229,68			9,81***	13,41***	5,33*	4,25	5,44*
[3.1.b]	1	-1,44		48,63	131,48					

Modelo [3.2]										
$H_0(r)$	$Lr_{m\acute{a}x}$	Traza	Valores cr\iticos para $LR_{m\acute{a}x}$			Valores cr\iticos para Traza				
			90%	95%	99%	90%	95%	99%		
$r=0$	30,57***	61,57***	23,11	25,54	30,34	39,06	42,44	48,45		
$r \leq 1$	21,28**	30,99***	16,85	18,96	23,65	22,76	25,32	30,45		
$r \leq 2$	9,72	9,72	10,49	12,25	16,26	10,49	12,25	16,26		

Identificaci3n										
Vectores de cointegraci3n					Contrastes LR de la hip3tesis nula de:					
					Exogeneidad d\ebil de				Coef. de	
	g	t	Δy	Δp	tend.	g	t	Δy	Δp	$t = -1$
Modelo	1	-1,29	-312,08	-26,81		6,92**	16,91***	5,32*		12,45***
[3.2]	1	-1,82			329,55					

Nota: Los tests LR se distribuyen como una chi-cuadrado con dos grados de libertad. Por consiguiente, *, ** y *** denotan el rechazo de la hip3tesis nula a los niveles de significaci3n del 10%, 5% y 1%, respectivamente. El per\iodo muestral de las estimaciones cubre desde 1968 a 2000.

Dada la exogeneidad d\ebil de Δp_t , a modo de an\alisis de robustez, se reespecific3 el modelo incluyendo $\Delta^2 p_t$ en el VAR [3.2] del modo:

$$\Delta Z_t = \mu_0 + \alpha \beta' (X'_{t-1}, tr) + \Gamma_0 \Delta^2 p_t + \sum_{i=1}^2 \Gamma_i \Delta Z'_{t-i} + \varepsilon_t ; Z_t = (g_t, t_t, \Delta y_t) \quad [3.2]$$

Los resultados obtenidos de la estimaci3n de [3.2] ofrecieron, seg\un lo esperado, conclusiones muy similares a las derivadas de [3.1]¹⁴, y se rechazaron las hip3tesis nulas de exogeneidad d\ebil de los gastos, ingresos y tasa de crecimiento del PIB.

Seg\un estos resultados, la tasa de crecimiento del PIB afecta positivamente a los gastos, asociando el nivel de gasto p\ublico al grado de desarrollo econ3mico. Por otra parte, parece existir un sesgo hacia el d\eficit en el tama\no del sector p\ublico en Espa\na. Este sesgo surge porque los coeficientes para t_t en los vectores de cointegraci3n son mayores que 1 en valor absoluto. Seg\un se explic3 antes, esto implica que la consolidaci3n fiscal podr\ia lo-

14. Los tests de la reducci3n de retardos fueron significativos en todos los casos, indicando la necesidad de dos retardos en el VAR. Los tests F para la reducci3n de modelo fueron $F(16,49)=2,31^{**}$ y $F(9,43)=2,14^{**}$ para los VAR [3.1] y [3.2], respectivamente. El test LR para las restricciones del modelo [3.2] dio un valor no significativo igual a 1,79.

Hipótesis nula	Estimaciones MCO				Estimaciones SURE			
	k = 1		k = 2		k = 1		k = 2	
	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo
t_t no G-causa g_t								
Modelo [3.1.a]	3,00 *	1,08	14,27 ***	8,48 **	3,01 *	1,07	14,87 ***	8,64 **
Modelo [3.1.b]	3,10 *	1,25	16,07 ***	10,31 ***	3,37 *	1,43	17,91 ***	11,49 ***
Modelo [3.2]	2,95 *	0,73	13,88 ***	8,12 **	2,96 *	0,73	14,65 ***	8,32 **
g_t no G-causa t_t								
Modelo [3.1.a]	0,21	10,64 ***	6,91 **	14,27 ***	0,21	11,05 ***	6,97 **	14,69 ***
Modelo [3.1.b]	0,50	10,64 ***	5,83 *	11,98 ***	0,53	11,25 ***	5,41 *	11,24 ***
Modelo [3.2]	1,51	17,18 ***	2,47	21,93 ***	1,51	18,41 ***	2,47	23,14 ***

Nota: Los tests de Wald que se muestran se distribuyen como una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de restricciones. Así pues, *, ** y *** denotan el rechazo de la hipótesis nula a los niveles de significación del 10%, del 5% y del 1%, respectivamente. El número de observaciones empleado es de 33 en el caso de la inclusión de un retardo y 32 con dos retardos en el VAR.

grarse mediante una reducción del tamaño del sector público. De manera complementaria, el análisis de la dirección de causalidad entre las variables fiscales puede ofrecer información relevante en lo que concierne a la estrategia más adecuada para la consolidación fiscal.

Análisis de causalidad con variables cointegradas

En los tests de causalidad de Granger se incluyeron los vectores¹⁵ de cointegración. El grado de correlación entre los residuos de las ecuaciones de gastos y de ingresos (alrededor del 25% para la estimación con dos retardos en el VAR) hizo aconsejable estimar estas ecuaciones tanto por MCO como por SURE (ecuaciones aparentemente no relacionadas), que es un método más eficiente que MCO. Sin embargo, ambos procedimientos dieron resultados similares. En este contexto, la causalidad a corto plazo se entiende como la situación en la que las variaciones retardadas en una variable tienen poder predictivo sobre las variaciones actuales en otra, mientras que se detecta causalidad a largo plazo cuando el nivel retardado de una variable (residuos de equilibrio) ayuda a explicar las variaciones actuales en otra. Estos tests de Wald, que se distribuyen como chi-cuadrado, se muestran en el cuadro 3.2 y se han llevado a cabo con uno y dos retardos (el número de retardos es k), si bien los tests de reducción de retardos indican la necesidad de dos.

En el cuadro 3.2 se observa causalidad bidireccional a largo plazo entre gastos e ingresos cuando se utilizan dos retardos en el VAR, aunque la dirección de «gastos a ingresos» es más pronunciada, dado el mayor orden de magnitud de los coeficientes que afectan a los *residuos de equilibrio* en la ecuación de los gastos y la significación de los tests de Wald¹⁶. En el corto plazo el cuadro se invierte, a pesar de existir también cierta evidencia de causalidad bidireccional, y la dirección de «ingresos a gastos» parece dominar¹⁷.

Estos resultados, así como el sesgo hacia el déficit en el tamaño del sector público, que proviene de que los coeficientes en los vectores de cointegración que afectan a los ingresos son mayores que 1 en valor absoluto, apoyan la idea de que la consolidación fiscal

15. Como Δp_t resultó ser débilmente exógena en los modelos [3.1.a], [3.1.b] y [3.2], $\Delta^2 p_t$ se incluyó en la especificación a corto plazo del VAR. 16. Cuando se incluye un solo retardo en el VAR, solo se detecta causalidad a largo plazo de gastos a ingresos. 17. Con un solo retardo, solo se encuentra evidencia de causalidad al nivel del 10% en la dirección de ingresos a gastos.

eficiente podría lograrse mediante el control de la evolución del gasto público, puesto que esta variable parece desempeñar un papel crucial en el largo plazo.

Descomposición de varianza: VAR en niveles

Otra manera tentativa de caracterizar la interdependencia entre los gastos e ingresos públicos es mediante la descomposición de la varianza y las funciones de impulso-respuesta de un VAR. Las funciones de descomposición de la varianza indican qué parte de la varianza del error de predicción de una variable puede atribuirse a las innovaciones en otra después de algunos períodos. Por consiguiente, esta descomposición puede utilizarse para aproximar la contribución de cada variable a la variabilidad de todo el sistema. Si los errores en un VAR que contenga solamente gastos e ingresos muestran correlación contemporánea (en este caso la correlación es en torno a 0,22), no es posible atribuir los *shocks* a una sola variable, con lo que se hace necesario identificar el modelo.

A tal fin, se estima un VAR con las variables fiscales en niveles, incluyendo, tal y como las ecuaciones de cointegración sugerirían, la tasa de crecimiento del PIB real, la tasa de inflación, una constante y una tendencia determinísticas, empleándose un sistema recursivo simple basado en la descomposición de Choleski para la identificación de los *shocks*. Debería señalarse que la descomposición de Choleski podría no ser la más apropiada, especialmente cuando el análisis de causalidad muestra que los ingresos y los gastos exhiben causalidad bidireccional. Así pues, otros sistemas de identificación podrían resultar más adecuados. Sin embargo, el propósito de esta sección es, más que analizar los efectos de *shocks* fiscales con profundidad, mostrar que, incluso con un esquema tan simple, ninguna de las dos variables se comporta independientemente de la otra. Además, la decisión de poner primero Δy , Δp en el VAR puede estar justificada por el hecho de que los cambios en programas de gastos e ingresos afectarán al PIB y a la inflación con un cierto desfase. Por ejemplo, los cambios en impuestos afectan a la renta disponible de los hogares, pero las decisiones de gasto no se ajustan inmediatamente. Esto también es aplicable a los programas de gasto, tardando un cierto tiempo en percibirse sus efectos en la producción y la inflación con plena intensidad.

Cuando se utiliza este esquema de identificación, el orden de las ecuaciones en el VAR no resulta trivial, y las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza pueden mostrar resultados distintos dependiendo del orden. Así pues, se optó por presentar las estimaciones con ambas ordenaciones. El orden (Δy , Δp , g , t) implica que el componente común a las variables fiscales en el término de error se atribuye totalmente a los gastos, mientras que un *shock* a los ingresos solamente afecta de manera contemporánea a esta variable. El orden (Δy , Δp , t , g) hace lo contrario. También se probó a poner la tasa de crecimiento y de inflación en último lugar, lo que no produjo modificaciones en los resultados.

Según muestra el cuadro 3.3, la varianza de los gastos públicos a largo plazo viene explicada por los ingresos en porcentajes que varían entre el 3,57% y el 35,54%, dependiendo del orden. El porcentaje explicado por la tasa de crecimiento y la tasa de inflación asciende al 4,6% y 3,49%, respectivamente. En el caso de los ingresos, el 30,64% y el 32,78% de la varianza se explica por la tasa de crecimiento del PIB y la tasa de inflación, respectivamente, mientras que el porcentaje explicado por los gastos viene a ser del 11,76% y 5,79%, dependiendo, según lo indicado anteriormente, del orden. Por lo tanto, no hay evidencia de que los ingresos o los gastos se comporten independientemente los unos de los otros.

