













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 transferencia de competencias a las Comunidades Autónomas contribuyeron 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 esta 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 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 implicaba la necesidad de esfuerzos de consolidación adicionales. En este marco, resulta conveniente evaluar hasta qué punto la estrategia de consolidación resultaba

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-gasto<sup>1</sup>, 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 90, 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 ligen 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 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 EE.UU.. 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.

---

<sup>1</sup> Payne (2003) recoge los resultados principales en la literatura, los cuales resultan contradictorios y dependientes en gran medida del periodo y país considerados.



Éstos 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 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 y otros, 1999). Otros estudios tales como Von Hagen y otros (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.

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 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, así como 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 90 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 ulteriores 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 y otros, 1999, Lane, 2002, Galí y Perotti, 2003)<sup>2</sup>. 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 Pacto de Estabilidad y Crecimiento 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 de 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

---

<sup>2</sup> Ballabriga y Martínez-Mongay (2002) encuentran, sin embargo, que la política fiscal es contracíclica debido al papel que juegan los estabilizadores automáticos.

economía a *shocks* fiscales en un marco estructural microeconómicamente fundamentado, u otros esquemas de identificación alternativos resultan candidatos claros. Sin embargo, algunos de éstos se dejarán para futuros trabajos.

## **2 La sostenibilidad de las finanzas públicas<sup>3</sup>**

### **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 del Bienestar de corte europeo. Este proceso ha corrido en paralelo con el diseño de un sistema impositivo moderno con el fin de proveer al

---

<sup>3</sup> Véase De Castro y Hernández de Cos (2002).

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 fiscal<sup>4</sup>.

En la literatura se han propuesto una batería de contrastes de sostenibilidad. Éstos 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)<sup>5</sup>. 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.

---

<sup>4</sup> Dolado y Viñals (1991) presentan un ejercicio similar, contrastando la sostenibilidad de la deuda exterior de España.

<sup>5</sup> Wickens y Uctum (1993) desarrollan 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 débil<sup>6</sup>. 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 podían tener problemas de comercialización de su deuda en un futuro, lo que conllevaría un riesgo sustancial de incrementos de tipos de interés que podía 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 de PIB. Por consiguiente, la diferencia entre ambos conceptos de sostenibilidad parece muy relevante para la política fiscal, tanto desde un punto de vista 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 fiscal<sup>7</sup> en el futuro.

Camarero y otros (1998) aplican los contrastes anteriormente mencionados al caso español, mostrando que los ingresos y los gastos públicos están cointegrados sólo cuando se tiene en cuenta la posibilidad de cambios estructurales en esta relación. Ellos 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

---

<sup>6</sup> En este capítulo, el análisis de sostenibilidad tiene sentido en un contexto de ratios de deuda positivos y de déficit persistentes. Por el contrario, si los activos públicos excediesen a los pasivos y se registrasen superávits persistentes, por definición, la sostenibilidad estaría garantizada.

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 España<sup>8</sup>**

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

1964-75: Fue un período de fuerte expansión económica, donde el PIB real creció en media un 6,4% anual, caracterizado por pequeños superávits presupuestarios y un crecimiento constante de los ingresos y gastos públicos.

---

<sup>7</sup> Posteriormente, en la sección 2.3, se discuten algunos problemas conceptuales del análisis de Quintos, en concreto relativos al concepto de “sostenibilidad débil”.

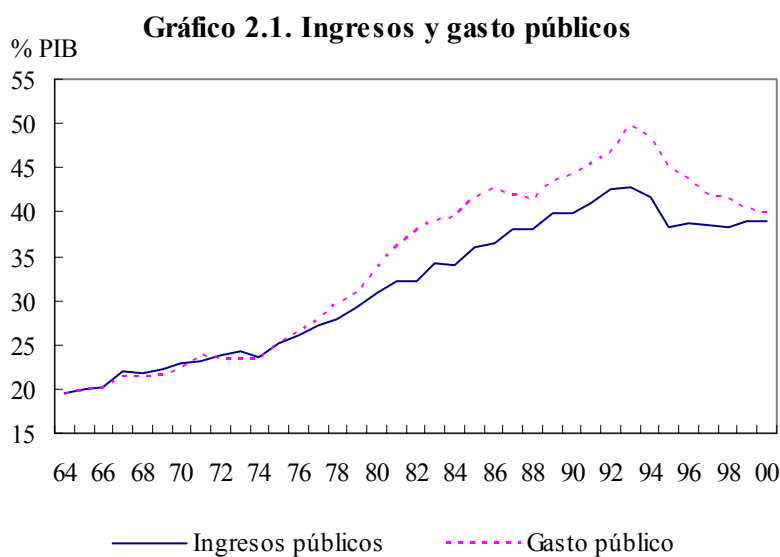
<sup>8</sup> Véase Argimón, Gómez, Hernández de Cos y Martí (1999) para un análisis más profundo de la política fiscal en España.

