

¿SON EQUIVALENTES DEUDA PÚBLICA E IMPUESTOS? TEORÍA Y EVIDENCIA

José Luis RAYMOND
José Manuel GONZALEZ-PARAMO

I. INTRODUCCION

LOS efectos macroeconómicos de las distintas alternativas de financiación de un volumen dado de gasto público han sido materia de discusión desde hace dos siglos. En los años recientes, la aparición de déficit públicos crecientes y generalizados, y la reformulación de las ideas ricardianas sobre neutralidad de la deuda pública por conspicuos representantes de la escuela de las expectativas racionales, han contribuido destacadamente a reavivar la polémica. ¿Absorbe el déficit público ahorro privado? ¿Puede trasladarse la carga de la financiación del gasto público sobre generaciones futuras? ¿Anticipan los consumidores los impuestos futuros implícitos en la financiación del déficit presente mediante deuda? Pocos interrogantes suscitan discusiones más radicales entre los economistas, dadas sus implicaciones divergentes para la forma de orientar la política fiscal.

El objeto de este trabajo es examinar la cuestión de la neutralidad de la deuda con referencia al caso de la economía española. En la sección II se revisan los principales argumentos utilizados en el debate académico acerca de la doctrina de «neutralidad» o de «equivalencia ricardiana». La sección III analiza las principales aportaciones de tipo empírico existentes en torno al impacto del déficit sobre el nivel de actividad en Estados Unidos y otros países desarrollados. Uno de los aspectos más criticables de esta literatura aplicada es la escasez de tests que permitan discriminar entre la hipótesis de equivalencia y las explicaciones alternativas de los efectos del déficit sobre el consumo privado. La sección IV formula una función de consumo general que anida como casos especiales a la función keynesiana de consumo y a la que se derivaría de la hipótesis de equivalencia ricardiana. Este modelo uniecuacional general, inspirado en Buiter y Tobin (1979), se estima con

datos de la economía española y se analiza económicamente en la sección V. La sección VI concluye el trabajo con unos breves comentarios finales.

II. LA DOCTRINA DE LA NEUTRALIDAD DE LA DEUDA PÚBLICA Y SUS IMPLICACIONES

¿Qué diferencia representa para la economía que el sector público financie sus gastos mediante impuestos o mediante deuda pública? Desde Ricardo (1871), los economistas han polemizado en torno a los efectos de la mezcla de deuda e impuestos elegida para financiar el déficit sobre la riqueza neta de los individuos y sus decisiones de ahorro. La respuesta dista de ser obvia y unánime.

El argumento de que no existe una diferencia de primer orden entre impuestos y deuda fue formulado por Ricardo con gran claridad. Si los consumidores son suficientemente racionales, serán conscientes de que la emisión de deuda implica una corriente de pagos futuros por intereses y reembolso del principal a los que tendrán que hacer frente desembolsando mayores impuestos en el futuro. La deuda representa un activo para quien la adquiere y un pasivo para los contribuyentes, que deberán pagar impuestos para redimirla. Activo y pasivo se compensan exactamente. La deuda pública no es, pues, riqueza neta. Conocedores de cómo afectan a su patrimonio las distintas alternativas de financiación del gasto público, los consumidores reaccionarán ante una emisión de deuda aumentando su ahorro en cuantía igual al valor actual de la factura impositiva pospuesta. Dejando a un lado posibles efectos distributivos, una sustitución de impuestos por deuda no debe tener efecto alguno sobre el gasto privado.

Esta doctrina, bautizada por Buchanan (1976) como «teorema de equivalencia ricardiana», no fue siquiera defendida por el propio Ricardo, motivo por el que autores poco inclinados a aceptar esta filosofía han acuñado denominaciones como «equivalencia prerickardiana» (Feldstein, 1982), «equivalencia no ricardiana» y «no-equivalencia ricardiana» (Buiter y Tobin, 1980). En efecto, Ricardo desestimó la validez práctica de su proposición, al reconocer que la racionalidad individual se ve limitada por fenómenos de ilusión que impiden a los consumidores predecir adecuadamente los impuestos futuros implícitos en la deuda pública (véanse Vickrey, 1961, y Buchanan y Wagner, 1977), así

como que la expectativa de impuestos inducirá comportamientos de evasión fiscal que podrían llegar a la emigración. Ricardo, al igual que Adam Smith y otros clásicos, sostuvo que en tanto que los impuestos tienen como principal efecto reducir el consumo de la generación actual, la emisión de deuda interior reduce el ahorro y la formación de capital privado. Lejos de ser equivalente a la financiación mediante impuestos, la emisión de deuda permitirá trasladar la carga sobre las generaciones futuras. Salvo bajo condiciones especiales (por ejemplo, financiación de gastos autoliquidables y gastos extraordinarios), la posposición de impuestos mediante endeudamiento público es para la escuela clásica una política condenable.

En su fervor por la política fiscal deficitaria, la «nueva ortodoxia» asociada al keynesianismo combatió las inhibiciones clásicas acerca de la utilización de la deuda pública. La deuda pública es una mera transferencia de recursos de unos ciudadanos a otros —«nos la debemos a nosotros mismos» (Lerner, 1948)— y no puede suponer carga alguna sobre generaciones futuras en la medida en que, bajo condiciones de pleno empleo, la comunidad sólo «carga» con la renuncia a la producción privada asociada con el gasto público en el momento en el que éste se realiza (Samuelson, 1958). Aunque esta línea de argumentación es puesta en duda desde fines de los años 50 por Buchanan (1958), Davis y otros (1960) e incluso por keynesianos como Buiter y Tobin (1980), su aceptación inicial logró romper el consenso clásico sobre las reglas de endeudamiento «responsable» (Buchanan y Wagner, 1977. c.3).

El análisis macroeconómico keynesiano tradicional generó un amplio acuerdo en torno a la eficacia de la política fiscal expansiva para absorber los excesos de ahorro privado en condiciones de subutilización de los recursos (Tobin, 1980). La financiación del déficit mediante deuda, al llenar ésta el vacío entre las disponibilidades de ahorro y la reducida demanda de inversión, debe considerarse una buena política, incluso más estimulante a corto plazo que la financiación impositiva.