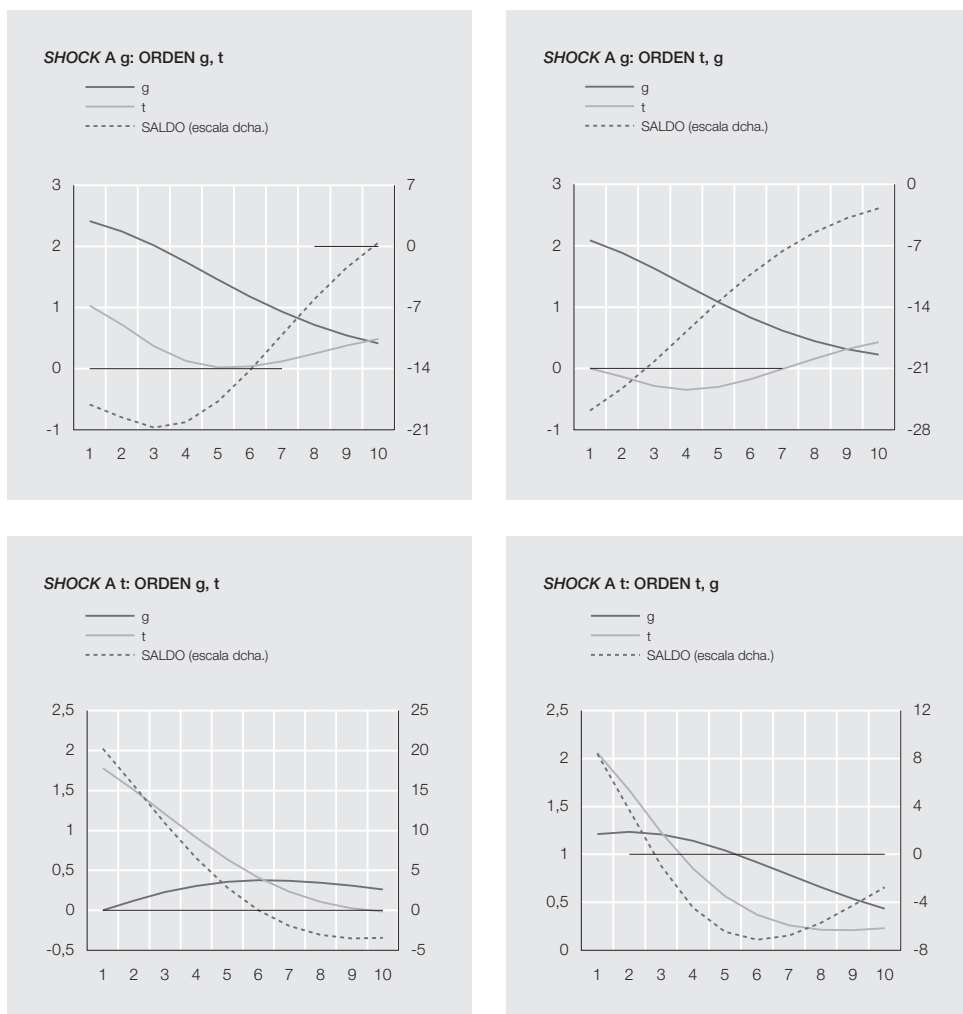
Funciones de impulso-respuesta: VAR en niveles

El gráfico 3.1 muestra las funciones de impulso-respuesta del saldo presupuestario, gastos e ingresos públicos, a perturbaciones en estas dos últimas. Se observa un elevado grado de persistencia en los *shocks* en todos los casos. Un *shock* positivo a g_t genera un déficit persistente que solo desaparece a los diez años. Sin embargo, cuando se simula una perturbación positiva en t_t se encuentra una respuesta asimétrica, con un amplio superávit inicial que se

Porcentaje del error de predicción en:	Períodos	Explicado por shocks en:							
		Orden $\Delta y, \Delta p, g, t$				Orden $\Delta y, \Delta p, g, t$			
		g	t	Δy	Δp	g	t	Δy	Δp
g	5	94,61	1,35	1,50	2,53	63,81	32,15	1,50	2,53
	10	90,04	3,27	3,94	2,75	57,80	35,51	3,94	2,75
	15	88,30	3,57	4,63	3,49	56,34	35,54	4,64	3,49
t	5	7,39	34,48	39,68	18,45	1,31	40,55	39,68	18,45
	10	6,97	26,54	32,59	33,90	2,05	31,46	32,59	33,90
	15	11,76	24,82	30,64	32,78	5,79	30,79	30,64	32,78
Δy	5	1,73	2,52	63,78	31,98	2,27	1,97	63,78	31,98
	10	12,40	2,85	56,56	28,19	12,21	3,04	56,56	28,19
	15	14,55	2,98	54,14	28,33	13,13	4,40	54,14	28,33
Δp	5	15,42	0,94	4,81	78,83	14,91	1,45	4,81	78,83
	10	34,57	0,91	4,95	59,57	28,01	7,47	4,95	59,57
	15	36,52	1,46	5,35	56,66	28,23	9,76	5,35	56,66

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO

GRÁFICO 3.1



Nota: Desviaciones porcentuales.

$H_0(r)$	$Lr_{m\acute{a}x}$	Traza	Valores cr\u00edticos para $LR_{m\acute{a}x}$			Valores cr\u00edticos para Traza		
			90%	95%	99%	90%	95%	99%
$r=0$	41,54 ***	84,55 ***	23,11	25,54	30,34	39,06	42,44	48,45
$r \leq 1$	28,56 ***	43,01 ***	16,85	18,96	23,65	22,76	25,32	30,45
$r \leq 2$	14,46 **	14,46 **	10,49	12,25	16,26	10,49	12,25	16,26

Identificaci\u00f3n									
	Vectores de cointegraci\u00f3n					Contrastes LR de la hip\u00f3tesis nula de:			
	g	t	Δy	Δp	tend.	Exogeneidad d\u00e9bil de			Coef. de $t=-1$
						g	t	Δy	
Modelo	1	-1,36	-130,99	-21,65		35,28 ***	21,80 ***	25,45 ***	23,47 ***
[3.1.a]	1	-1,24	-70,77		-53,69				
		1	-452,65		-622,88				

Nota: Los tests de LR presentados se distribuyen como una chi-cuadrado con grados de libertad igual al n\u00famero de restricciones. Por consiguiente, *, ** y *** denotan el rechazo de la hip\u00f3tesis nula a los niveles de significaci\u00f3n del 10%, del 5% y del 1%, respectivamente. El per\u00edodo muestral de las estimaciones cubre desde 1968 a 1993 (26 observaciones).

transforma en d\u00e9ficit despu\u00e9s de unos pocos a\u00f1os, como consecuencia de la respuesta end\u00f3gena del gasto. Por lo tanto, un *shock* positivo a t_t es m\u00e1s que compensado en el largo plazo por la respuesta de g_t . Este resultado es coherente con las estimaciones del coeficiente de los ingresos en los vectores de cointegraci\u00f3n mayores que 1 en valor absoluto, que se pueden interpretar como un sesgo hacia el d\u00e9ficit del tama\u00f1o del sector p\u00fablico. Por otra parte, la respuesta observada del gasto en el largo plazo tras un *shock* a los ingresos es compatible con la causalidad a largo plazo observada de t_t a g_t . Por lo tanto, a pesar de su eficacia a corto plazo, las estrategias de reducci\u00f3n del d\u00e9ficit basadas en aumentos de impuestos pueden producir efectos nocivos a largo plazo.

As\u00ed pues, los programas cre\u00edbles de consolidaci\u00f3n fiscal en Espa\u00f1a deber\u00edan basarse en recortes de los gastos en una primera etapa, que son eficientes tanto en el corto como en el largo plazo. La mejora subsiguiente en el d\u00e9ficit deber\u00eda venir apoyada, en una segunda etapa, por recortes de impuestos, que ayudar\u00edan a mantener a largo plazo la estrategia de consolidaci\u00f3n a trav\u00e9s de una reducci\u00f3n del tama\u00f1o del sector p\u00fablico. Este resultado apoya las conclusiones obtenidas de los an\u00e1lisis de causalidad y cointegraci\u00f3n.

3.3.2 AN\u00c1LISIS EN LA MUESTRA RESTRINGIDA

El prop\u00f3sito es ahora analizar si este resultado est\u00e1 relacionado con cambios en la relaci\u00f3n din\u00e1mica entre ingresos y gastos. En especial, se comprueba si la direcci\u00f3n de la causalidad obtenida arriba est\u00e1 condicionada, hasta cierto punto, por las observaciones m\u00e1s recientes de las variables de inter\u00e9s. Para proporcionar una cierta perspectiva respecto de esta cuesti\u00f3n, el per\u00edodo de muestra se restringi\u00f3 para acabar en 1993, puesto que este a\u00f1o puede representar un punto de ruptura en la evoluci\u00f3n de los gastos p\u00fablicos en Espa\u00f1a y los resultados del cap\u00edtulo anterior muestran evidencia de un cambio de r\u00e9gimen entre finales de los ochenta y principios de los noventa. Por consiguiente, se reestim\u00f3 el modelo [3.1.a]. Los contrastes no rechazaron la hip\u00f3tesis nula de exogeneidad d\u00e9bil de la tasa de inflaci\u00f3n, aunque la hip\u00f3tesis nula de exclusi\u00f3n a largo plazo de esta variable se rechazara al nivel de significaci\u00f3n del 1% [$LR(1)=9.91***$]. Por lo tanto, el modelo restringido [3.2] fue reestimado, dando como resultado tres vectores de cointegraci\u00f3n (v\u00e9ase el cuadro 3.4). Todos los coeficientes que afectan a los ingresos en los vectores de cointegraci\u00f3n son superiores a 1 en valor absoluto (la hip\u00f3tesis nula de que estos coeficientes son -1 se rechaz\u00f3 al nivel de significaci\u00f3n del 1%), lo que vuelve a

Muestra 1964-1993

Hipótesis nula	Estimaciones MCO				Estimaciones SURE			
	k = 1		k = 2		k = 1		k = 2	
	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo
t_t no g-causa g_t	4,83 **	25,29 ***	26,80 ***	34,16 ***	4,70**	23,64 ***	28,37 ***	37,97 ***
g_t no g-causa t_t	1,54	1,33	0,96	1,63	0,03	0,86		

Nota: Los tests de Wald que se muestran se distribuyen como una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de restricciones. Así pues, *, ** y *** denotan el rechazo de la hipótesis nula a los niveles de significación del 10%, del 5% y del 1%, respectivamente. El número de observaciones empleadas es 26 en el caso de la inclusión de dos retardos y 27 cuando solo se incluye un retardo en el VAR.

apoyar la hipótesis de sesgo hacia el déficit en el tamaño del sector público. Igualmente, la hipótesis nula de exogenidad débil se rechazó en todos los casos al nivel de significación del 1%.