1975-85: 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 en los primeros dos años, éstos 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 (de 23,5% del PIB en 1974 hasta un 41,6% en 1985, lo que representa un incremento medio anual de 1,6% del PIB) debido al bajo crecimiento económico (en términos reales, el PIB creció en media un 1,6% anual) y la construcción del Estado del 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 a 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

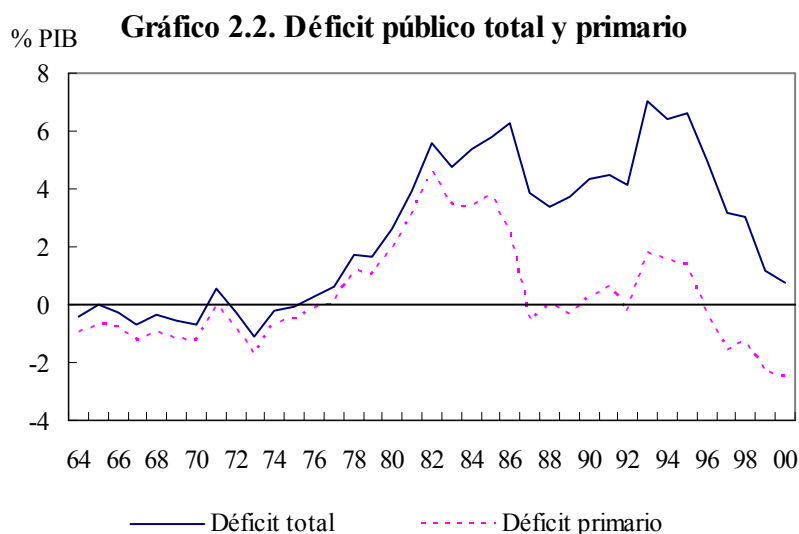




*Fuente:* Banco de España

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 de -3,8% en 1985 a un pequeño superávit en 1988, permitiendo recortar la ratio de deuda hasta un 41,7% en 1988.

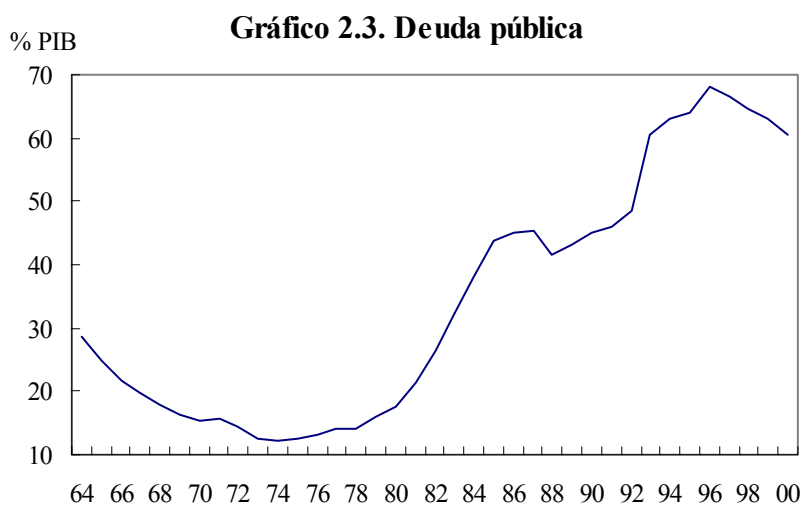
1989 a 1993: En 1989 concluyó el período de restricción fiscal anteriormente mencionado y el déficit volvió a crecer hasta alcanzar el 7% con la crisis económica de 1993. El saldo primario evolucionó en paralelo al déficit y, tras los pequeños excedentes entre 1987 y 1989, se volvieron a registrar déficits 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 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 sólo 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



*Fuente:* Banco de España

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 a 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 Pacto de Estabilidad y Crecimiento. 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.



*Fuente:* Banco de España y elaboración propia.

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 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 modo<sup>9</sup>:

<sup>9</sup> 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

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

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 y  $i_t$  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 PIB<sup>10</sup>, 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  $\lambda_t$  como estacionaria alrededor de una media  $\lambda^{11}$ , (2.1) puede expresarse como

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.

<sup>10</sup> Las letras minúsculas indican los mismos conceptos en porcentajes del PIB.

<sup>11</sup> Si  $\lambda_t$  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 70, a partir de entonces presenta, en

$$\Delta b_{t+1} = \lambda b_t + gx_t - t_t \quad (2.2)$$

donde  $gx_t = g_t + (\lambda_t - \lambda)b_t$ . Resolviendo (2.2) hacia adelante, se obtiene

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

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.

---

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 éste 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. Asimismo, contrastes ADF secuenciales de raíces unitarias muestran que a partir de mediados de los 70 esta serie muestra un comportamiento estacionario, lo que aportaría justificación al marco teórico presentado.