En sus primeras formulaciones, el modelo keynesiano relacionaba el consumo con la renta disponible. Como los impuestos representan reducciones en los ingresos totales antes de su disposición, una rebaja impositiva aumentará más o menos mecánicamente el gasto corriente de consumo y, en menor medida, el ahorro. Pero alguien tiene que ceder poder adquisitivo para comprar los títulos

de deuda. Esto, en el modelo keynesiano, no plantea problemas: los títulos se compran con fondos extraídos del atesoramiento ocioso, con lo que los tipos de interés apenas aumentarán y el gasto en inversión no se verá afectado. Fuera de esta situación extrema de tipos de interés a niveles mínimos, el aumento de oferta de títulos se verá acompañado de un menor crecimiento de la demanda, forzando una elevación de los tipos de interés (menor cuanto más elásticas sean las demandas de dinero y títulos a los tipos de interés) y la asociada disminución de los gastos de inversión (menor cuanto más inelástica sea la demanda de inversión a los tipos de interés). Este *crowding out* financiero, que reduciría a largo plazo el *stock* de capital (véase Diamond, 1965; Phelps y Shell, 1969; Buiter y Tobin, 1980), en ningún caso contrarrestará la expansión de la demanda a corto plazo bajo condiciones razonables (Okun, 1971 y Friedman, 1978). Condiciones cuyo cumplimiento ha negado la escuela monetarista, en una larga y poco fructífera polémica, cargada de empiricismo (véase Otero, 1982, páginas 548 y ss.), acerca de la magnitud de la elasticidad-interés de la demanda de dinero y el *crowding out* derivado de los efectos riqueza en la demanda de dinero (Friedman, 1972, Carlson y Spencer, 1975).

Un pilar clave de la efectividad de la política deficitaria financiada con deuda es la consideración de este pasivo del gobierno como riqueza neta por parte del sector privado. Si los fondos obtenidos de los adquirentes de títulos de deuda se transfieren a los contribuyentes, la única partida residual agregada son los bonos en manos de los suscriptores. ¿«Cómo es posible —se pregunta retóricamente Tobin (1952)— que la sociedad, por el mero artificio de endeudarse frente a sí misma, pueda engañarse pensando que es más rica? ¿Acaso los impuestos adicionales necesarios para financiar las cargas de intereses no reducen el valor de otros componentes de la riqueza privada?».

Retrospectivamente, es sorprendente que el desafío neorricardiano no fuese lanzado poco después de que las ideas keynesianas fueran presentadas a los economistas. La noción de que la deuda pública interior no representa ninguna carga, básicamente absurda según Buchanan (1958) y, en todo caso, confusa, fue ampliamente aceptada por la teoría macroeconómica desarrollada tras la segunda guerra mundial. Si no se imponen cargas sobre el contribuyente futuro, ¿por qué prestar atención alguna a la eventual capitalización de las futuras cargas fiscales y su probable influencia

sobre el comportamiento del gasto privado en el momento de la emisión? Keynesianos más refinados, como el propio Tobin, han reconocido la existencia de estos efectos, que, sin embargo, sólo compensarían una parte del aumento de la riqueza inicial, debido al impacto de la deuda sobre la composición de la riqueza privada y la posibilidad de refinanciar la deuda con nuevas emisiones. A esto añade Buchanan (1958) la existencia de ilusión fiscal, nunca discutida por el keynesianismo inicial, pero coherente con su análisis de expectativas estáticas.

A pesar de estas reticencias y matizaciones, el consenso en torno a las ventajas relativas del endeudamiento frente a los impuestos no sufre serios ataques hasta principios de los 70, con la publicación de un provocativo y celebrado artículo por Robert Barro (1974). Dos son, para Barro, los motivos básicos por los que puede defenderse con coherencia que la deuda representa riqueza neta, al menos parcialmente. Un tipo de argumentación, basado en vidas finitas, supone que el horizonte relevante para el pago de impuestos futuros será más corto que el de los pagos por intereses, de forma que los activos de las generaciones actuales lo son frente a generaciones futuras (véanse, por ejemplo, Diamond, 1965; Modigliani, 1961, y Thompson, 1967). El segundo tipo de argumento, basado en la existencia de mercados de capitales imperfectos, supone que, debido a la presencia de restricciones de liquidez, el tipo de descuento relevante para las deudas impositivas será más alto que el correspondiente a los pagos por intereses (Mundell, 1971).

Barro demuestra que si los individuos son racionales y las generaciones actuales están ligadas a las futuras a través de vínculos económicos intergeneracionales, como donaciones y herencias, las generaciones actuales actuarán como si tuviesen una vida infinita. Con respecto a las imperfecciones de los mercados, Barro sostiene que el efecto riqueza sólo tiene lugar si el Estado es más eficiente que el mercado privado como prestamista y como productor de servicios de liquidez. Si a ello se añaden los costes de transacción asociados a la emisión de deuda y las características de riesgo de los pagos impositivos asociados a la emisión de deuda, el efecto de riqueza neta podría ser negativo. En conclusión, no existe para Barro una argumentación teórica convincente que justifique tratar la deuda del Estado como riqueza neta.

Una implicación inmediata de la tesis de Barro

es que la «carga» o el efecto de la política fiscal está plenamente determinado por el peso y la composición del gasto público, con independencia de la forma de financiación. Impuestos y deuda (monetaria y no monetaria) son formas equivalentes de financiar el gasto público. La oferta de títulos públicos crea su propia demanda, aumentando los consumidores privados su ahorro en la misma cuantía, como medio de hacer frente a los pagos impositivos futuros. La política fiscal compensatoria es, por tanto, ineficaz, puesto que el producto de las rebajas impositivas no será gastado, sino ahorrado. Ineficaz pero inocua, ya que tampoco afectará a los tipos de interés ni a la inversión, no desplazará capital a largo plazo, no gravará a las generaciones futuras con impuestos derivados de la deuda presente y no puede ser acusada de generar tensiones inflacionistas en la medida en que los déficit se financien con deuda. La financiación monetaria del déficit ocasionará alzas de precios, pero no efectos reales. La expectativa de emisiones continuadas de dinero en el futuro inducirá, asimismo, un mayor ahorro actual en anticipación del impuesto inflacionario esperado.

La proposición de neutralidad depende, entre otros factores, de que la deuda sea redimida en un momento futuro mediante pagos impositivos. En una interesante crítica a la tesis de Barro, Feldstein (1976) sostiene que, en el supuesto de que la tasa de crecimiento de la renta nacional fuese superior al tipo de interés de la deuda, el sector público podría evitar el establecimiento de impuestos futuros sin más que emitir nueva deuda. Si los consumidores son racionales, considerarán la emisión inicial como riqueza neta, aumentando su consumo. Aunque Barro (1976) aceptó esta limitación, también apuntó que crecimientos en la renta real superiores al tipo de interés no sólo son, como el propio Feldstein reconoce, empíricamente controvertibles sino que además suponen una sobrecumulación de capital, inconsistente con un comportamiento racional maximizador de utilidad. La crítica de Feldstein sobre este punto se disuelve en sí misma, no obstante, una vez se acepta que los efectos reales de la deuda no dependen tanto de que ésta sea considerada riqueza como de que los individuos sean o no capaces de neutralizar, mediante los apropiados ajustes en las transferencias intergeneracionales de riqueza, los efectos de reasignación intertemporal del consumo inducidos por cambios en el nivel de la deuda pública, con independencia de la relación existente entre crecimiento y tipos de interés (Carmichael, 1982).