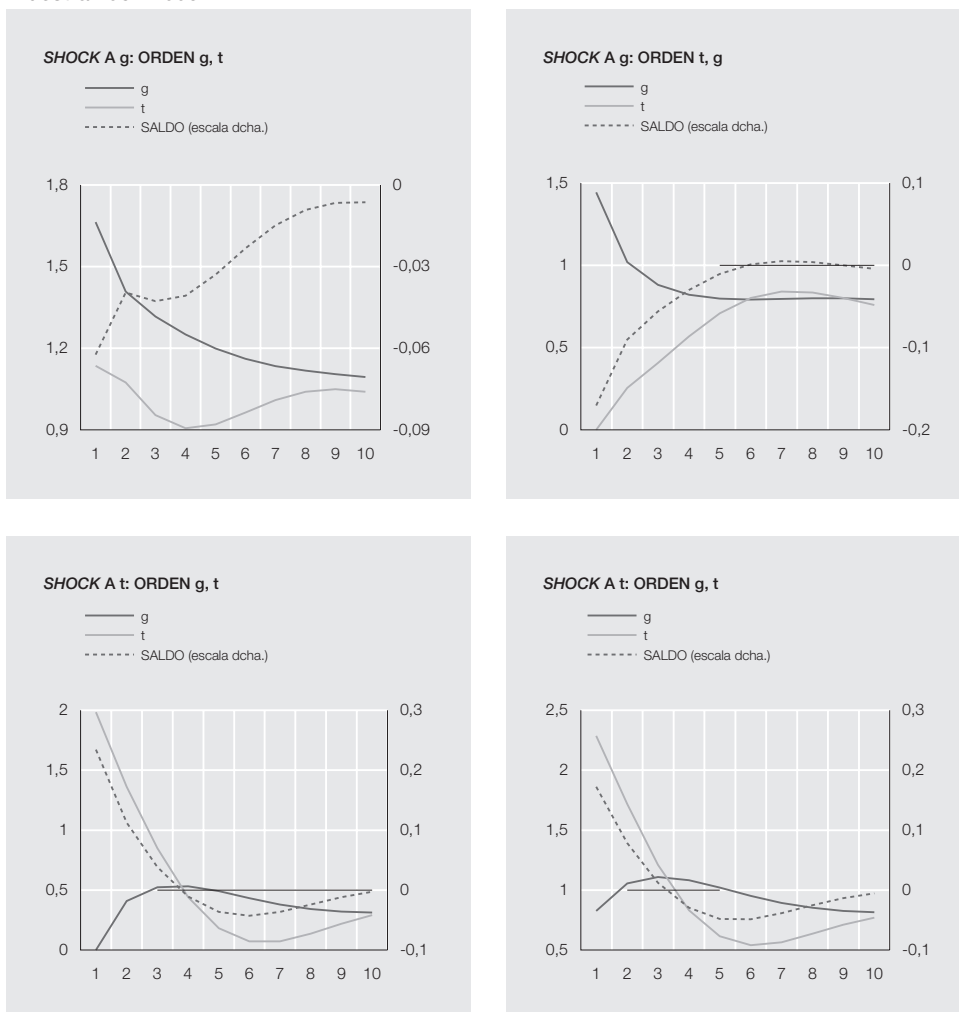
Los resultados en el capítulo previo, en especial la política fiscal insostenible en la primera parte de la muestra, sugerirían que el sesgo hacia el déficit podría ser más acusado en la muestra reducida, lo que se traduciría en mayores valores absolutos para los coeficientes que afectan a los ingresos en las relaciones de largo plazo. La comparación entre la primera ecuación de cointegración identificada en el cuadro 3.4 y la del modelo [3.2] en el cuadro 3.1 podría precisamente apoyar esta idea, aunque la diferencia entre ellas pudiera resultar no significativa. En cambio, los mismos coeficientes en el resto de las relaciones de cointegración identificadas llevarían a la conclusión inversa. Sin embargo, la comparación tiene menos sentido, ya que la especificación es diferente.

La inclusión de los vectores de cointegración en el análisis de causalidad de Granger ofrece un resultado interesante. Contrariamente a lo que sucede con la muestra completa (cuadro 3.2), solamente hay evidencia a favor de la dirección de causalidad que va de ingresos a gastos tanto a largo como a corto plazo, con independencia del número de retardos incluidos en el VAR (cuadro 3.5). Esto está en consonancia con la evidencia empírica previa [González-Páramo (1994)] y apoya la hipótesis de que en los últimos años, a consecuencia de la estrategia fiscal de consolidación llevada a cabo, principalmente basada en el control del gasto (véase la sección 2.2), parece haber tenido lugar un cambio en la relación dinámica entre ambas variables. Esta estrategia fiscal puede haber contribuido al cambio en la dirección de causalidad entre ingresos y gastos.

El VAR de la sección previa se reestimó con la muestra reducida. Como muestra el gráfico 3.2, las respuestas del saldo presupuestario a *shocks* fiscales confirman ampliamente parte de las conclusiones, especialmente el sesgo hacia el déficit en el tamaño del sector público, ya que un aumento de los ingresos produce, después de un cierto tiempo, un déficit persistente a consecuencia de la respuesta endógena de los gastos. Las funciones de impulso-respuesta del saldo presupuestario, sin embargo, no apoyan la opinión de que el sesgo hacia el déficit en el tamaño del sector público sea más acusado en la muestra reducida. Más bien, con la muestra utilizada, este sesgo parece ser menor. Sin embargo, para poder realizar afirmaciones más precisas en este sentido, debería llevarse a cabo una identificación más apropiada que eliminase los problemas mencionados anteriormente.

3.4 Conclusiones

Este capítulo analiza la estrategia más eficiente para lograr reducciones permanentes de los déficits fiscales en España. Las conclusiones están basadas en la interdependencia dinámica entre ingresos y gastos públicos, en función de las relaciones de cointegración y causalidad entre ambas variables, la descomposición de la varianza y las funciones de impulso-respuesta.



Nota: Desviaciones porcentuales.

La presencia de relaciones de cointegración entre las variables relevantes hace necesaria la inclusión de *los residuos de equilibrio* en el VAR empleado para los contrastes de causalidad. A largo plazo se ha encontrado evidencia clara de que los gastos públicos causan en sentido de Granger a los ingresos públicos. Por otra parte, aunque de forma menos clara, también se detecta causalidad a largo plazo de ingresos a gastos públicos. Es decir, parece haber causalidad bidireccional entre ambas. Contrariamente, a corto plazo la dirección de la causalidad parece mantenerse principalmente de los ingresos a los gastos públicos en la muestra completa. Estos resultados contrastan con las conclusiones obtenidas por Joulfaian y Mookerjee (1991), González-Páramo y Raymond (1988) y González-Páramo (1994) para España, y apoyan la hipótesis de interdependencia.

La existencia de un sesgo hacia el déficit en el tamaño del sector público indica que la consolidación fiscal podría lograrse a través de la reducción del tamaño del sector público. Por lo que se refiere a la estrategia más adecuada para conseguir este objetivo, la evidencia de que a largo plazo los gastos públicos causen los ingresos de manera más significativa que los ingresos a los gastos implica que un ajuste fiscal creíble y efectivo requeriría la contención de la evolución del gasto público.

El análisis de la descomposición de varianza y de las funciones de impulso-respuesta en un entorno VAR confirman esta hipótesis. Por una parte, parece haber una relación de dependencia dinámica no despreciable entre ingresos y gastos. Por otra, las funciones

de impulso-respuesta confirman el sesgo hacia el déficit en el tamaño del sector público y apoyan la hipótesis de que la consolidación fiscal tiene mayor probabilidad de éxito si se lleva a cabo reduciendo el gasto público estructural. Esta variable parece desempeñar un papel crucial, al menos en un primer estadio, dada su importancia a la hora de explicar el proceso seguido por la recaudación de impuestos.

Un análisis restringido de la muestra (1964-1993) ofrece una visión un tanto diferente, dada la evidencia de causalidad de ingresos a gastos tanto en el corto como en el largo plazo. Este resultado está en línea con resultados empíricos realizados previamente con períodos muestrales similares [González-Páramo (1994)] y apoya la conclusión del capítulo previo respecto de que en los últimos años ha habido un cambio en la relación dinámica entre ambas variables a consecuencia de la estrategia fiscal de consolidación basada en el gasto. Aunque las estimaciones muestran que el sesgo hacia el déficit en el tamaño del sector público podría ser más acusado en la muestra restringida, los resultados en este sentido no son en absoluto concluyentes.

Finalmente, conviene introducir una nota de cautela. Los resultados en este capítulo no implican necesariamente que la consolidación fiscal eficiente implique mayor eficiencia en la economía en su conjunto. Por ejemplo, si gastos públicos más bajos produjeran una caída permanente en el consumo privado, o incluso en la inversión privada, sin efecto en otras variables relevantes, sería difícil concluir que la consolidación fiscal genera aumentos de eficiencia. Por otra parte, si un menor gasto público ligado a un esfuerzo de consolidación fiscal redujese el crecimiento económico de forma permanente, dicha consolidación no sería deseable. Los efectos de las variables fiscales en otras variables macroeconómicas se estudian en el próximo capítulo. Los resultados obtenidos hasta ahora solamente tratan en qué medida la relación dinámica entre las variables fiscales puede ser relevante de cara a lograr una consolidación fiscal duradera, circunstancia que venía impuesta por los principios del PEC.

Apéndice 3.A Tests de raíces unitarias

El cuadro 3.A.1 muestra los contrastes de raíces unitarias para las variables utilizadas en el análisis. t_{α} , t_{α^*} y $t_{\alpha^{**}}$ muestran los estadísticos ADF o PP de los tests: a) sin constante ni tendencia determinística; b) con constante, y c) con constante y tendencia determinísticas, respectivamente. En ninguno de los casos los tests rechazan la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria para las variables fiscales. Puesto que ninguna tendencia constante o determinista resultó ser significativa para t_t o g_t , los tests rechazan la hipótesis nula de la existencia de dos raíces unitarias. Finalmente, la tasa de crecimiento del PIB y la tasa de inflación son variables I(1).

TESTS DE RAÍCES UNITARIAS

CUADRO 3.A.1

	I(1) frente a I(0)					
	Estadísticos ADF			Estadísticos de Phillips-Perron		
	t_{α}	t_{α^*}	$t_{\alpha^{**}}$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha^*})$	$Z(t_{\alpha^{**}})$
t_t	1,63	0,63	-2,50	6,03	1,38	-1,87
g_t	0,94	-0,53	-2,03	4,23	0,09	-1,96
Δp_t	-0,76	-1,02	-1,68	-0,92	-1,24	-1,67
Δy_t	-0,92	-1,68	-1,61	-1,38	-2,60	-2,72
	I(2) frente a I(1)					
t_t	-0,72	-3,06 **	-3,35 *	-1,60	-4,43 ***	-4,74 ***
g_t	-1,06	-4,01 ***	-3,93 **	-1,53	-4,07 ***	-3,99 **
Δp_t	-3,56 ***	-3,52 **	-3,55 **	-6,12 ***	-6,05 ***	-6,12 ***
Δy_t	-6,13 ***	-6,03 ***	-5,96 ***	-7,43 ***	-7,33 ***	-7,47 ***

Nota: Los símbolos *, ** y *** denotan el rechazo de la hipótesis nula a los niveles de significación del 10%, del 5%, y del 1%, respectivamente. El número de retardos utilizados se ha fijado con el fin de eliminar la autocorrelación residual. Muestra 1964-2000.

4 Los efectos macroeconómicos de la política fiscal¹

4.1 Introducción

Tradicionalmente, la política fiscal se ha considerado como un instrumento de política económica tan potente como peligroso para suavizar las fluctuaciones cíclicas. Los retardos existentes entre la aprobación de medidas, su puesta en práctica y el tiempo en que surten efecto llevan a que, en el lapso de tiempo transcurrido, las condiciones cíclicas pueden haber cambiado sustancialmente. Así pues, una medida política que podría haber parecido muy apropiada bajo ciertas circunstancias específicas puede no ser ya la adecuada después de varios trimestres. Por lo tanto, el uso de la política fiscal discrecional para atenuar las fluctuaciones cíclicas es, en el mejor de los casos, polémico.

Además, sabemos asombrosamente poco sobre los efectos de la política fiscal. Existe mucha más dispersión de opiniones entre los economistas sobre el signo y la medida de sus efectos que en el caso de la política monetaria. A este respecto, la identificación de *shocks* fiscales no ha recibido tanta atención como el estudio de los efectos de *shocks* de política monetaria [véanse, por ejemplo, Bernanke y Mihov (1998) y Bernanke y Blinder (1992)]. Una posible explicación podría ser la falta de datos con frecuencia suficientemente alta. Sin embargo, podemos encontrar algunos ejemplos recientes de investigación empírica en este campo, principalmente para la economía de Estados Unidos.