Los contrastes empíricos generalmente requieren utilizar la representación (2.3) en términos de  $\Delta b_t$ , 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. Éstos 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 cuáles 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  $\lambda$  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  $\Delta b_t$  es estacionario con media cero mediante diversos procedimientos o, de manera alternativa, la estacionariedad de  $g_t^R - t_t$  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  $\Delta b_t$  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  $\Delta b_t$  sea I(0) para que se cumpla (2.5). Si  $\Delta b_t$  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  $\Delta b_t$  es un proceso integrado de cualquier orden finito, el factor de descuento decrece a un ritmo más rápido que el crecimiento que muestra  $\Delta b_t$ , 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 en el caso cuando  $\Delta b_t$  es  $I(0)$ <sup>12</sup>. 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  $\Delta b_t$  tuviese una raíz explosiva de cierta magnitud que compensase el factor de descuento el déficit sería 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 presupuestaría 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.

---

<sup>12</sup> Quintos sostiene que aún cuando  $\Delta b_t$  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 un proceso para  $\Delta b_t$  con constante positiva, independientemente de si resulta o no estacionario, viola la RPIG, cuanto más si presenta una tendencia positiva que implique una aceleración constante de la ratio de deuda sobre el PIB.



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

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

Si  $g_t^R$  es I(1),  $0<\beta<1$  implicaría, dado (2.10), que  $\Delta b_t$  es I(1), independientemente de si  $\varepsilon_t$  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 sólo en su versión débil. Por el contrario,  $\Delta b_t$  será I(0) y por lo tanto el déficit fuertemente sostenible, cuando se cumpla que  $\beta=1$  y a su vez  $\varepsilon_t$  sea I(0), es decir, que exista cointegración entre ingresos y gastos públicos. Si se rechaza la existencia de cointegración en (2.6) y  $\beta$  es igual a 1, el déficit será débilmente sostenible, pues según (2.10),  $\Delta b_t$  será también I(1). Finalmente, si  $\beta=0$  el déficit no será sostenible, dado que según (2.10)  $\Delta b_t$  crecería a una tasa mayor que  $\lambda$ , con lo que el factor de descuento nunca compensaría  $\Delta b_t$ . La tabla 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 éstas 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 éste hace referencia a una situación en la que la ratio de deuda/PIB aumenta de manera constantemente, 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  $\Delta b_t$ , 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 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. Ésta 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, 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 Buitert, 1999). Esto último tiene también costes serios en términos de credibilidad y crecimiento que han sido explorados con profundidad en la literatura.

**Tabla 2.1: Test de Quintos**

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

## 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 PIB<sup>13</sup>. El uso de variables en porcentaje del PIB se basa en su más directa interpretación económica al tener en cuenta la dimensión de la economía<sup>14</sup>. 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)<sup>15</sup>, para los cuáles se llevaron a cabo los contrastes de

<sup>13</sup> 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.

<sup>14</sup> Camarero y otros (1998) utilizan las mismas fuentes de datos, llevando a cabo su análisis no sólo 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.

<sup>15</sup> 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 test 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,  $\chi^2$ . La corrección de la matriz de covarianzas está basada en el procedimiento sugerido por Andrews y Monahan (1992).

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 la tabla 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.

Sin embargo, tal resultado no es en absoluto concluyente porque la ausencia de cointegración produce una estimación espúrea de  $\beta$ . 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 endogeneidad, 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 los t-ratios positivos obtenidos 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 porqué 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 estructurales<sup>16</sup>. A lo largo del período muestral han tenido lugar muchas reformas fiscales en España. En especial, desde finales de los años 70, la política fiscal en España cambió de un sistema en que los presupuestos de las Administraciones Públicas estaban formalmente equilibrados, o

---

<sup>16</sup> Véase Hansen (1992), Hansen y Johansen (1992), Gregory, Nason y Watt (1996) y Gregory y Hansen (1996).

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.

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).

**Tabla 2.2: Relación a largo plazo entre  $t_t$  y  $g_t^R$**

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

	OLS (phillips-Ouliaris)	Phillips-Hansen	Johansen	Valores críticos		
				10%	5%	1%
$\beta$	0,77	0,78	0,67			
ADF	-1,65	-1,69		-3,51	-3,80	-4,36
$Z_\alpha$	-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

*Nota:* Los valores críticos para los estadísticos  $Z_\alpha$  y  $Z_t$  se han tomado de Phillips y Ouliaris (1990).

*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 éstos, el estadístico ADF estándar y los test  $Z_\alpha$  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  $Z_\alpha$  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 sólo en la constante, con y sin tendencia determinística, y cambios tanto en la constante como en la pendiente. Éstos se denominan como 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).

La tabla 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 aquéllos en la tabla 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 80 y principios de los 90.

**Tabla 2.3: Contrastes de rupturas estructurales de Gregory-Hansen**

Modelo	InfADF	Año	Mean ADF	$Z_t$	$Z_\alpha$	Año	Val. Crit. <sup>a</sup>		Valores Crit MeanADF		Valores Crit. $Z_\alpha$	
							10%	5%	10%	5%	10%	5%
Cambio de nivel (C)	-3,76	1991	-2,25	-3,28	-19,13	1985	-4,34	-4,61	-3,53	-3,80	-36,19	-40,48
Cambio de régimen (C/S)	-4,35	1987	-2,40	-4,39	-25,91	1987	-4,68	-4,95	-3,52	-3,78	-41,85	-47,04

*Notas:* 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.