Una de las piezas más ingeniosas de la argumentación de Barro es la demostración de la posibilidad de que el horizonte temporal relevante para un individuo sea sustancialmente más amplio —infinito— que el de su propia vida. Una parte importante del debate se ha centrado en los vínculos económicos intergeneracionales y su viabilidad, aunque, como han demostrado recientemente Poterba y Summers (1986), la vida humana es lo suficientemente larga como para que la existencia de estos vínculos sea crucial. El propio Barro (1974, 1979) apunta algunas de las limitaciones, señaladas también por Tobin (1980) y Feldstein (1976), entre otros, que restarían operatividad a la cadena de transferencias de padres a hijos y viceversa: *a)* una generación puede no tener descendencia, lo que permitiría trasladar la carga a generaciones posteriores; *b)* una generación puede ser indiferente al bienestar de sus sucesores; *c)* las costumbres acerca de la institución de la herencia (por ejemplo, igual división entre los hijos, con independencia de las diferencias entre ellos con respecto a otras dotaciones) pueden impedir un ajuste adecuado de ésta; y *d)* si para una generación fuese óptimo seleccionar herencias negativas —ante la expectativa de que el crecimiento económico aumentará el bienestar de los descendientes— pero la legislación vigente no lo permitiese, encontraría en la financiación del gasto público con deuda una forma de acercarse al óptimo, consumiendo más y trasladando parte de la carga a sus herederos.

En un contexto de elección colectiva, este último motivo explicaría, según Buchanan y Roback (1987), por qué se endeudan los gobiernos, cuestión no resuelta por Barro. La existencia de hogares con diferente número de hijos reforzaría este argumento (vease Carmichael, 1982) en la medida en que la sustitución de impuestos por deuda permite trasladar parte de la carga del gasto público a las familias de mayor tamaño. Si funciona el mecanismo de transferencias intergeneracionales, se producirán efectos riqueza constraídos cuyo signo no es fácil de aventurar.

La existencia de falsa percepción e incertidumbre sobre las obligaciones futuras es otra fuente de críticas a la proposición de Barro. Así, Cavaco (1977), Feldstein (1976) y Buchanan y Wagner (1977) apuntan que los impuestos futuros no se tienen en cuenta, en gran parte debido a la complejidad de su estimación. Como señala Cavaco (1986), por otra parte, los individuos podrían no ser conscientes de que la deuda se ha emitido. Barro (1979) no encuentra, sin embargo, motivos

para dar por sentado que los errores de cálculo darán por resultado una subestimación neta. Otro tanto puede afirmarse de la incertidumbre acerca de la cuantía de las deudas impositivas futuras: si los individuos tienen aversión al riesgo, la utilización de deuda aumentará el contenido de riesgo de sus carteras, reduciendo su riqueza neta (Barro, 1974; Chan, 1983).

La industria académica dedicada a la búsqueda de excepciones al teorema de equivalencia ha sido una de las más florecientes de los últimos años (para revisiones globales, véanse Tobin, 1980; Brennan y Buchanan, 1986; Hillier, 1987). Además de las ya comentadas, pueden citarse las siguientes: *a)* no neutralidad de los impuestos en el mundo real y sus efectos anticipados sobre consumo y ocio (Tobin, 1980; Auerbach y Kotlikoff, 1986; Barsky y otros, 1986); *b)* existencia de rigideces de precios y desempleo keynesiano (Tobin, 1980; Gale, 1983; Rankin, 1984); *c)* imperfecciones en los mercados de capitales (Barro, 1974; Chan, 1983; Drazen, 1978; Tobin, 1980); *d)* individuos con diferentes preferencias y distintas propensiones a consumir (Carmichael, 1982; Kormendi, 1983); *e)* déficit estructurales y explosividad de la deuda (Barth y otros, 1984-85, 1986); *f)* expectativas de los consumidores acerca de la relación entre cambios fiscales actuales y cambios futuros en el gasto y los impuestos (Feldstein, 1982; Poterba y Summers, 1986); etcétera.

Lo restrictivo de los supuestos necesarios para el cumplimiento del resultado de neutralidad —algo reconocido en el trabajo original de Barro— ha llevado a parte de la profesión a rechazar su relevancia con excesiva precipitación. Por un lado, las posibles desviaciones de sus supuestos tienen efectos riqueza contrapuestos cuyo signo es indeterminado *a priori*. Ningún argumento teórico sólido puede demostrar que las desviaciones favorecen las tesis keynesianas. Por otro, como destaca Barro en su réplica a Feldstein, el resultado de equivalencia es el punto de referencia teórica más apropiado, una vez se acepta que no es fácil prescindir de la hipótesis de racionalidad en los modelos explicativos del comportamiento económico. Como apuntan Barth y otros (1984-85), aún si la tesis de neutralidad fuese correcta sólo en un 50 por 100, su importancia seguiría siendo esencial para valorar los efectos de la política deficitaria del gobierno. La cuestión de auténtica relevancia práctica no puede ser, por tanto, lo apropiado o inapropiado de los supuestos de la tesis de equivalencia, sino su utilidad para enjuiciar la política

fiscal del mundo real en que vivimos. Sólo el análisis empírico puede arrojar alguna luz a este respecto.

III. ESTUDIOS EMPIRICOS ACERCA DE LA HIPOTESIS DE NEUTRALIDAD

La literatura empírica que guarda alguna relación con las implicaciones de la hipótesis de equivalencia es amplísima si se tienen en cuenta las estimaciones existentes de los efectos de las políticas monetaria y fiscal en modelos macroeconómicos, tanto de tipo estructural como en forma reducida. Así, Tobin (1980) señala que prácticamente todos los modelos macroeconómicos estimados para Estados Unidos muestran multiplicadores sustanciales para reducciones impositivas o aumentos en las transferencias financiadas mediante deuda, de donde se sigue —sostiene Tobin— «que tales emisiones de deuda absorben ahorro privado».

Esta evidencia contraria no puede, sin embargo, aceptarse como un contraste de la hipótesis de equivalencia (véase, por ejemplo, Barro, 1979). En su especificación, estos modelos suelen formular una función de consumo en la que éste depende de la renta disponible corriente, sin intentar mantener constante el valor de los impuestos futuros anticipados. Ello implica excluir *a priori* la hipótesis de neutralidad, ya que se supone que una reducción impositiva tendrá el mismo efecto que un aumento en la renta nacional real, con independencia de que la reducción de impuestos vaya o no asociada a un déficit que elevaría los impuestos futuros o reduciría los gastos anticipados. Barro afirma que algunos modelos que no imponen este tipo de restricciones, como el modelo de San Luis (Carlson, 1978), no parecen atribuir efectos significativos a la política fiscal. No obstante, modelos de forma reducida como el de San Luis tampoco son un buen apoyo a la hipótesis de equivalencia, dado que un mecanismo que podría minimizar el impacto de la política fiscal es el alza de los tipos de interés, incompatible con las implicaciones de la «ultrarracionalidad» neorricardiana.