Edelberg et al. (1998), Ramey y Shapiro (1998) y Burnside et al. (1999) argumentan en contra de la utilización de innovaciones basadas en modelos de vectores autorregresivos (VAR) como medida de los cambios en la política fiscal y sugieren la utilización de variables *dummies* para tres expansiones de los gastos militares como *shocks* fiscales exógenos. Estos episodios son los mismos que los considerados por Ramey y Shapiro. Mountford y Uhlig (2002) adoptan un enfoque diferente e identifican *shocks* fiscales a partir de los residuos VAR, imponiendo restricciones al signo de las funciones de impulso-respuesta en vez de restricciones contemporáneas. Sin embargo, este planteamiento podría conducir a resultados engañosos, puesto que la reciente literatura sobre «efectos no keynesianos» de la política fiscal puede ofrecer explicaciones teóricas para algunos hechos; por ejemplo, las respuestas positivas de la producción ante aumentos impositivos bajo ciertas circunstancias. Bajo estos, las consolidaciones fiscales podrían provocar efectos expansivos en la producción.

Blanchard y Perotti (2002) identifican un modelo VAR de referencia que contiene tres variables: gasto público, impuestos netos y PIB privado real. La identificación del VAR se basa en información institucional sobre recaudación de impuestos y la implementación de los programas de gasto. La respuesta contemporánea de los impuestos netos ante innovaciones del PIB se calcula utilizando información sobre elasticidades de las bases impositivas de los diferentes impuestos.

Fatás y Mihov (2000) proceden de una manera diferente. Identifican su VAR con respecto al gasto, con el fin de evitar modelizar la interacción contemporánea entre los impuestos y la actividad económica, concentrándose en los efectos de *shocks* del gasto público. Así pues, analizan las respuestas de diversas variables macroeconómicas clave, tales como el consumo, la inversión, el empleo, los salarios o las horas trabajadas, ante *shocks* a algunos componentes del gasto público.

Marcellino (2002) también impone restricciones contemporáneas para identificar un VAR que incluye un grupo amplio de variables macroeconómicas. Al estimar el modelo para los cuatro mayores países del área euro encuentra respuestas no homogéneas entre los diferentes

1. Véase De Castro (2003b).

países, junto con algunos efectos «inusuales» en cuanto al signo. En el caso de España, solamente la inversión pública parece producir efectos significativos sobre el *output-gap*.

Más recientemente, Perotti (2002) extiende la metodología de Blanchard y Perotti (2002) a cinco países, a saber, Estados Unidos, Canadá, Australia, Alemania y Reino Unido, y añade al modelo VAR el tipo de interés a tres meses y los precios. En su artículo, Perotti permite la interacción contemporánea entre los precios y el gasto público, detectando diferencias sustanciales en las respuestas a *shocks* fiscales entre los casos en que los precios afectan al gasto público en el trimestre y cuando no lo hacen. Además, aporta evidencia de que el tamaño de los multiplicadores se ha reducido notablemente en los últimos veinte años y encuentra, en varios casos, algunas respuestas «contraintuitivas» comparadas con el paradigma keynesiano.

Parte de los resultados «contrafactuales» obtenidos en el último caso encuentran apoyo tanto teórico como empírico en Alesina y Ardagna (1998) y Alesina et al. (1999), que presentan evidencia sobre los efectos «no keynesianos» de la política fiscal en un panel de países de la OCDE que abarca el período 1960-1996. En estos artículos se resaltan dos canales potenciales para que surjan estos efectos. El primero, por el lado de la demanda, la respuesta endógena de los tipos de interés. El segundo, por el lado de la oferta, resulta de las relaciones entre el funcionamiento del mercado de trabajo, los beneficios de las empresas y la inversión. Así pues, los recortes en el gasto público, especialmente de los salarios públicos, tienden a reducir el salario de equilibrio, tanto en sectores competitivos como en sectores altamente indexados, permitiendo obtener mayores beneficios a las empresas y favoreciendo así una más alta inversión. En este contexto, tipos de interés más bajos reforzarían la respuesta de la inversión, estimulando al mismo tiempo el consumo privado. También encuentran efectos similares, aunque de una magnitud más reducida, derivados de disminuciones de los impuestos al trabajo. Así, consolidaciones basadas en el gasto tendrían más probabilidades de éxito, dado que crearían condiciones más favorables para el crecimiento económico, estimulando la recaudación impositiva.

En el contexto de la UEM, el estudio de la capacidad estabilizadora de la política fiscal adquiere una importancia especial. La política monetaria común deja a los Estados miembros la política fiscal como único instrumento por el lado de la demanda para contrarrestar *shocks* asimétricos. Por otra parte, el PEC, en algunos casos, ha fomentado consolidaciones fiscales, a fin de lograr posiciones presupuestarias en equilibrio o en superávit en términos del SEC-95. España es uno de los ejemplos más prominentes. Sin embargo, si recordamos algunos argumentos señalados anteriormente, no hay consenso amplio entre los economistas sobre los efectos de este proceso. Mientras que se acepta ampliamente que la consolidación fiscal ayuda a reducir presiones inflacionistas, algunos sostienen que este esfuerzo conlleva costes nada despreciables en términos de crecimiento y empleo. Por el contrario, otros suscriben la opinión de que, bajo ciertas circunstancias, las consolidaciones fiscales pueden tener efectos positivos sobre la actividad y el crecimiento en el medio, e incluso en el corto plazo, que provienen principalmente del papel desempeñado por las expectativas de los agentes relativas a las decisiones de consumo e inversión.

A este respecto, Von Hagen et al. (2001) analizan los efectos de consolidaciones fiscales en un panel de países de la OCDE en el período 1973-1998 y encuentran efectos negativos y significativos de la política fiscal sobre la producción, que se refuerzan por la respuesta de la política monetaria. Cuando la estimación se restringe a los países de la UE en el período 1990-1998, los tradicionales efectos directos de la política fiscal desaparecen y la política monetaria deja de responder a la política fiscal. Estos resultados sugieren que en algunos países los efectos «no keynesianos» han contrarrestado los efectos tradicionales de la política fiscal.

Este capítulo se propone caracterizar con un enfoque VAR los efectos de la política fiscal sobre un grupo de variables macroeconómicas clave para el caso español. Las princi-

pales conclusiones son: 1. los multiplicadores de gasto público a corto plazo son ligeramente superiores a la unidad, mientras que se hacen negativos a medio y largo plazo; 2. estos efectos han resultado ser no significativos en la década pasada; 3. los *shocks* de impuestos netos producen a menudo multiplicadores de producción positivos a corto plazo; 4. los *shocks* de gasto público tienen efectos significativos y del mismo signo sobre los precios; 5. los aumentos de impuestos netos tienen efectos negativos sobre los precios; 6. los *shocks* a variables fiscales producen respuestas significativas sobre los tipos de interés nominales, y 7. las respuestas del PIB o los precios pueden diferir significativamente, según el componente de gasto o de los impuestos que se considere. Muchos de estos resultados coinciden ampliamente con los resultados en Perotti (2002).

El resto del capítulo está organizado del siguiente modo: la sección 4.2 describe los datos y los problemas metodológicos relacionados con la especificación e identificación del VAR; la sección 4.3 presenta los resultados derivados de la estimación del modelo en términos de las funciones de impulso-respuesta y de los multiplicadores obtenidos; la sección 4.4 compara estos resultados con otros estudios empíricos, haciendo al mismo tiempo una evaluación de los principales resultados. Finalmente, la sección 4.5 presenta las conclusiones.

4.2 Metodología

4.2.1 LOS DATOS

El modelo VAR de referencia incluye datos trimestrales sobre los gastos públicos reales (G_t), los impuestos netos (T_t), el PIB real, el deflactor del PIB (P_t) y el tipo de interés a tres meses (R_t). Como señalan Fatás y Mihov, «estas cinco variables constituyen el conjunto mínimo de variables macroeconómicas necesarias para el estudio de los efectos dinámicos de *shocks* de política fiscal». G_t se define como la suma del consumo público (compras de bienes y servicios y remuneración de empleados del sector público) y de la inversión pública, mientras que T_t incluye los ingresos públicos menos las transferencias, incluidos los pagos por intereses de la deuda pública². Las variables fiscales hacen referencia al sector de las Administraciones Públicas en su totalidad, según se define en el SEC-95, y, en ambos casos, se empleó el deflactor del PIB a fin de obtener los valores en términos reales. Todas las variables son ajustadas de estacionalidad y se toman en logaritmos, excepto el tipo de interés, que entra en niveles. Se han empleado datos trimestrales que provienen de la Contabilidad Nacional [publicada por el Instituto Nacional de Estadística (INE)], siguiendo la metodología del SEC-95 y del Banco de España. La muestra cubre el período 1980.I TR-2001.II TR. El gráfico 4.1 muestra una panorámica general del período.

4.2.2 EL MODELO VAR DE REFERENCIA

La especificación del modelo VAR de referencia en su forma reducida puede escribirse como:

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^k B_i Y_{t-i} + U_t \quad [4.1]$$

donde Y_t es el vector de variables endógenas (G_t , R_t , PIB_t , T_t , P_t). El único componente determinista es una constante. B_i es la matriz de coeficientes para el retardo i -ésimo y U_t es el vector que contiene los residuos de la forma reducida, que en general tendrán correlaciones no nulas. La ecuación [4.1] se estima por MCO incluyendo cinco retardos. El número de retar-

2. Estas dos variables se han construido siguiendo a Blanchard y Perotti (2002), Fatás y Mihov (2000) y Perotti (2002).



dos se eligió según la información proporcionada por los tests de razón de verosimilitud y el criterio de información de Akaike³.

Puesto que los residuos de la forma reducida tienen poco significado económico, ya que son combinaciones de los *shocks* estructurales, se hace necesaria la identificación de tales componentes estructurales. En general, $Var(U) = \Sigma$ es no diagonal, porque los residuos de la forma reducida son combinaciones de los *shocks* estructurales. El modelo para las innovaciones puede escribirse como:

$$AU_t = V_t \tag{4.2}$$

donde V_t es el vector de los *shocks* estructurales ortogonales y $E(V_t V_t') = D$, siendo D una matriz diagonal. Por lo tanto [4.2] puede expresarse como:

$$\begin{aligned} u_t^g &= a_{1,2}u_t^r + a_{1,3}u_t^{gdp} + a_{1,4}u_t^{nt} + a_{1,5}u_t^p + v_t^g \\ u_t^r &= a_{2,1}u_t^g + a_{2,3}u_t^{gdp} + a_{2,4}u_t^{nt} + a_{2,5}u_t^p + v_t^r \\ u_t^{gdp} &= a_{3,1}u_t^g + a_{3,2}u_t^r + a_{3,4}u_t^{nt} + a_{3,5}u_t^p + v_t^{gdp} \\ u_t^{nt} &= a_{4,1}u_t^g + a_{4,2}u_t^r + a_{4,3}u_t^{gdp} + a_{4,5}u_t^p + v_t^{nt} \\ u_t^p &= a_{5,1}u_t^g + a_{5,2}u_t^r + a_{5,3}u_t^{gdp} + a_{5,4}u_t^{nt} + v_t^p \end{aligned} \tag{4.3}$$

3. Obviamente, el número de retardos parece un poco raro para datos trimestrales. Sin embargo, dada la información proporcionada por los tests mencionados, se optó por proceder en consecuencia.

El sistema se ha identificado utilizando la descomposición de Choleski con el orden (G_t , R_t , PIB_t , T_t , P_t). Aunque hay muchas otras alternativas, los argumentos siguientes tratan de justificar el sistema adoptado.