### *El test de Hansen*

Hansen (1992) también considera la posibilidad de una ruptura estructural en un punto desconocido del tiempo aunque, al contrario del 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 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 de Hansen, estos estadísticos se llamarán SupF, MeanF y Lc. La tabla 2.4 presenta los valores que tomaron dichos estadísticos, mostrando evidencia de estabilidad paramétrica<sup>17</sup>.

Obsérvese que la hipótesis nula puede rechazarse no sólo 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

<sup>17</sup> Véase el apéndice 2.C para una descripción técnica en profundidad.



cointegración estable entre ingresos y gastos públicos, contrariamente a los resultados derivados de los contrastes estándar y de los propuestos por Gregory y Hansen.

**Tabla 2.4: Test de Hansen**

Estadístico	Valor	P-valor
<i>Lc</i>	0,06	0,20
MeanF	1,97	0,20
SupF	6,25	0,20

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

#### *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 (MCE en adelante). Ellos proponen un contraste recursivo de razón de verosimilitud (LR) en el que la hipótesis nula es la existencia de cointegración en cada submuestra<sup>18</sup>. Los estadísticos a considerar se denominarán SupHJ y MeanHJ (Tabla 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.

<sup>18</sup> La información detallada sobre este contraste se encuentra en el apéndice 2.D.

Concretamente, ni los tests de Gregory y Hansen ni los contrastes de cointegración estándar permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración<sup>19</sup>.

**Tabla 2.5: El test de Hansen y Johansen**

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

Los resultados obtenidos hasta ahora difieren de los obtenidos por Camarero y otros (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  $\beta$  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. 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, tanto en las variables 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

<sup>19</sup> 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.

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  $\Delta b_t$  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 cointegración 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:

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

$$\Delta y_t = \mu + \alpha_1 D_\pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha_2 (1 - D_\pi) y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

donde

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

(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 los pseudo-t ratios  $t_{\delta 1}$ ,  $t_{\delta 2}$ ,  $t_{\alpha 1}$  y  $t_{\alpha 2}$  asociados 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  $Supt_{\delta 1}$ ,  $Meant_{\delta 1}$ ,  $Supt_{\delta 2}$ ,  $Meant_{\delta 2}$ ,  $Supt_{\alpha 1}$ ,  $Meant_{\alpha 1}$ ,  $Supt_{\alpha 2}$  y  $Meant_{\alpha 2}$ . Al igual que antes, los estadísticos  $Supt_{(\cdot)}$  tienen potencia en presencia de puntos de ruptura únicos, mientras que los  $Meant_{(\cdot)}$  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).

**Tabla 2.6: Test de integración parcial**

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

*Nota:* (\*), (\*\*) 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).

La tabla 2.6 muestra los resultados derivados de estos contrastes. La conclusión general que puede extraerse es que los estadísticos  $Meant_{(\cdot)}$ , y en algún caso el  $Sup_{(\cdot)}$ , tienden a rechazar la hipótesis nula de  $I(1)$  en la última parte de la muestra, principalmente en el caso de  $\Delta b_t$ , 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 80 y principios de los 90. 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 90, se caracterizó por la implementación de una política fiscal de corte moderno en España, encaminada a la construcción del Estado del bienestar y que implicó un sistema impositivo nuevo, tendiendo hacia modelos europeos. La puesta en marcha del Estado del 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 sostenibilidad fiscal, aunque

insuficiente por sí sólo 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 régimen<sup>20</sup>.

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.

---

<sup>20</sup> 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.

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  $\Delta b_t$  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.

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  $\beta$  producirá valores similares (entre cero 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**

La tabla 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.



**Tabla 2.A.1: Tests de raíces unitarias**

I(1) contra I(0)						
Estadísticos ADF				Estadísticos de Phillips-Perron		
	$t_\alpha$	$t_{\alpha^*}$	$t_{\alpha^{**}}$	$Z(t_\alpha)$	$Z(t_{\alpha^*})$	$Z(t_{\alpha^{**}})$
$b_t$	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 ***

*Nota:* 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 1 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  $Z_\alpha$  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:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_{t\tau} + \alpha y_{2t} + e_t \quad (2.B.1)$$

donde

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

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:

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_{t\tau} + \beta t + \alpha y_{2t} + e_t \quad (2.B.2)$$

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

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_{t\tau} + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t} D_{t\tau} + e_t \quad (2.B.3)$$

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  $Z_\alpha$  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:

$$y_t = A_t x_t + u_t \quad (2.C.1)$$

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:

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

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 pre-blanqueado de Kernel.