Precisamente por este motivo, otro de los contrastes indirectos de la hipótesis de equivalencia ha sido la estimación de una forma reducida de la ecuación de los tipos de interés. Los efectos del déficit sobre los tipos de interés dependen de factores tales como la naturaleza del gasto, la estructura impositiva, las políticas monetarias y fiscales

domésticas e internacionales, y el horizonte temporal considerado, entre otros. No es, por tanto, sorprendente que los estudios disponibles ofrezcan resultados dispares, dependiendo del período de referencia, la variable representativa utilizada para medir el endeudamiento público, la especificación de otras variables incluidas, etc. (para una valoración, véase Boskin 1987).

Los análisis disponibles sobre la relación déficit-tipos de interés en Estados Unidos arrancan del trabajo de Feldstein y Eckstein (1970), en el que no se consigue establecer una conexión significativa entre ambas variables. Esta conclusión es reforzada por un estudio posterior de Plosser (1982), una revisión de 24 estudios realizada por Congressional Budget Office (1984) y un crítico trabajo de Evans (1985), quien sostiene que los ahorradores consideran que el déficit es imposición futura e incluso que, en períodos de déficit elevados, la relación entre éstos y los tipos de interés es negativa. Un reciente y cuidadoso estudio de Barth y otros (1984-85), sin embargo, pone en cuestión la potencia de los tests utilizados y desarrolla un análisis de sensibilidad sobre las estimaciones de los trabajos de Hoelscher (1983), De Leeuw y Holloway (1983) y Girola (1984). Los resultados de Barth y otros indican que una elección apropiada del período muestral y de las medidas del déficit o la deuda utilizadas en el trabajo empírico son esenciales, así como que los déficit o el endeudamiento público afectan a los tipos de interés de acuerdo con las ideas convencionales, contrarias a la hipótesis de neutralidad. Estas conclusiones son en la actualidad la opinión dominante que se desprende de los estudios realizados para otros países industrializados (véanse Souders y Klau, 1985, y Blanchard y Summers, 1984, para el área OCDE, y Mauleón y Pérez, 1984, y Mauleón, 1987, para el caso de España).

Otras dos rutas, menos directas que la anterior, para examinar el impacto potencial del déficit sobre los tipos de interés consisten en estimar los efectos de aquél sobre la demanda de dinero y la demanda agregada. Barth y otros (1984-85), tras incorporar la deuda federal a la función de demanda de dinero estimada por Hafer y Hein (1984), obtienen un coeficiente positivo y altamente significativo. Este resultado es coherente con la idea de que el déficit eleva los tipos de interés no sólo a través de su impacto sobre el consumo, sino además afectando a la demanda de saldos monetarios. Por su parte, las estimaciones de Eisner y Pieper (1984) apuntan a que el déficit —tanto ajustado cíclicamente como

sin corregir— tiene un impacto positivo significativo sobre la tasa de crecimiento del PIB.

¿Cómo afectan los impuestos y la deuda pública a las decisiones de consumo y ahorro privado? El conjunto relativamente minoritario de estudios orientados a contrastar directamente la hipótesis de equivalencia tiene como punto de partida el trabajo de Kochin (1974). Estimulado por la coincidencia de elevadas tasas de ahorro personal y cifras récord de déficit federal en Estados Unidos en 1970-71, Kochin introdujo el déficit como segunda variable explicativa en una función de consumo dependiente de la renta disponible. La estimación, realizada con datos de 1952 a 1971, arrojó para la variable déficit un coeficiente negativo y significativo, si bien inferior —en términos absolutos— al coeficiente de la renta disponible, respaldando la hipótesis de neutralidad en una versión débil: la emisión de deuda contrarresta una cuarta parte de los efectos expansivos sobre el consumo generados por una rebaja impositiva. El trabajo de Kochin fue fuertemente criticado por Buiter y Tobin (1979) desde el punto de vista econométrico y conceptual. Tras ampliar el período de estimación hasta 1976, Buiter y Tobin demuestran que el déficit pierde toda significación.

Posteriormente, Yawitz y Meyer (1976) someten a contraste la proposición de Barro mediante la estimación de una función consumo que depende de la renta disponible, la riqueza real neta de las familias, excluida la deuda pública, y el valor de mercado de la deuda pública en poder de los hogares. La estimación de esta ecuación para el período 1953-69 produjo coeficientes estadísticamente indistinguibles para las variables riqueza y deuda, de donde se sigue que ni siquiera existe descuento parcial de las obligaciones impositivas futuras abonadas a la creación de deuda.

La perspectiva de ciclo vital que incorpora la función de consumo de Yawitz y Meyer es, de acuerdo con Tanner (1979), deficiente, al ignorar numerosos determinantes de las decisiones de consumo distintas de la riqueza real y la renta disponible. Una vez introducidos los que Tanner estima fundamentales —incorporación del ahorro empresarial a la renta disponible e inclusión de la renta disponible desfasada, la tasa de desempleo, el *stock* de bienes duraderos de consumo y el superávit de las administraciones públicas—, el coeficiente de la variable deuda pierde su significación y el correspondiente al superávit es positivo y significativo. Estos resultados llevan a Tanner a afirmar que la deuda no es riqueza neta y que los consumidores

anticipan plenamente la factura impositiva futura, conclusiones ratificadas en dos trabajos posteriores de Seater (1982) y Seater y Mariano (1985), que también emplean un enfoque de ciclo vital. Recientemente, sin embargo, Barth y otros (1986) han reestimado la ecuación de Tanner expandiendo la muestra al período 1931-1983 (1947-1974 en el original), invirtiéndose sus hallazgos: la deuda pública se considera riqueza neta y los impuestos futuros sólo son parcialmente descontados. El descuento impositivo sería nulo una vez eliminados los años previos al fin de la segunda guerra mundial.

Uno de los aspectos menos cuidados de los primeros intentos de evaluar empíricamente la proposición de equivalencia, apuntado por Carmichael (1982), es la necesidad de introducir restricciones sobre los parámetros de las variables de los impuestos y el déficit/endeudamiento que permitan discriminar entre hipótesis alternativas (véase, a este respecto, Leiderman y Blejer, 1987). Por esta razón, deben destacarse tres estudios en los que el diseño de los tests ha recibido especial atención: Buiter y Tobin (1979), Kormendi (1983) y Modigliani (1984).