La definición utilizada para gastos públicos permite fijar $a_{1,2} = a_{1,3} = a_{1,4} = a_{1,5} = 0$. Se supone que las partidas contenidas en G_t están predeterminadas dentro del trimestre con respecto a impuestos, producción, precios⁴ y tipos de interés. Antes de que tenga lugar la reacción de las autoridades ante cambios en las condiciones económicas, hay que percibir el cambio y evaluar la situación. Además, las fases de aprobación y de ejecución de las políticas también llevan un cierto tiempo. Así, sin ser demasiado restrictivo, el gasto solo depende contemporáneamente de su propio *shock* estructural.

Se supone que el tipo de interés reacciona con cierto retraso ante evoluciones de los precios y la producción, ya que estas no se observan inmediatamente. Por otra parte, la respuesta contemporánea del tipo de interés a corto plazo ante *shocks* de impuestos netos también se fijó a cero. Por lo tanto, se permite que el tipo de interés responda solamente ante *shocks* de los gastos y a su propio componente estructural dentro de cada trimestre.

Por otra parte, se supone que los *shocks* de política monetaria afectan a la producción, a los impuestos netos y a los precios dentro del mismo trimestre, dado que, en muchos casos, los movimientos del tipo de interés se pueden anticipar y su transmisión a las variables reales es relativamente rápida. Aunque la hipótesis de que los movimientos del tipo de interés no afectan contemporáneamente a la producción y a los precios, se ha utilizado ampliamente en trabajos empíricos [Bernanke y Blinder (1992), Bernanke y Mihov (1998) y Christiano et al. (1999), entre otros], Perotti (2002) admite que «este supuesto no es de ninguna manera indiscutible». Sin embargo, como muestra la sección 4.3.3, la mayor parte de los resultados presentados aquí no parece ser muy sensible a este supuesto.

Se asume, asimismo, que los *shocks* a los impuestos netos no afectan significativamente a la actividad dentro del trimestre, puesto que la adaptación de los planes de consumo e inversión a las nuevas condiciones lleva un cierto tiempo, pues los agentes necesitan calibrar los efectos del *shock*. Por el contrario, se espera que los cambios en la actividad afecten a la recaudación de impuestos, especialmente a través de las retenciones en concepto del impuesto sobre la renta personal, de las cotizaciones a la Seguridad Social y de los impuestos indirectos ligados directamente al consumo final. Finalmente, los precios responderán a movimientos en el resto de las variables del sistema y, por lo tanto, todos los coeficientes de la ecuación de precios se estiman libremente. El modelo de referencia se convierte entonces en:

$$\begin{aligned}
 U_t^g &= v_t^g \\
 U_t^r &= a_{2,1}U_t^g + v_t^r \\
 U_t^{gdp} &= a_{3,1}U_t^g + a_{3,2}U_t^r + v_t^{gdp} \\
 U_t^{nt} &= a_{4,1}U_t^g + a_{4,2}U_t^r + a_{4,3}U_t^{gdp} + v_t^{nt} \\
 U_t^p &= a_{5,1}U_t^g + a_{5,2}U_t^r + a_{5,3}U_t^{gdp} + a_{5,4}U_t^{nt} + v_t^p
 \end{aligned} \tag{4.3'}$$

Con este conjunto de restricciones, el modelo queda exactamente identificado. Para probar la sensibilidad de los resultados a distintos esquemas de identificación se probaron otras alternativas. Sin embargo, en muchos casos produjeron funciones de impulso-respuesta similares (véase la sección 4.3.3) ante *shocks* de política fiscal⁵.

El esquema de identificación [4.3'], en lo que concierne al gasto público, es similar al adoptado en Blanchard y Perotti (2002), Fatás y Mihov (2000) y Perotti (2002), ya que esta variable se toma como predeterminada dentro del trimestre con respecto al resto de las varia-

4. En todo caso, esta restricción no parece ser tan restrictiva en el presente caso, puesto que los modelos alternativos se calcularon sin ella y los resultados obtenidos fueron aproximadamente los mismos (véase la sección 4.3.3 para más detalles). 5. Dado que el interés se centra en los *shocks* fiscales únicamente, una ordenación recursiva por bloques en la que no se hubiese especificado la relación entre las variables no fiscales hubiera sido igualmente posible, aunque previsiblemente los resultados serían similares.

bles en el VAR. Específicamente, Fatás y Mihov (2000) adoptan una identificación de un sistema similar en cuanto al gasto, puesto que su única preocupación se refiere a los efectos derivados de *shocks* en esta variable. Así pues, evitan modelizar las relaciones contemporáneas entre los impuestos netos y el resto de las variables del sistema. El resto de las interacciones contemporáneas se deja sin restricciones, según la tradición de la literatura de modelos VAR semiestructurales⁶.

Blanchard y Perotti (2002) analizan los efectos de la política fiscal sobre la actividad especificando un VAR de referencia con tres variables⁷. Su metodología está basada en el hecho de que los movimientos inesperados de impuestos netos se deben a su propio *shock* estructural y a las respuestas inesperadas de la producción, medidas por los residuos del PIB en la forma reducida. Estos últimos son identificados a través de las elasticidades estimadas de diversos componentes de los ingresos al PIB. La identificación de los *shocks* del PIB se hace entonces estimando por variables instrumentales las elasticidades de los residuos del PIB en la forma reducida a los *shocks* estructurales del gasto y los impuestos netos. El residuo que queda se interpreta entonces como el *shock* estructural del producto. Perotti (2002) amplía esta metodología e incluye los precios y el tipo de interés a tres meses en el VAR. Sin embargo, sostiene que el gasto real debería venir afectado por los *shocks* de precios dentro del trimestre, ya que algunos programas de gasto se fijan en términos nominales y, aunque otros se indexan según la evolución de los precios, la indexación ocurre con un retraso considerable. Por lo tanto, impone una elasticidad-precio distinta de cero del gasto público real.

Marcellino (2002) utiliza las ratios de ingresos y gastos respecto del PIB como variables fiscales, lo que implica que las restricciones impuestas para identificar el VAR deben ser diferentes. A saber, la ratio de gastos sobre el PIB está relacionada con valores contemporáneos del *output-gap* y del tipo de interés.

Según lo explicado anteriormente, los impuestos netos reales son afectados por la producción, por los gastos y por los tipos de interés dentro de cada trimestre. Esto puede también encontrarse en Blanchard y Perotti (2002) y Perotti (2002). Sin embargo, en estos trabajos se utiliza información externa para calcular las elasticidades al PIB de diversas categorías de impuestos. Por consiguiente, el planteamiento seguido aquí es más cercano, a este respecto, al seguido en Marcellino (2002).

Finalmente, vale la pena observar que en el modelo la política monetaria se trata de forma diferente que la política fiscal. Los *shocks* de política monetaria tienen lugar cuando se toma la decisión de alterar los tipos de interés, mientras que este no es el caso con la política fiscal. La decisión de emprender un programa determinado de gasto público puede anunciarse en un momento dado del tiempo. Sin embargo, evaluar el programa y ponerlo en práctica llevan un cierto tiempo. Por lo tanto, normalmente transcurren varios trimestres desde que se decide emprender un determinado programa de gasto y su puesta en práctica. Sin embargo, los datos solamente reflejan dicha medida una vez que se han reconocido los gastos como obligaciones, pero no antes, cuando realmente se aprobó la medida. No obstante, es precisamente en la fase de aprobación cuando se debería cuantificar el efecto de una medida dada, puesto que se esperaría que fuese en ese momento cuando se incorporase en las expectativas de los agentes y afectase por lo tanto a sus decisiones. Desafortunadamente, la falta de datos de tales características no permite la evaluación completa de los efectos de la política fiscal, por lo menos en este contexto, y obliga a tomar los resultados con cierta cautela.

4.3 Resultados empíricos

En esta sección se presentan las funciones de impulso-respuesta y los multiplicadores derivados de los *shocks* fiscales. En todos los casos, las funciones de impulso-respuesta se dan

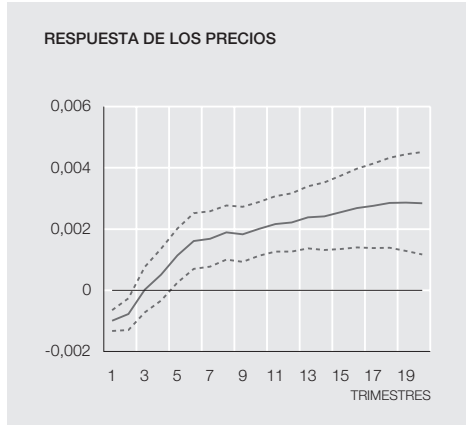
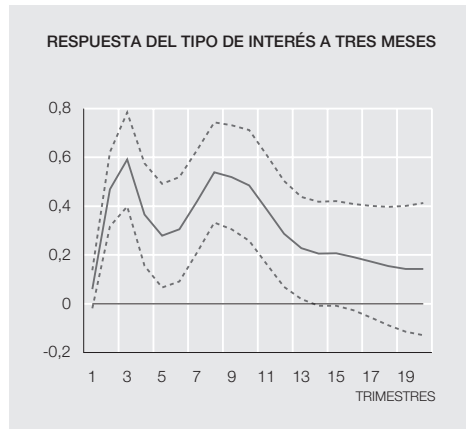
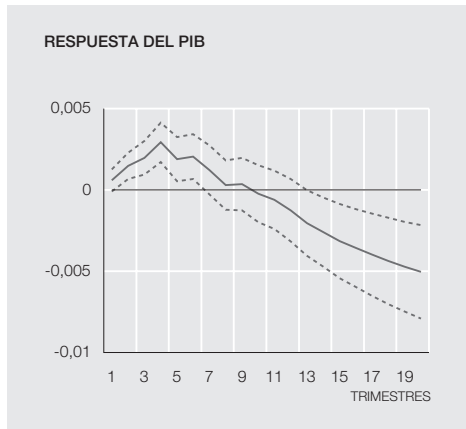
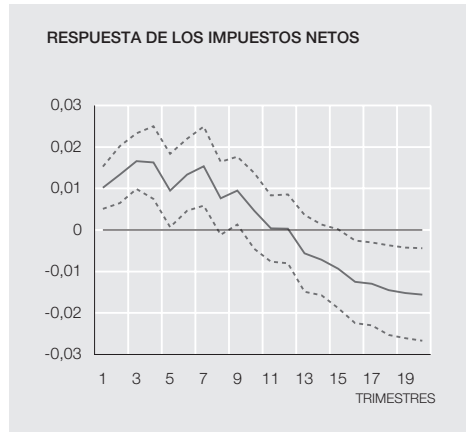
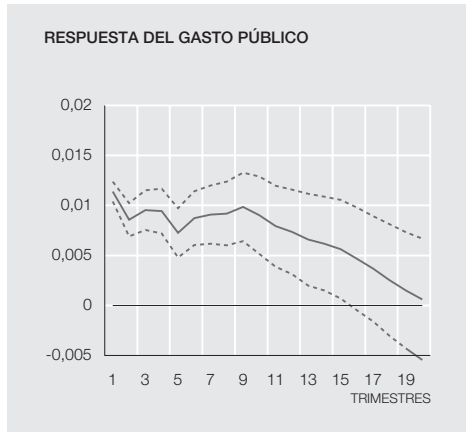
6. Véanse Bernanke y Blinder (1992) y Bernanke y Mihov (1998) para una aplicación al estudio de los *shocks* de política monetaria. 7. Ellos no incluyen ni el tipo de interés ni los precios en el VAR.