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

$$F_t = \text{trace}\{S_{nt}' V_{nt}^{-1} S_{nt} \hat{\Omega}_{1,2}^{-1}\}$$

y  $S_{nt}$  y  $V_{nt}$  son

$$S_{nt} = \sum_{i=1}^t \left( x_i \hat{u}_{1t}^{+'} - \begin{pmatrix} 0 \\ \hat{\Lambda}_{21}^+ \end{pmatrix} \right)$$

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

y

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

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

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

Bajo la hipótesis nula de estacionariedad en  $A_t$  este contraste sigue una distribución  $\chi^2$  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

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

donde  $\xi$  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  $SupF$ ,  $NsupF$ , 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:

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

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:

$$L_c = \text{trace} \left\{ M_{nn}^{-1} \sum_{t=1}^n S_t \hat{\Omega}_{1,2}^{-1} S_t' \right\}$$

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:

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

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,  $\beta$  es el vector de cointegración y  $\alpha$  un vector de coeficientes de ajuste de las desviaciones transitorias respecto de la relación de largo plazo. Regresando  $\Delta X_t$  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:

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

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

resolviendo la ecuación

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0 \quad (2.D.2)$$

Con estos valores propios y vectores propios se estima  $\beta$  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  $\beta$ , 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  $\chi^2$  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  $\text{SupHJ}$  y  $\text{MeanHJ}$ , 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 estos estadísticos, éstas han sido obtenidas por Fernández (1999).



### **3 El proceso de consolidación fiscal y la interdependencia dinámica entre gasto e ingresos públicos<sup>21</sup>**

#### **3.1 Introducción**

El compromiso de cumplir los objetivos fiscales establecidos en el Pacto de Estabilidad y Crecimiento 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, este 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 Leviatan, 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

---

<sup>21</sup> Véase De Castro y otros (2004).

resultados que muestran que los ingresos causan a los gastos (Manage y Marlow, 1986, Blackley, 1986) mientras que otros apoyan la conclusión opuesta (Anderson, Wallace y Warner, 1986, Von Furstenberg, Green y Jeong, 1986). Por último, otros investigadores han encontrado una relación de causalidad bidireccional (Owoye, 1995)<sup>22</sup>.

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 presenta 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

---

<sup>22</sup> Payne (1998) examina la relación entre ingresos y gastos para EE.UU. 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.

fija. Dada una senda 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 endogeneidad 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 constante<sup>23</sup> 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

---

<sup>23</sup> 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

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. Primeramente, 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 post-constitucionales 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

---

de utilidad intertemporal separable en consumo y ocio. Sin restricciones en las preferencias el tipo impositivo cambia a lo largo del tiempo.

primero y gastar después”, defendida por Friedman (1978) y Gramlich (1989) entre otros<sup>24</sup>, 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 público<sup>25</sup>.

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

---

<sup>24</sup> Esta visión del Gobierno es característica del liberalismo político europeo y norteamericano. En los EE.UU., 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.

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 EE.UU., 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 y otros (1986) encuentran que la dirección de causalidad de gastos a ingresos parece dominante. En Anderson y otros (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 EE.UU. 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 2 se confirma la hipótesis de “recaudar primero y gastar después”, y en 1 la causalidad es bidireccional. Finalmente, Belessiotis (1995) examina esta cuestión para los Estados miembros de la Unión Europea y encuentra que hay interdependencia entre ambas variables fiscales para 12 países, mientras que solamente en el caso de Reino

---

<sup>25</sup> Ward (1982) y Kau y Rubin (1981) encontraron evidencia empírica a favor de esta hipótesis.

Unido los datos apoyan la hipótesis de independencia. En 2 casos, se encuentra que el gasto público causa los ingresos; en 5 casos, se detecta causalidad de los ingresos hacia los gastos y, en 6 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 sólo 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 90 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-79<sup>26</sup> 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 ( $\Delta y_t$ ) y de inflación ( $\Delta p_t$ ) 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

---

<sup>26</sup> 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.

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 70 y la implantación del estado del 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 (ver 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

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



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 espúreos (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 espúreo 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 cuál se puede aproximar por la renta real. 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 real<sup>27</sup>. 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

---

<sup>27</sup> 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).

impositiva cuando no se deflacta de manera automática la tarifa del impuesto sobre la renta<sup>28</sup>.

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 Granger<sup>29</sup> (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 uno 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.

---

<sup>28</sup> Este fenómeno es conocido como progresividad en frío.

<sup>29</sup> 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 del 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.

### *Análisis de Cointegración*

En función de los argumentos reseñados anteriormente, se ha estimado un primer modelo a fin de contrastar si existe cointegración<sup>30</sup> entre las variables relevantes (véase la tabla 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,  $\beta$  es la matriz de vectores de cointegración y  $\alpha$  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  $LR_{\text{máx}}$  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

---

<sup>30</sup> Antes de ello se han estimado tres modelos por MCO, donde la variable dependiente eran los gastos públicos y los regresores los ingresos públicos, tasa de crecimiento del PIB real y la tasa de inflación; ingresos públicos y tasa de crecimiento del PIB real e ingresos públicos solamente. 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.

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 la tabla 3.1<sup>31</sup>). 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 exogeneidad débil y de exclusión a largo plazo<sup>32</sup> 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 exogeneidad 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 uno en valor absoluto<sup>33</sup>. 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].