Buiter y Tobin proponen estimar una función de consumo similar a la empleada por Kochin, en la que figuran como variables independientes (en términos *per capita*) la renta nacional, los impuestos, el déficit y el consumo desfasado. La no inclusión de una medida de riqueza neta no altera la validez del contraste de la hipótesis de neutralidad (véase Carmichael, 1982). Esta especificación tiene la ventaja de que «anida» como casos particulares tanto la hipótesis keynesiana —coeficiente de la renta igual, en valor absoluto, al coeficiente de impuestos, y ponderación nula del déficit— como la proposición de equivalencia ricardiana: los tres coeficientes iguales en valor absoluto y significativamente distintos de cero. Al aplicar su test a los datos de Estados Unidos, en el período 1949-1976, Buiter y Tobin no encuentran apoyo a la proposición de Barro —la variable déficit presenta un coeficiente no significativamente distinto de cero—, pero la falta de significación estadística de las variables, debida a la multicolinealidad, impide rechazar la hipótesis de equivalencia. Una reestimación reciente de Barth y otros (1986) para el período 1931-83 logra rechazar la hipótesis de equivalencia en su versión fuerte, pero no la igualdad de los coeficientes de impuestos y déficit.

La metodología empleada por Buiter y Tobin ha

sido utilizada por Kessler y otros (1986) en un reciente estudio referido a una combinación de datos *cross section* y temporales de quince países de la OCDE. Dos resultados destacan en este trabajo. Primero, la hipótesis de equivalencia resulta rechazada, si bien puede afirmarse que el déficit contrarresta entre la tercera y la cuarta parte del aumento del consumo ocasionado por una rebaja impositiva. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Koskela y Viren (1983) para una muestra más reducida. Segundo, los distintos países tienen diferente capacidad para descontar los impuestos futuros anticipados (por ejemplo, mayor en Estados Unidos que en Francia).

Kormendi (1983) critica el enfoque tradicional de modelización de la función de consumo asociada a las teorías de ciclo vital, basada, en su opinión, en un conjunto de supuestos asimétricos: percepción plena de los impuestos corrientes junto a la ignorancia de los beneficios del gasto, así como inclusión de la deuda como parte de la riqueza neta, lo que implica presuponer que el sector privado es miope y que sus percepciones difieren sistemáticamente de las consecuencias presentes y futuras de la política fiscal. Kormendi desarrolla un enfoque alternativo que consolida los sectores privado y público e implica una evaluación racional de la política fiscal. Los resultados de su estimación indican que una disminución impositiva financiada con deuda carece de efectos, así como que la deuda —con un coeficiente negativo— reduce la riqueza neta, posiblemente a causa de un aumento del riesgo en las carteras de los individuos. Aunque no es de extrañar que los defensores de la teoría del ciclo vital hayan criticado la especificación de la función de consumo de Kormendi (por ejemplo, Modigliani y Sterling, 1985), la reestimación de ésta para los periodos 1931-83 y 1947-83 realizada por Barth y otros (1986) ha reforzado las conclusiones originales de neutralidad de la deuda.

En un trabajo anterior, Feldstein (1982) se ocupa, asimismo, de la racionalidad y las expectativas de los consumidores desde una perspectiva diferente. Feldstein sostiene que el enfoque de Barro exagera enormemente las percepciones del público, ya que un aumento impositivo actual podría actuar como señal de mayores impuestos o gastos en el futuro. Los test de Feldstein de la «hipótesis de expectativas fiscales» omiten algunas restricciones sobre los parámetros de impuestos y deuda, y la fuerte multicolinealidad impide suscribir su conclusión de que las consecuencias básicas de la hipótesis de equivalencia son desmentidas por los datos (véase,

por ejemplo, Leimer y Lesnoy, 1982, y Seater y Mariano, 1985). En particular, Kormendi (1983) ha reestimado la ecuación de Feldstein empleando nuevas series, obteniendo resultados favorables a la hipótesis de neutralidad.

Modigliani (1984) y Modigliani y Sterling (1985) han desarrollado tests para discriminar entre la hipótesis de ciclo vital, bajo la cual un recorte impositivo estimula el consumo actual, y la proposición de equivalencia ricardiana. La aplicación de estos tests a datos de Estados Unidos de 1952 a 1983, y a una muestra de 33 países con datos de 1960 a 1980 (Modigliani, 1984), así como al caso de Italia (Modigliani y Jappelli, 1987), indica que la hipótesis de equivalencia en su versión estricta no es repaldada por los datos (en el mismo sentido, véase Sarantis 1985). No obstante, la variable déficit aparece con signo negativo y es significativa, con valores próximos en muchos casos a 0,33, lo que indicaría que el «efecto anticipación» puede llegar a erosionar una parte sustancial del efecto expansivo de la política fiscal.

No es fácil sintetizar de modo conciso el mensaje que se deriva del trabajo empírico acerca de la doctrina de neutralidad. Es cierto que la hipótesis de equivalencia, expresada en sus términos más radicales, ha sido respaldada por una minoría de estudios. También se observa que los resultados pueden ser muy sensibles al período analizado, la elección de las variables y la medición del déficit y la deuda pública. En todo caso, no es posible rechazar que, como muchas de las investigaciones ponen de relieve, la eficacia potencial de la política fiscal puede verse reducida de forma no despreciable por las percepciones de mayores impuestos futuros que el déficit puede estimular. Aunque el grueso de la evidencia apunte a que el déficit y la deuda afectan ciertamente a los tipos de interés, la demanda de consumo y la demanda agregada, son necesarios mayores esfuerzos en el terreno empírico a fin de evaluar en qué medida las anticipaciones pueden condicionar las posibilidades de la política fiscal para estimular el nivel de actividad.