Porcentaje del error de predicción de:	Trimestres	Explicado por <i>shocks</i> en:				
		<i>G</i>	<i>R</i>	<i>PIB</i>	<i>T</i>	<i>P</i>
<i>G</i>	4	91,14	0,04	1,86	6,09	8,87
	8	82,46	0,16	2,39	13,41	1,58
	12	73,46	0,15	4,18	19,56	2,65
	16	67,61	0,41	7,55	20,40	4,02
	20	64,11	1,06	10,38	20,04	4,41
	40	61,25	1,55	11,00	22,31	3,89
<i>R</i>	4	24,23	68,61	0,51	5,74	0,91
	8	32,84	51,19	0,60	7,37	8,00
	12	39,95	42,00	1,27	9,80	6,98
	16	40,13	39,54	1,35	12,38	6,60
	20	39,77	38,12	1,37	13,96	6,77
	40	39,88	37,35	1,79	14,20	6,78
<i>PIB</i>	4	14,15	1,60	81,40	2,57	0,28
	8	11,75	4,23	76,44	6,99	0,59
	12	8,77	5,41	79,93	4,98	0,91
	16	14,26	5,93	73,84	5,23	0,74
	20	24,51	5,54	60,42	8,98	0,55
	40	40,07	3,57	33,30	22,53	0,53
<i>T</i>	4	17,15	5,45	11,07	66,09	0,24
	8	20,41	4,82	17,75	51,56	5,46
	12	18,78	6,80	24,51	45,21	4,70
	16	20,84	6,91	26,47	41,47	4,31
	20	26,49	6,17	25,28	38,32	3,74
	40	36,61	4,57	18,00	37,81	3,01
<i>P</i>	4	3,67	0,18	1,28	14,78	80,09
	8	15,33	2,64	2,08	13,81	66,14
	12	26,77	4,31	1,75	10,76	56,41
	16	36,99	3,35	2,42	8,48	48,76
	20	43,50	2,75	3,86	7,56	42,33
	40	42,64	3,90	11,82	6,20	35,44

para cinco años y los intervalos de confianza con una desviación estándar han sido obtenidos por simulaciones de Montecarlo con 100 réplicas.

El cuadro 4.1 muestra la descomposición de la varianza del modelo de referencia. Ambas variables fiscales desempeñan un papel crucial en la explicación de cada una de ellas. El error de predicción de G_t tras cuarenta trimestres después del *shock* viene explicado principalmente por sí mismo, por encima de un 60%, mientras que los impuestos netos explican una proporción significativa de más del 20% y los *shocks* del PIB explican alrededor del 11%. Los impuestos netos son principalmente explicados por sus propios *shocks* (el 37,8%), el gasto (el 36,6%) y *shocks* del PIB (el 18%). En lo que respecta al error de predicción del PIB, los *shocks* de gasto (el 40%), los impuestos netos (el 22,5%) y el PIB mismo (el 33,3%) explican la parte más importante.

Aunque sorprendente, la alta proporción de la varianza del PIB explicada por los *shocks* del gasto público se podría deber a la proporción creciente del gasto con respecto al



Shock a:	Trimestres				
	4.º	8.º	12.º	16.º	20.º
Gastos (VAR de referencia)	1,14	1,04	0,58	-0,05	-0,83
Gastos (VAR con tipos a largo plazo)	1,54	1,55	1,04	0,50	-0,10

a. El cuadro muestra los multiplicadores acumulados para un *shock* de gasto público de una desviación estándar. El VAR de referencia contiene cinco variables: G_t , R_t , PIB_t , T_t y P_t .

PIB hasta 1993, que se relaciona con el establecimiento del Estado de Bienestar. El mismo argumento se aplica para los impuestos netos. De todas formas, este problema merece investigación adicional. Los *shocks* del tipo de interés y los precios solamente parecen desempeñar un papel prominente en la explicación de sus propios errores de predicción.

4.3.1 LOS EFECTOS DEL GASTO PÚBLICO

El gráfico 4.2 muestra las respuestas de las variables endógenas ante un *shock* de gasto público de una desviación típica. Este *shock* es marcadamente persistente, con un 70% del *shock* aún presente después de tres años, reduciéndose posteriormente. El efecto sobre el PIB es positivo y significativo durante los primeros seis trimestres, con el efecto máximo en el cuarto de alrededor del 0,29%⁸. Más tarde, disminuye de manera constante, llegando a ser negativo y significativo después de 13 trimestres.

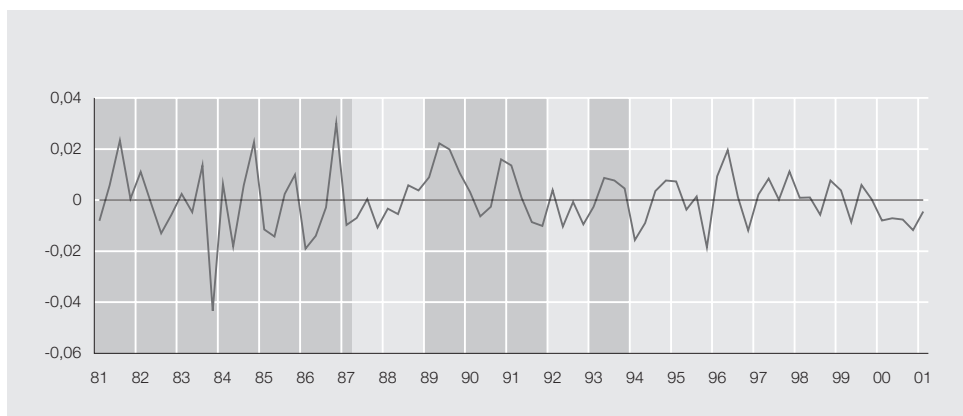
Siguiendo el comportamiento de la producción, los impuestos netos responden registrando un aumento significativo durante casi los dos primeros años, alcanzando también su respuesta máxima en el cuarto trimestre. La respuesta de los impuestos netos puede venir explicada en parte por la respuesta positiva de la producción y, también en parte, por la reacción de las autoridades de cara a financiar los gastos cada vez mayores. Tras el segundo año, disminuyen y esta caída llega a ser significativa después de 15 trimestres. A consecuencia de la reacción de los impuestos netos, sorprendentemente el saldo presupuestario apenas responde durante los primeros dos años. Posteriormente, sin embargo, aparece un déficit persistente.

Los precios caen en impacto, pero aumentan de manera constante a partir del tercer trimestre, alcanzando la respuesta máxima en el quinto año tras el *shock*. Este efecto es muy persistente y también muy intuitivo. Sin embargo, contrasta con la evidencia presentada por Fatás y Mihov (2000) para Estados Unidos y por Marcellino (2002), dado que encuentran efectos sobre precios negativos tras un *shock* de gasto público. Finalmente, los tipos de interés nominal y real se incrementan de forma persistente.

Los multiplicadores acumulados de la producción⁹ derivados de *shocks* de gasto se presentan en el cuadro 4.2. Estos toman valores ligeramente por encima de la unidad durante los dos primeros años, 1,14 en el cuarto trimestre y 1,04 en el octavo trimestre después del *shock*, y se hacen negativos tras 16 trimestres.

El gráfico 4.3 muestra la serie estimada de *shocks* de gasto público. Como puede observarse, las perturbaciones más importantes, salvo un pico en el año 1996, tienen lugar antes de mediados de los años noventa, etapa en la que se produjo la consolidación fiscal.

8. Fatás y Mihov (2000) encuentran efectos de una magnitud similar para la economía de Estados Unidos, aunque tarda algo más en alcanzar el máximo. 9. El multiplicador dinámico acumulado en un trimestre dado se obtiene como la proporción entre la respuesta acumulada del PIB y la respuesta acumulada del gasto público.



Nota: Las áreas sombreadas indican períodos de fuerte expansión del gasto público.

Además, coinciden con las épocas en las que tuvieron lugar las expansiones de gasto más relevantes (véase de nuevo el gráfico 2.1). Asimismo, la menor variabilidad que muestra la serie en el período post-Maastricht concuerda con los resultados de Ballabriga y Martínez-Mongay (2002).

Como las decisiones de consumo y de inversión están más estrechamente relacionadas con la evolución de los tipos de interés reales a medio o a largo plazo, se estimó un VAR que incluye los tipos de interés de préstamos bancarios con una madurez de tres años o más. El patrón de respuestas fue similar, aunque los efectos en el PIB resultaron ser más intensos, con multiplicadores acumulados alrededor de 1,55 en el primer y segundo año¹⁰. Por otra parte, los tipos a largo plazo plantean desventajas adicionales en la etapa de identificación, ya que están influenciados fuertemente por factores más permanentes y de naturaleza estructural. Por lo tanto, la razón subyacente detrás de la elección del tipo de interés a corto plazo es que incluye básicamente decisiones de política monetaria y no tanto las expectativas, facilitando la identificación.

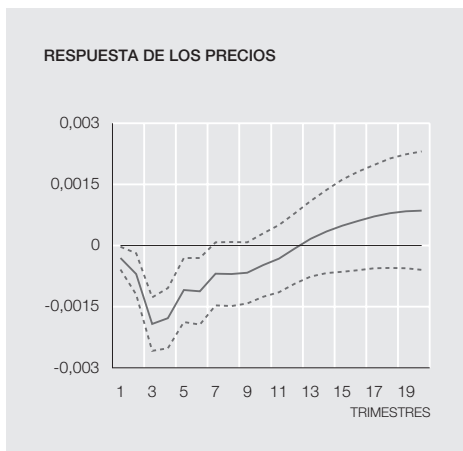
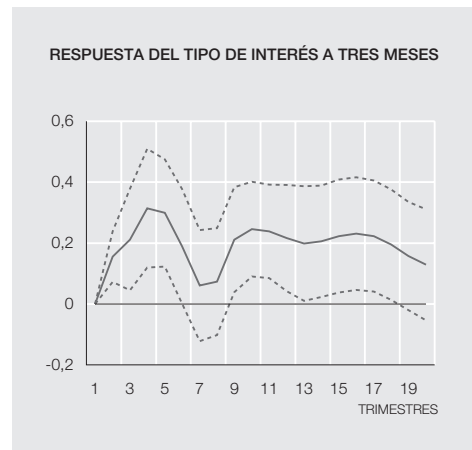
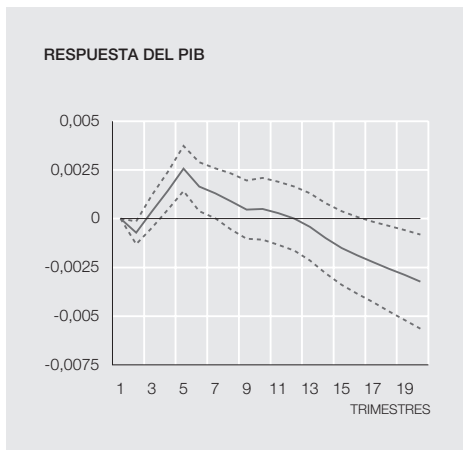
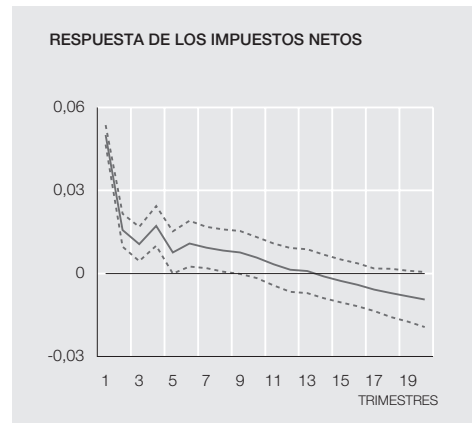
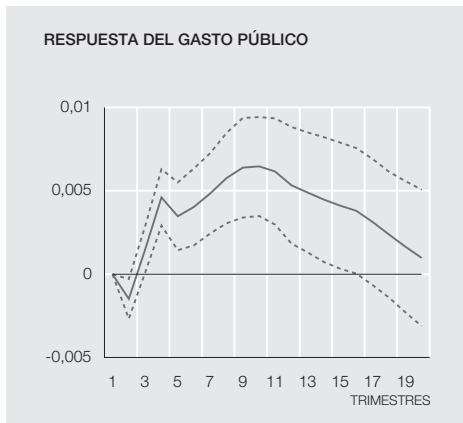
Los multiplicadores a corto plazo mostrados aquí coinciden con los encontrados en Willman y Estrada (2002) al emplear un modelo macroeconómico de gran escala para la economía española, ya que obtienen un multiplicador de alrededor de 1,25 en el primer año y de 1,40 en el segundo, después de un *shock* de consumo público. Los valores negativos a medio plazo obtenidos aquí están, sin embargo, en línea con los de Perotti (2002).