Dada la exogeneidad débil de  $\Delta p_t$ , a modo de análisis de robustez, se reespecificó el modelo incluyendo  $\Delta^2 p_t$  en el VAR (3.2) del modo:

---

<sup>31</sup> El test (LR) para las restricciones del modelo [3.1.a] dio un valor igual a 1,76. Éstas 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.

<sup>32</sup> Se entiende que una variable es débilmente exógena cuando los parámetros  $\alpha$  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.

<sup>33</sup> 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  $\beta$  obtenido en el capítulo 2, dado que la variable dependiente aquí es gastos en vez de los ingresos.

**Tabla 3.1. Resultados de Cointegración. (Tests de Johansen)**

<b>Modelo [3.1]</b>									
$H_0(r)$	$LR_{max}$	<i>Traza</i>	Valores críticos para $LR_{max}$			Valores críticos para <i>Traza</i>			
			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≤1	27,32**	50,94***	23,11	25,54	30,34	39,06	42,44	48,45	
r≤2	17,8*	23,62*	16,85	18,96	23,65	22,76	25,32	30,45	
r≤3	5,82	5,82	10,49	12,25	16,26	10,49	12,25	16,26	

<b>Identificación</b>										
	Vectores de cointegración					Contrastes LR de la hipótesis nula de:				
	<i>g</i>	<i>t</i>	$\Delta y$	$\Delta p$	<i>tend.</i>	exogeneidad débil de				Coef. de
	<i>g</i>	<i>t</i>	$\Delta y$	$\Delta p$	<i>tend.</i>	<i>g</i>	<i>t</i>	$\Delta y$	$\Delta p$	<i>t = - 1</i>
Modelo [3.1.a]	1	-1,40	-584,38	-129,51		7,50**	17,61***	6,43**	3,07	22,15***
	1	-1,80			313,34					
Modelo [3.1.b]	1	-1,27	-229,68			9,81***	13,41***	5,33*	4,25	5,44*
	1	-1,44		48,63	131,48					

<b>Modelo [3.2]</b>									
$H_0(r)$	$LR_{max}$	<i>Traza</i>	Valores críticos para $LR_{max}$			Valores críticos para <i>Traza</i>			
			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≤1	21,28**	30,99***	16,85	18,96	23,65	22,76	25,32	30,45	
r≤2	9,72	9,72	10,49	12,25	16,26	10,49	12,25	16,26	

<b>Identificación</b>										
	Vectores de cointegración					Contrastes de LR de la hipótesis nula de:				
	<i>g</i>	<i>t</i>	$\Delta y$	$\Delta p$	<i>tend.</i>	exogeneidad débil de				Coef. de
	<i>g</i>	<i>t</i>	$\Delta y$	$\Delta p$	<i>tend.</i>	<i>g</i>	<i>t</i>	$\Delta y$	$\Delta p$	<i>t = - 1</i>
Modelo [3.2]	1	-1,29	-312,08	-26,81		6,92**	16,91***	5,32*		12,45***
	1	-1,82			329,55					

*Notas:* Los tests LR se distribuyen como una Chi cuadrado con dos grados de libertad. Por consiguiente, \*, \*\* y \*\*\* denotan el rechazo de la hipótesis nula a los niveles de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente. El período muestral de las estimaciones cubre desde 1968 a 2000.

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

Los resultados obtenidos de la estimación de (3.2) ofrecieron, según lo esperado, conclusiones muy similares a las derivadas de (3.1)<sup>34</sup>, y se rechazaron las hipótesis nulas de exogeneidad débil de los gastos, ingresos y tasa de crecimiento del PIB.

Según estos resultados, la tasa de crecimiento del PIB afecta positivamente a los gastos, asociando el nivel de gasto público al grado de desarrollo económico. Por otra parte, parece existir un sesgo hacia el déficit en el tamaño del sector público en España. Este sesgo surge porque los coeficientes para  $t_t$  en los vectores de cointegración son mayores que uno en valor absoluto. Según se explicó antes, esto implica que la consolidación fiscal podría lograrse 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 vectores<sup>35</sup> 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

<sup>34</sup> Los tests de la reducción de retardos fueron significativos en todos los casos, indicando la necesidad de dos retardos en el VAR. Los tests F para la reducción 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.

<sup>35</sup> Como  $\Delta p_t$  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.

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 la tabla 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.

**Tabla 3.2. Tests de causalidad de Granger con variables cointegradas**

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.

En la tabla 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 Wald<sup>36</sup>. 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 dominar<sup>37</sup>.

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 uno en valor absoluto, apoyan la idea de que la consolidación fiscal 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

---

<sup>36</sup> Cuando se incluye un solo retardo en el VAR sólo se detecta causalidad a largo plazo de gastos a ingresos.

<sup>37</sup> Con un solo retardo, sólo se encuentra evidencia de causalidad al nivel del 10% en la dirección de ingresos a gastos.



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  $\Delta y$ ,  $\Delta p$  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  $(\Delta y, \Delta p, g, t)$  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  $(\Delta y, \Delta p, t, g)$  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 la tabla 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 a 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.