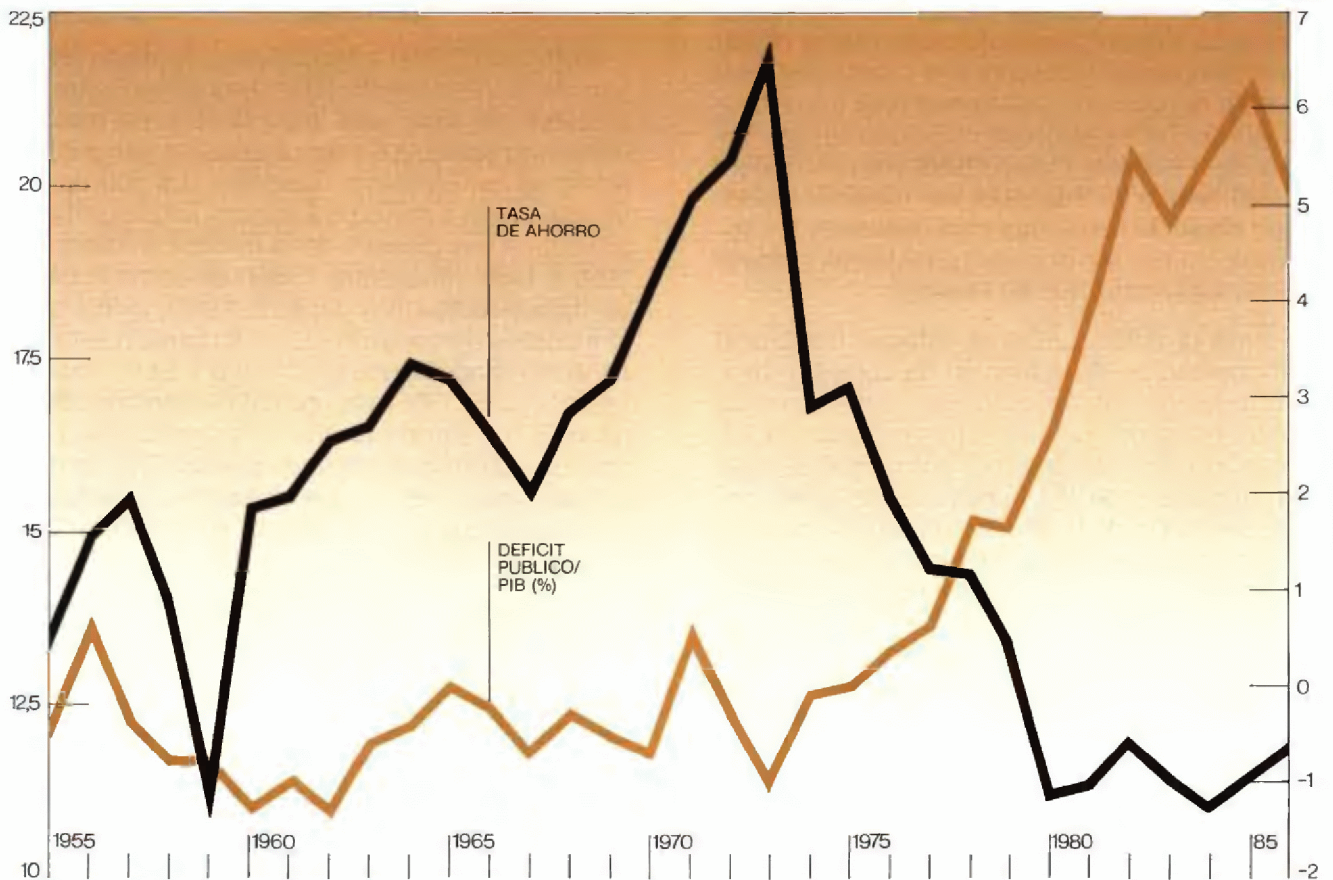
IV. DEFICIT, IMPUESTOS Y CONSUMO PRIVADO: PLANTEAMIENTO GENERAL

El objeto de la exposición que sigue es ofrecer las conclusiones a las que apunta la evidencia

GRAFICO 1 AHORRO DE LAS FAMILIAS Y DEFICIT DE LAS AA.PP.

Tasa de ahorro familiar

Déficit/PIB



disponible para la economía española con respecto a la proposición de equivalencia ricardiana, utilizando como marco conceptual un sencillo modelo explicativo del consumo privado.

La escasez de datos obliga a formular la función de consumo en términos extremadamente simples. En particular, no ha sido posible diferenciar entre distintos tipos de bienes de consumo (bienes de consumo duraderos y bienes de consumo no duraderos), ni tampoco imputar como consumo del período la depreciación del *stock* de bienes duraderos según sugiere la teoría. Tampoco ha resultado factible introducir de forma explícita en la función de consumo ninguna variable que refleje el *stock* de riqueza, dado que no se dispone de valoraciones mínimamente fiables de esta magnitud.

Una forma directa y rudimentaria de aproximarse

a la proposición de equivalencia ricardiana y su grado de cumplimiento para la economía española la proporciona el gráfico 1, en donde en ordenadas se representa el ahorro de las familias y el déficit de las administraciones públicas como porcentaje, respectivamente, de la renta familiar disponible y del PIB de cada año. El detalle de los datos utilizados se ofrece en el Anexo. A la vista de este gráfico, se observa que la fase de rápida expansión del déficit del sector público, en general, se ha visto acompañada de una caída de la tasa de ahorro de las familias. Es decir, en el caso de la economía española no parece haberse verificado la proposición de equivalencia ricardiana según la presentación que de la misma hacen Buiter y Tobin. El endeudamiento del sector público no ha sido percibido por las familias como mayores impuestos futuros y, en consecuencia, como una necesidad de aumentar los flujos presentes de ahorro pa-

ra compensar los mayores flujos futuros de impuestos.

No obstante, este contraste de naturaleza directa adolece de una limitación. En concreto, que la hipótesis, *ceteris paribus*, necesaria para valorar los efectos del déficit público *per se* y desligarlos de otro tipo de efectos, no se satisface. Así, el período de fuerte crecimiento del déficit público se inicia a partir de 1975, coincidiendo con la crisis económica y la consiguiente acumulación de pérdidas por parte de las empresas públicas y la necesidad de incrementar los gastos de transferencias. Entre otros, dos fenómenos nuevos que pueden operar sobre la tasa de ahorro de las familias son, por un lado, el menor crecimiento de la renta y, por otro, la rápida inflación que se desata a partir de estas fechas.

En efecto, en la medida en que la relación entre consumo y renta sea de tipo dinámico, al atenuarse la tasa de crecimiento, la relación observada «ahorro-renta» puede experimentar una caída como simple consecuencia de que el consumo observado es el resultado de un proceso de ajuste dinámico a los valores corrientes y pasado del nivel de renta. En consecuencia, una relación estable entre consumo y renta es compatible con un aumento observado de la propensión promedia al consumo al aminorarse el aumento del nivel de renta.

Por otro lado, muchos estudios empíricos de la función de consumo han hallado un efecto significativo de la tasa de inflación sobre el consumo. Dado que a partir de 1974 la inflación se acelera, es preciso aislar el efecto del déficit del derivado del comportamiento de los precios.

Estas dos razones —caracter dinámico de la relación que liga al consumo con las variables explicativas y posibles efectos precio— convierten al simple análisis gráfico realizado en el gráfico 1 en insuficiente y avalan la necesidad de pasar a desarrollar un examen econométrico más elaborado.

En los apartados siguientes se presenta, en primer lugar, la formulación de una función de consumo general que «anida» como casos especiales a la función keynesiana de consumo y a la que se derivaría de ser cierta la proposición de equivalencia ricardiana según la sugerencia de Buiter y Tobin. A continuación, y partiendo de este modelo general, se ofrecen los resultados de los procesos de simplificación que conducen a los dos modelos propuestos: el keynesiano y el de equivalencia ricar-

diana. Por último, se analizan comparativamente estos dos modelos y se constata cual es su grado de concordancia con los datos.

1. La función de consumo: el modelo general de partida

La función general de consumo que se toma como punto de partida para el contraste de las distintas especificaciones, adopta la forma:

$$\Delta C_t = \mu - (1 - \alpha_t) C_{t-1} + \beta Y_t + \varphi T_t + \gamma (G_t - T_t + TR_t) + \xi_1 \Delta \ln p_t + \xi_2 \ln p_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

en donde:

C_t = Consumo de las familias.