4.3.2 LOS EFECTOS DE IMPUESTOS NETOS

El gráfico 4.4 muestra las respuestas tras un aumento de impuestos netos. Alrededor del 85% del *shock* inicial desaparece después de cuatro trimestres, aunque sigue siendo significativo hasta el final del segundo año. La respuesta sigue disminuyendo y se hace negativa y apenas marginalmente significativa en el quinto año. El gasto público cae en el trimestre siguiente al *shock*, aunque aumenta inmediatamente después para alcanzar su máximo a los 10 trimestres. La respuesta del gasto es muy persistente y sigue siendo significativa durante cuatro años, lo que provoca un déficit permanente en el medio plazo. Esto refuerza la hipótesis de la existencia de un sesgo hacia el déficit en el tamaño de sector público, tal y como se explicó en el capítulo 3.

El PIB cae en el segundo trimestre y aumenta posteriormente, apareciendo el efecto máximo en el quinto trimestre. Después, disminuye gradualmente y la respuesta se hace negativa y significativa tras cuatro años. En consecuencia, el multiplicador acumulado del PIB muestra valores positivos, aunque pequeños (alrededor de 0,43), en el segundo y tercer año, volviéndose negativo posteriormente. Cuando se estima el VAR con tipos de interés a largo

10. Las funciones de impulso-respuesta correspondientes no se presentan, en aras de la brevedad.



Shock a:	Trimestres				
	4.º	8.º	12.º	16.º	20.º
Impuestos netos (VAR de referencia)	0,09	0,42	0,44	0,20	-0,52
Impuestos netos (VAR con tipos a largo plazo)	0,05	0,39	0,39	0,15	-0,57

a. El cuadro muestra los multiplicadores acumulados para un shock de impuestos netos de una desviación estándar. El VAR de referencia contiene cinco variables: G_t , R_t , PIB_t , T_t , y P_t .

plazo, ni las respuestas ni los multiplicadores difieren significativamente de los obtenidos con el modelo VAR de referencia (véase el cuadro 4.3).

El tipo de interés nominal aumenta sustancialmente en los primeros cinco trimestres y permanece persistentemente por encima de su valor de referencia¹¹. Finalmente, los precios disminuyen en los primeros dos años, para recuperarse poco a poco, hasta hacerse no significativos.

4.3.3 OTROS CONTRASTES DE ROBUSTEZ

La identificación del VAR de referencia se ha llevado a cabo a través de una descomposición Choleski con el orden (G_t , R_t , PIB_t , T_t , P_t). Sin embargo, se podrían haber utilizado otros sistemas de identificación. El propósito de esta subsección es mostrar que los resultados de este capítulo no se ven afectados sustancialmente cuando se imponen otros patrones plausibles de relaciones contemporáneas. Por consiguiente, se presentarán tres sistemas de identificación adicionales.

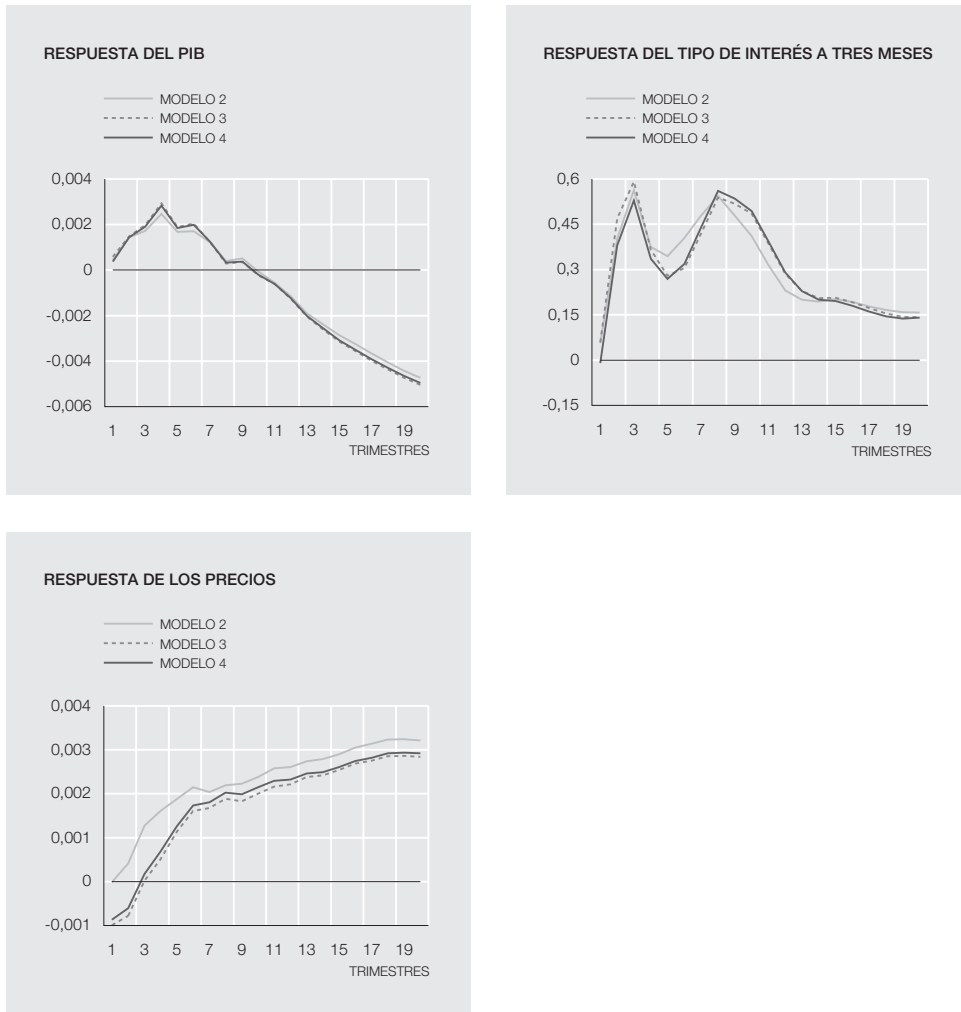
El modelo 2 se identifica según el siguiente patrón:

$$\begin{aligned}
 u_t^g &= a_{1,5}u_t^p + v_t^g \\
 u_t^r &= a_{2,1}u_t^g + a_{2,3}u_t^{gdp} + a_{2,5}u_t^p + v_t^r \\
 u_t^{gdp} &= a_{3,1}u_t^g + v_t^{gdp} \\
 u_t^{nt} &= a_{4,1}u_t^g + a_{4,3}u_t^{gdp} + a_{4,5}u_t^p + v_t^{nt} \\
 u_t^p &= a_{5,3}u_t^{gdp} + v_t^p
 \end{aligned}$$

Como antes, se supone que las partidas contenidas en G_t están predeterminadas dentro del trimestre con respecto a los impuestos, la producción y los tipos de interés. Sin embargo, como argumenta Perotti, este no es necesariamente el caso para los precios. Se espera que un aumento en el deflactor del PIB reduzca al gasto en términos reales, ya que algunos programas de gasto se fijan en términos nominales, mientras que otros se indexan, aunque con un considerable retraso. Así pues, el gasto solo se ve afectado contemporáneamente por los precios¹² y por su propio shock estructural, sin que el modelo sea demasiado restrictivo.

La característica clave que diferencia al modelo 2 es que, contrariamente al modelo de referencia, no se permite que el tipo de interés a corto plazo afecte a la producción y a los precios dentro del trimestre. Este supuesto, aunque sea polémico, es muy habitual en la literatura¹³. Por el contrario, se supone que la producción y los precios afectan contemporánea-

11. Perotti (2002) y Marcellino (2002) ofrecen resultados no demasiado claros a este respecto. En el caso de España, Marcellino encuentra una respuesta significativa en los dos primeros años. 12. El VAR también se estimó poniendo $a_{1,4}$ igual a cero, aunque las funciones de impulso-respuesta obtenidas con esta restricción adicional no variaron significativamente respecto de la especificación de referencia. 13. Véanse, por ejemplo, Bernanke y Blinder (1992), Christiano et al. (1999) y Bernanke y Mihov (1998), entre otros.



mente al tipo de interés. Hay que notar que bajo este planteamiento la ecuación del tipo de interés puede considerarse como una versión ampliada de la regla de Taylor. Finalmente, el uso de datos trimestrales permite cómodamente introducir el supuesto de que los precios no afecten a la actividad contemporáneamente. El test de razón de verosimilitud (LR) rechaza la sobreidentificación a los niveles de significación usuales.