**Tabla 3.3: Descomposición de la varianza del error de predicción**

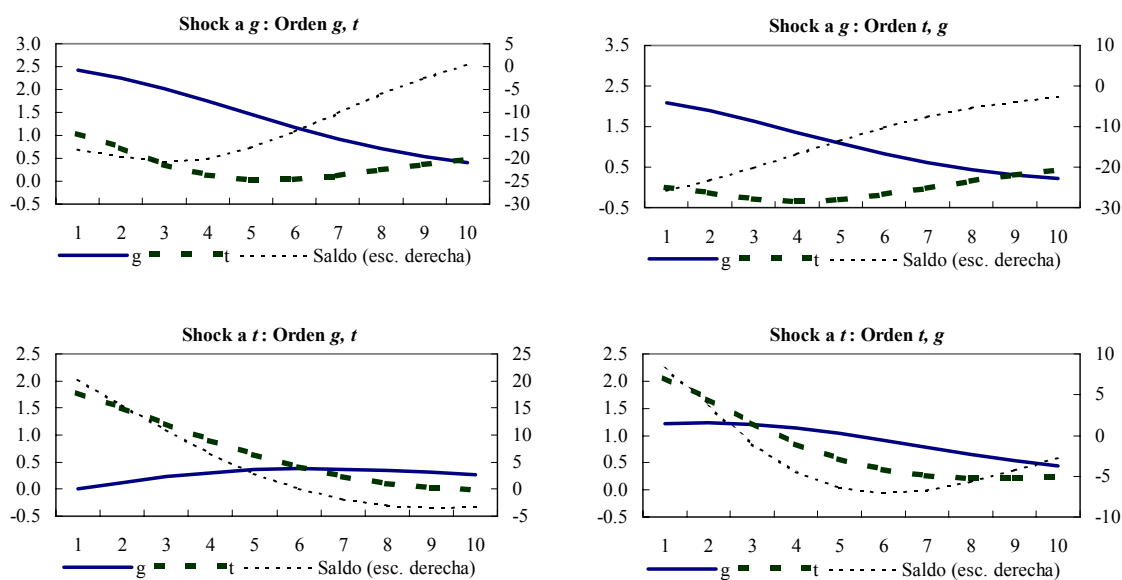
Porcentaje del error de predicción en:	Períodos	Explicado por <i>shocks</i> en:							
		Orden $\Delta y, \Delta p, g, t$				Orden $\Delta y, \Delta p, t, g$			
		$g$	$t$	$\Delta y$	$\Delta p$	$g$	$t$	$\Delta y$	$\Delta p$
$g$	5	94,61	1,35	1,50	2,53	63,81	32,15	1,50	2,53
	10	90,04	3,27	3,94	2,75	57,80	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
$\Delta y$	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
$\Delta p$	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 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 éstas 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 sólo 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 transforma en déficit después de unos pocos años como consecuencia de la respuesta endógena del gasto. Por lo tanto, un *shock* positivo a  $t_t$  es más 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 cointegración mayores que uno en valor absoluto, que se pueden interpretar como un sesgo hacia el déficit del tamaño del sector público. 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 reducción del déficit basadas en aumentos de impuestos pueden producir efectos nocivos a largo plazo.

**Gráfico 3.1: Funciones de respuesta al impulso**



Nota: Desviaciones porcentuales

Así pues, los programas creíbles de consolidación fiscal en España deberían 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 déficit debería venir apoyada en una segunda etapa por recortes de impuestos que ayudarían a mantener a largo plazo la estrategia de consolidación a través de una reducción del tamaño del sector público. Este resultado apoya las conclusiones obtenidas de los análisis de causalidad y cointegración.

### **3.3.2 Análisis en la muestra restringida**

El propósito es ahora analizar si este resultado está relacionado con cambios en la relación dinámica entre ingresos y gastos. En especial, se comprueba si la dirección de la causalidad obtenida arriba está condicionada, hasta cierto punto, por las observaciones más recientes de las variables de interés. Para proporcionar una cierta perspectiva respecto de esta cuestión, el período de muestra se restringió para acabar en 1993, puesto que este año puede representar un punto de ruptura en la evolución de los gastos públicos en España y los resultados del capítulo anterior muestran evidencia de un cambio de régimen entre finales de los 80 y principios de los 90. Por consiguiente, se reestimó el modelo [3.1.a]. Los contrastes no rechazaron la hipótesis nula de exogeneidad débil de la tasa de inflación, aunque la hipótesis nula de exclusión a largo plazo de esta variable se rechazara al nivel de significación del 1% ( $LR(1)=9.91^{***}$ ). Por lo tanto, el modelo restringido (3.2) fue reestimado, dando como resultado tres vectores de cointegración (véase la tabla 3.4.). Todos los coeficientes que afectan a los ingresos en los vectores de cointegración son superiores a 1 en valor absoluto (la hipótesis nula de que estos coeficientes son  $-1$  se rechazó al nivel de significación del 1%), lo que vuelve a apoyar la hipótesis de sesgo hacia el déficit en el tamaño del sector público. Igualmente, la hipótesis nula de exogeneidad débil se rechazó en todos los casos al nivel de significación del 1%.

**Tabla 3.4. Resultados de Cointegración (Test de Johansen). Muestra 1964-1993**

$H_0(r)$	$LR_{max}$	Traza	Valores críticos para			Valores críticos para		
			$LR_{max}$			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

Identificación									
Vectores de cointegración					Contrastes de LR de la hipótesis nula de: exogeneidad débil de Coef. de $t = -1$				
	$g$	$t$	$\Delta y$	$\Delta p$	$tend$	$G$	$t$	$\Delta y$	
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				

*Notas:* Los tests de LR presentadas se distribuyen como una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de restricciones. Por consiguiente, \*, \*\* y \*\*\* denotan el rechazo de la hipótesis nula a los niveles de significación del 10%, del 5% y del 1%, respectivamente. El período muestral de las estimaciones cubre desde 1968 a 1993 (26 observaciones).

**Tabla 3.5. Tests de causalidad de Granger con variables cointegradas (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	0,04	0,96	1,63	0,89	0,03	0,86

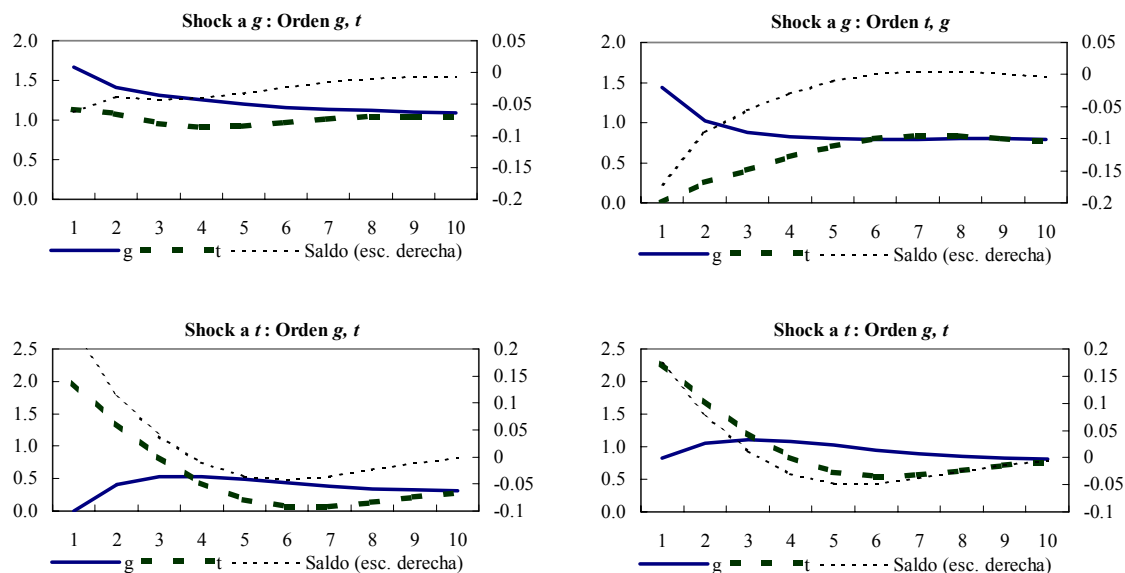
*Notas:* Los tests de Wald que se muestran se distribuyen como una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de restricciones. Así pues, \*, \*\* y \*\*\* denotan el rechazo de la hipótesis nula a los niveles de significación del 10%, del 5% y del 1%, respectivamente. El número de observaciones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

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 la tabla 3.4 y la del modelo [3.2] en la tabla 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 (tabla 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 (tabla 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

**Gráfico 3.2: Funciones de respuesta al impulso (muestra 1964-1993)**



Nota: Desviaciones porcentuales

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 de 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.

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 en el 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 Pacto de Estabilidad y Crecimiento.

### **Apéndice 3.A: Tests de raíces unitarias**

La tabla 3.A.1 muestra los contrastes de raíces unitarias para las variables utilizadas en el análisis.  $t_{\alpha}$ ,  $t_{\alpha^*}$  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).

**Tabla 3.A.1: Tests de raíces unitarias**

I(1) contra I(0)						
	Estadísticos ADF			Estadístico de Phillips-Perron		
	$t_{\alpha}$	$t_{\alpha^*}$	$t_{\alpha^{**}}$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha^*})$	$Z(t_{\alpha^{**}})$
$t_t$	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
$\Delta p_t$	-0,76	-1,02	-1,68	-0,92	-1,24	-1,67
$\Delta y_t$	-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 **
$\Delta p_t$	-3,56 ***	-3,52 **	-3,55 **	-6,12 ***	-6,05 ***	-6,12 ***
$\Delta y_t$	-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 fiscal<sup>38</sup>

### 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 (véase 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 EE.UU..

Edelberg y otros (1998), Ramey y Shapiro (1998) y Burnside y otros (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

---

<sup>38</sup> Véase De Castro (2003b).

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 éstos, 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 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*.











































































































