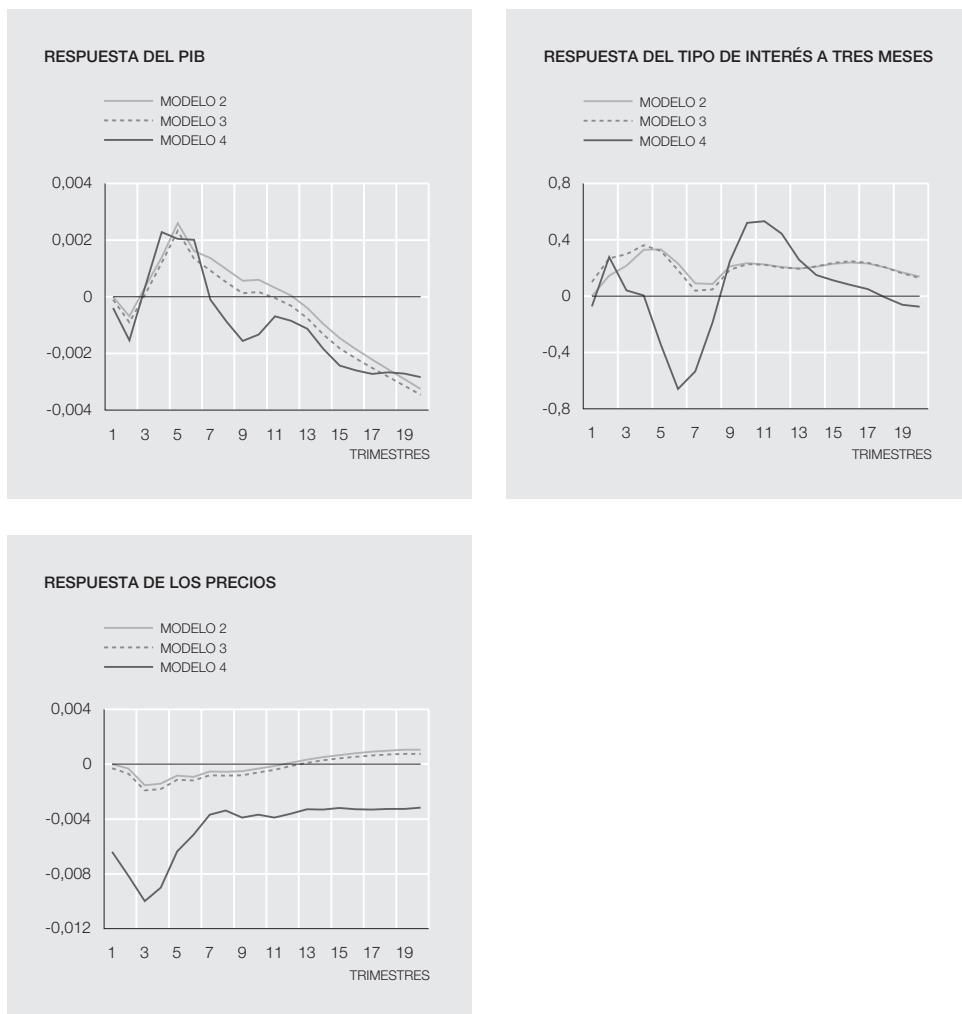
El modelo 3 se identificó usando la descomposición Choleski con el orden ($G_t, T_t, R_t, PIB_t, P_t$). La diferencia con el modelo presentado en la sección 4.2 es que los impuestos netos se ponen antes del tipo de interés, del PIB y de los precios.

Finalmente, el modelo 4 impone el siguiente patrón de respuestas contemporáneas:

$$\begin{aligned}
 u_t^g &= a_{1,5}u_t^p + v_t^g \\
 u_t^r &= a_{2,5}u_t^p + v_t^r \\
 u_t^{gdp} &= a_{3,1}u_t^g + a_{3,2}u_t^r + a_{3,4}u_t^{nt} + v_t^{gdp} \\
 u_t^{nt} &= a_{4,1}u_t^g + a_{4,3}u_t^{gdp} + v_t^{nt} \\
 u_t^p &= a_{5,2}u_t^r + a_{5,3}u_t^{gdp} + a_{5,4}u_t^{nt} + v_t^p
 \end{aligned}$$

cuya diferencia principal con [4.3'] radica en que los impuestos netos afectan al PIB dentro del trimestre. Este modelo está exactamente identificado.

El gráfico 4.5 compara las diversas respuestas del PIB, el tipo de interés y los precios tras un *shock* a los gastos. De hecho, no parecen ser demasiado sensibles al esquema de



identificación utilizado y las respuestas son de magnitud similar a las presentadas en el cuadro 4.2. Los modelos 2 y 3 también ofrecen similares funciones de impulso-respuesta tras un *shock* de impuestos netos. Sin embargo, el modelo 4 muestra algunas diferencias en cuanto a las respuestas a un *shock* de impuestos netos. Aunque el tamaño de las respuestas del PIB coincide ampliamente con las del VAR de referencia y el cuadro global es muy similar, la caída tras el sexto trimestre es mucho más pronunciada. Asimismo, a pesar de que los precios también caen después del *shock* de impuestos netos, este efecto es sustancialmente más acusado y persistente que en el modelo de referencia (véase gráfico 4.6). Las principales diferencias pueden, sin embargo, apreciarse en la respuesta del tipo de interés, puesto que su perfil es muy divergente del de los otros modelos.

Por consiguiente, los efectos en el PIB no parecen ser muy diferentes entre las diversas alternativas intentadas, mientras que las respuestas de precios y de tipos de interés pueden ser algo más discutibles. Sin embargo, en cuanto a los precios, y dejando a un lado las diferencias de magnitud, las conclusiones cualitativas que provienen del VAR de referencia parecen ser robustas a las diversas especificaciones presentadas.

Con el fin de contrastar los resultados más controvertidos obtenidos hasta ahora, a saber, la respuesta a corto plazo positiva del PIB ante un *shock* de impuestos netos y la respuesta del saldo presupuestario a corto plazo ante un *shock* del gasto, se probaron otras alternativas. Así pues, a las variables fiscales y al PIB se les quitó la tendencia, para lo cual se utilizaron una tendencia lineal, una tendencia calculada con el filtro Hodrick-Prescott y una

tendencia truncada. Con esta última se intentaba capturar el aumento persistente, tanto del gasto público como de los impuestos netos en porcentaje del PIB, hasta 1993 relacionado con la implantación de un Estado de Bienestar de corte europeo. Además de estos, el VAR también se calculó con las variables fiscales como porcentajes del PIB. En este caso, la descomposición Choleski ya no es válida, puesto que los *shocks* del PIB afectarán tanto al gasto como a los impuestos netos.

Ninguna de estas alternativas produjo resultados muy diferentes de los obtenidos previamente. De hecho, los *shocks* de gasto produjeron respuestas positivas en precios, tipos de interés e impuestos netos. Además, la respuesta del PIB, positiva siempre en el corto plazo, registró valores negativos después de algunos trimestres. Los *shocks* de impuestos netos redujeron los precios y en todos los casos incrementaron el gasto y la producción a corto plazo. Por otra parte, los *shocks* de impuestos netos siempre mostraron un grado más bajo de persistencia que los *shocks* de gastos públicos.

4.3.4 EFECTOS EN EL CONSUMO Y LA INVERSIÓN

Para explicar las respuestas del consumo y de la inversión privados se estimó un VAR con seis variables ($G_t, R_t, X_t, PIB_t, T_t, P_t$), donde X_t es la nueva variable que se añade al VAR. La decisión de analizar las respuestas del consumo privado o de la inversión privada es obvia, a causa de su importancia en el PIB. La identificación se lleva a cabo de nuevo utilizando la descomposición Choleski¹⁴ con el orden en que aparecen arriba. Así pues, el patrón de relaciones contemporáneas resulta:

$$\begin{aligned}
 u_t^g &= v_t^g & [4.4] \\
 u_t^r &= a_{2,1}u_t^g + v_t^r \\
 u_t^x &= a_{3,1}u_t^g + a_{3,2}u_t^r + v_t^x \\
 u_t^{gdp} &= a_{4,1}u_t^g + a_{4,2}u_t^r + a_{4,3}u_t^x + v_t^{gdp} \\
 u_t^{nt} &= a_{5,1}u_t^g + a_{5,2}u_t^r + a_{5,3}u_t^x + a_{5,4}u_t^{gdp} + v_t^{nt} \\
 u_t^p &= a_{6,1}u_t^g + a_{6,2}u_t^r + a_{6,3}u_t^x + a_{6,4}u_t^{gdp} + a_{6,5}u_t^{nt} + v_t^p
 \end{aligned}$$

El consumo y la inversión privados reaccionan contemporáneamente ante *shocks* de gasto público¹⁵ y de tipo de interés. Como componentes del PIB, los *shocks* del consumo o de la inversión afectan contemporáneamente a aquella. Por las mismas razones que en el caso del PIB, se permite que el componente X_t afecte a los impuestos netos y a los precios dentro del trimestre. El gráfico 4.7 muestra las funciones de impulso-respuesta del consumo y de la inversión privados, ante *shocks* tanto de gasto público como de impuestos netos.

Respuestas a un shock de gasto público

El consumo privado reproduce el patrón de la producción y aumenta pronunciadamente, hasta alcanzar su máximo en el cuarto trimestre, alrededor del 0,35%. Después, desciende gradualmente, para hacerse negativo y significativo en el quinto año.

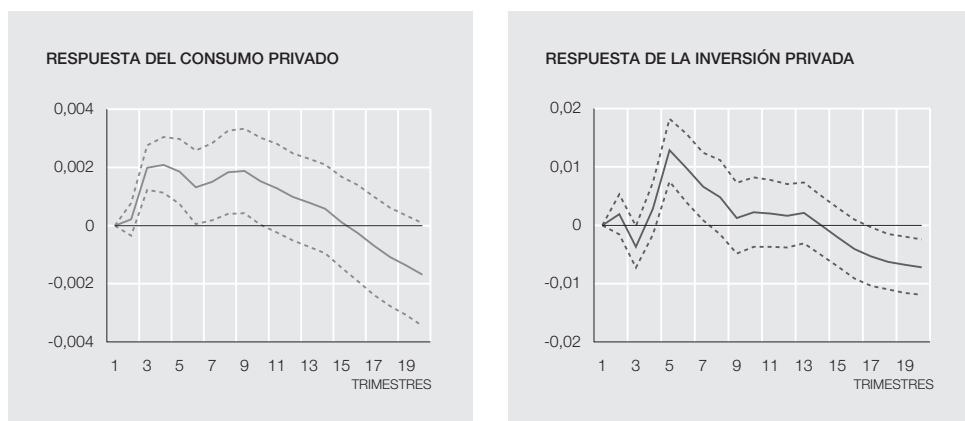
La inversión privada cae ligeramente en impacto, pero aumenta en el segundo trimestre, alcanzando su pico en el tercero, alrededor del 1,1%. La respuesta permanece positiva y significativa hasta el séptimo trimestre. Entonces comienza a disminuir y se convierte en negativa y significativa después de 14 trimestres. Los multiplicadores presentados en el cuadro 4.4 muestran en ambos casos valores por encima de la unidad dos años después del *shock*. En el medio plazo, el multiplicador de la inversión es sustancialmente más bajo que el multiplicador del consumo. La estimación del VAR con tipos de interés a largo plazo da unos multipli-

14. Como en el caso del PIB, se probaron algunos esquemas alternativos y los resultados obtenidos fueron todos muy similares a los que se presentan. 15. Algunos componentes del gasto público son valor añadido del sector privado. Así pues, un *shock* en esta variable se ve automáticamente reflejado en la renta disponible de los hogares y las empresas, por lo que se espera que el consumo o la inversión se vean afectados.

RESPUESTAS A UN INCREMENTO EN EL GASTO PÚBLICO



RESPUESTAS A UN INCREMENTO EN IMPUESTOS NETOS



MULTIPLICADORES ACUMULADOS DE COMPONENTES DEL PIB (a)

CUADRO 4.4

Shock de gasto público					
Respuesta de:	Trimestres				
	4.º	8.º	12.º	16.º	20.º
Consumo privado	0,91	1,20	0,98	0,64	0,26
Consumo privado (VAR con tipos a largo)	0,80	1,26	1,17	0,95	0,75
Inversión privada	0,93	1,18	0,79	0,19	-0,33
Inversión privada (VAR con tipos a largo)	1,51	1,76	1,28	0,77	0,34

Shock de impuestos netos					
Respuesta de:	Trimestres				
	4.º	8.º	12.º	16.º	20.º
Consumo privado	0,27	0,49	0,65	0,70	0,60
Consumo privado (VAR con tipos a largo)	0,17	0,34	0,52	0,58	0,53
Inversión privada	0,02	0,57	0,60	0,53	0,26
Inversión privada (VAR con tipos a largo)	-0,19	0,10	0,05	0,01	-0,29

a. El cuadro muestra los multiplicadores acumulados correspondientes a un shock de gasto público y de impuestos netos de una desviación estándar. El VAR contiene seis variables: G_t , PIB_t , T_t , R_t , P_t y el componente señalado del PIB.