Y_t = Renta disponible de las familias antes de impuestos y de transferencias.

T_t = Valor total de los ingresos públicos.

TR_t = Valor total de las transferencias. Estas transferencias incluyen las transferencias corrientes y de capital, entre las cuales se cuentan el pago de intereses efectivos y las subvenciones.

G_t = Gasto público, que engloba el consumo público en bienes y servicios y la formación bruta de capital.

$(G_t - T_t + TR_t)$ = Déficit de las administraciones públicas.

p_t = Deflactor del consumo privado.

Todas las variables están expresadas en términos *per capita* y deflactadas por el deflactor del consumo.

Puede observarse que se trata de una función de consumo estándar, en la que la renta disponible se ha disociado entre sus tres principales componentes y a la que se han añadido como variables explicativas el déficit de las administraciones públicas y variables representativas de la evolución de los precios.

La inclusión de la variable endógena desfasada como regresor es práctica común en muchas funciones de consumo estimadas. Tal variable puede permitir una aproximación a la renta permanente, así como captar la posible existencia de un proceso de ajuste parcial en la función de consumo. Equivale, en definitiva, a dinamizar el modelo suponiendo que las variables explicativas intervienen

con distintos desfases que decrecen en progresión geométrica de razón « α ». Ensayando adicionalmente en el modelo otros desfases de las variables explicativas, tendentes a eliminar la restricción que supone considerar efectos decrecientes en progresión geométrica, no se obtuvieron resultados significativos, por lo que se decidió no incluirlos.

Conviene también destacar que la variable dependiente se expresa en incrementos con objeto de facilitar la interpretación del coeficiente de determinación y de la capacidad de ajuste del modelo. No obstante, iguales coeficientes estructurales se estimarían si la variable dependiente estuviese directamente constituida por el nivel de consumo.

En cuanto a la variable precios, se introduce en incrementos y en niveles. El motivo estriba en que hay argumentos en la literatura sobre la función de consumo que justifican la inclusión de ambos tipos de variables. En efecto, Branson y Klevorick (1969) estimaron una función de consumo en la que figuraba como variable explicativa el nivel de precios. Dado que en la ecuación estimada las variables estaban ya previamente deflactadas, se argumentaba que la inclusión del nivel de precios podía recoger la existencia de ilusión monetaria. Los resultados que obtuvieron para los Estados Unidos fueron los de un coeficiente positivo y significativo para el nivel de precios. Con respecto a la tasa de inflación, existen bastantes precedentes de este tipo de formulación. Cabe citar al respecto el de Deaton (1978), el de Davidson *et. al.* (1978) o el de Hendry y Ungern-Sternberg (1980). En general, la idea es que tal variable puede reflejar efectos riqueza debidos al dispar crecimiento del deflactor del consumo privado y de los precios de la riqueza neta de los consumidores.

En el caso concreto de la función de consumo en que estamos interesados, supóngase que la ecuación adopta la forma:

$$C_t = a_0 \Delta \ln p_t + b_0 \ln p_t + b_1 \ln p_{t-1} + \text{resto de variables.}$$

Lógicamente, una ecuación de este tipo no puede ser estimada directamente debido a problemas de multicolinealidad. No obstante, la ecuación puede expresarse del siguiente modo:

$$C_t = (a_0 + b_0) \Delta \ln p_t + (b_0 + b_1) \ln p_{t-1} + \text{resto de variables} = \xi_0 \Delta \ln p_t + \xi_1 \ln p_{t-1} + \text{resto de variables,}$$

que es la forma que adopta la ecuación [1]. En cualquier caso, la ausencia de significatividad de

« ξ_1 » sería indicativa de que el nivel de precios constituye una variable superflua.

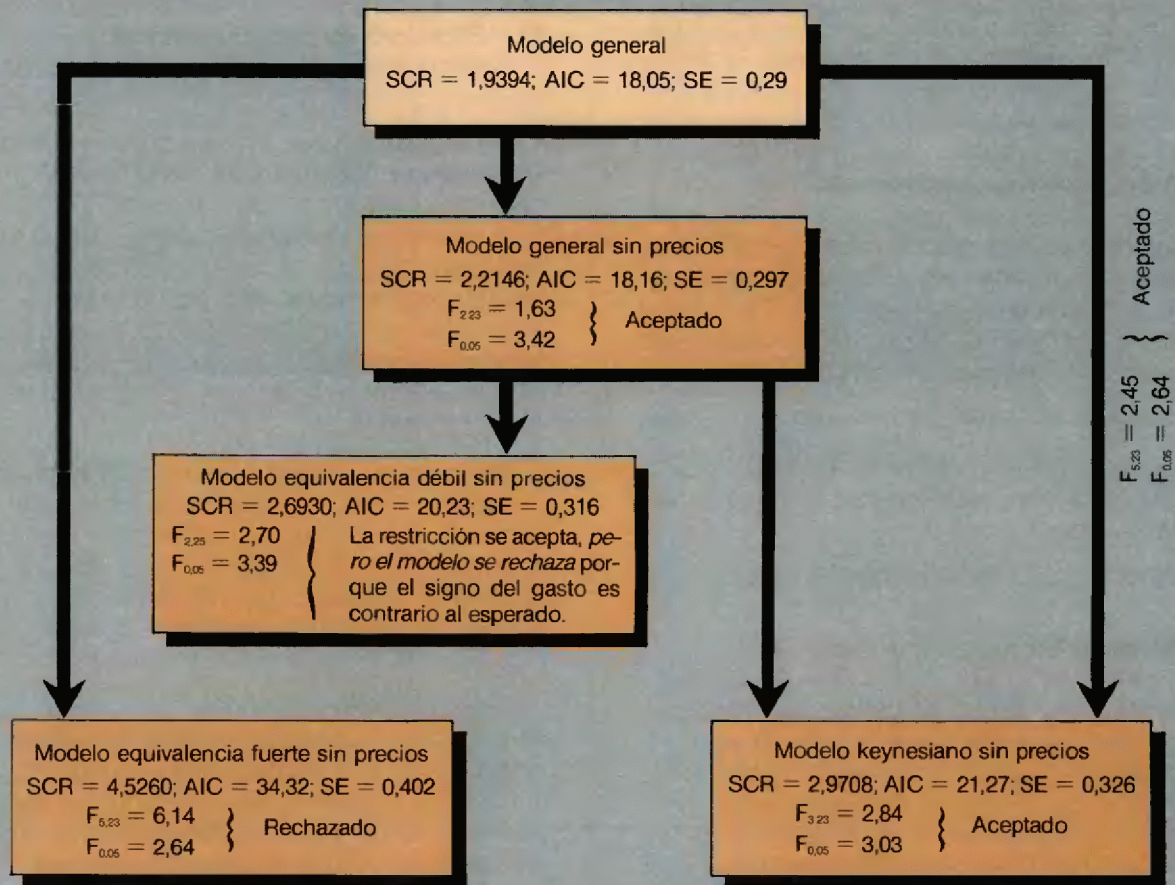
Consideramos que, en el caso concreto de la economía española, la variable precios y su tasa de variación puede estar recogiendo diversos efectos, tales como:

- a) Posibles efectos riqueza, que pueden adoptar el signo negativo o positivo dependiendo de la evolución de los precios relativos del *stock* de riqueza con respecto al deflactor del consumo privado.
- b) Efectos sobre los tipos reales de interés. Ello es debido a que durante gran parte del período analizado los tipos nominales de interés han sido fijos para ciertos activos. La aceleración de la inflación suponía, en tal contexto, una caída de los tipos reales de interés, con posibles efectos sobre los incentivos al ahorro y sobre la adquisición de bienes de consumo duradero a través de las compras a plazos.
- c) Posible existencia de ilusión monetaria en la línea argumental de Branson y Klevorick.
- d) Posibles efectos redistributivos. En efecto, en España la inflación que se produjo a partir de 1974 estuvo asociada a un aumento en la tasa de participación de la renta salarial en la renta total. En la medida en que la propensión al consumo de los perceptores de rentas salariales sea más elevada que la del resto de perceptores, o en la medida en que, en general, la inflación de este período haya estado asociada a una redistribución de la renta en favor de los perceptores de elevada propensión al consumo, los precios pueden estar actuando como variable *proxy* de este fenómeno.

No sé dispone de elementos objetivos para decidir *a priori* qué tipo de efecto, o conjunto de efectos, pueden estar en realidad recogiendo los precios, y la lista enunciada pretende sólo ofrecer algunos posibles argumentos que justifiquen su inclusión en el modelo.

La principal finalidad de la ecuación descrita es englobar, como casos especiales, a los modelos keynesiano y de equivalencia ricardiana que se deducen de esta formulación general. Es decir, se trata de examinar en qué medida los datos rechazan o no rechazan tales formulaciones tomando como punto de referencia el modelo general descrito.

**ESQUEMA 1
PROCESO DE SIMPLIFICACION SECUENCIAL 1: excluyendo precios**



Notas: SCR es la suma de cuadrados de los residuos que comporta el modelo estimado.

F_{k_1, k_2} es el valor calculado del estadístico "F" en el contraste de correspondiente bloque de restricciones.

$F_{0,05}$ es el valor tabulado del estadístico "F" para un nivel de significación de "0,05".

2. Los modelos de consumo keynesiano y de equivalencia ricardiana

a) El modelo keynesiano

La función keynesiana de consumo se deduce con facilidad del modelo [1], introduciendo restricciones sobre los valores que adoptan ciertos coeficientes. En su versión más tradicional, habría que eliminar, en primer lugar, la variable precios (es decir, « $\xi_0 = \xi_1 = 0$ »), con lo que se obtiene:

$$\Delta C_t = \mu - (1 - \alpha_t)C_{t-1} + \beta Y_t + \varphi T_t + \gamma TR_t + \tau (G_t - T_t + TR_t) + \varepsilon_t \quad [2]$$

y, adicionalmente, debe satisfacerse « $\beta = -\varphi = \gamma$ ». De aquí se desprende:

$$\Delta C_t = \mu - (1 - \alpha_t)C_{t-1} + \beta (Y_t - T_t + TR_t) + \varepsilon_t \quad [3]$$

en donde la variable explicativa del consumo es la renta familiar disponible. O bien, pueden no eliminarse los precios, pero suponer que se sigue satisfaciendo el segundo bloque de restricciones, de forma que se obtiene:

$$\Delta C_t = \mu - (1 - \alpha_t) C_{t-1} + \beta (Y_t - T_t + TR_t) + \xi_0 \Delta \ln p_t + \xi_1 \ln p_{t-1} + \varepsilon_t \quad [4]$$

El paso de [1] a [2] o de [1] a [3] es contrastable a partir de los datos y constituye el objeto de la siguiente sección.

b) *El modelo de equivalencia ricardiana*

Dentro del modelo de equivalencia ricardiana, Buitier y Tobin distinguen dos versiones: la débil y la fuerte.

b1) *Modelo de equivalencia débil*

La hipótesis de equivalencia débil implica aceptar que el efecto del déficit del sector público es equivalente al derivado de los impuestos. Es decir, si la variable precios no opera, debe satisfacerse « $\varphi = -\gamma = \tau$ », de donde se desprende:

$$\Delta C_t = \mu - (1 - \alpha_t)C_{t-1} + \beta Y_t + \tau G_t + \varepsilon_t \quad [5]$$

verificándose que el coeficiente del gasto público es negativo. O bien, manteniendo la variable precios, se deduce:

$$\Delta C_t = \mu - (1 - \alpha_t)C_{t-1} + \beta Y_t + \tau G_t + \xi_p \Delta \ln p_t + \xi_l \ln p_{t-1} + \varepsilon_t [6]$$

b2) *Modelo de equivalencia fuerte*

En tal caso, el efecto del déficit es coincidente con el de los impuestos (es decir, $\varphi = -\gamma = \tau$) y, adicionalmente, con el de la renta, lo que exige que se satisfaga « $\beta = -\tau$ ». Es decir, los consumidores perciben igual una unidad de renta, de impuestos o de déficit, en la medida en que un mayor déficit significa un menor flujo futuro de renta. En tal caso, la única variable que desplaza al consumo privado es el gasto público. De aquí se desprende:

$$\Delta C_t = \mu - (1 - \alpha_t)C_{t-1} + \beta(Y_t - G_t) + \varepsilon_t \quad [7]$$

o bien, manteniendo la variable precios como explicativa:

$$\Delta C_t = \mu - (1 - \alpha_t)C_{t-1} + \beta(Y_t - G_t) + \xi_p \Delta \ln p_t + \xi_l \ln p_{t-1} + \varepsilon_t \quad [8]$$

V. EVIDENCIA EMPIRICA PARA LA ECONOMIA ESPAÑOLA

El cuadro n.º 1 recoge los resultados alcanzados al estimar por mínimos cuadrados ordinarios las ocho ecuaciones precedentes. Todos ellos están «anidados» en el modelo general que representa la ecuación 1 y son susceptibles de contraste a partir de tal modelo.

A este respecto, caben dos procesos de simplificación, según que la variable precios se elimine del modelo general como primera simplificación o que no se elimine.

1. Proceso de simplificación secuencial 1: excluyendo precios

El proceso seguido en este caso se resume en el esquema 1. En efecto, tal como puede comprobarse en el cuadro n.º 1, al estimar la ecuación 1 los coeficientes individuales de las distintas variables, salvo la renta y el consumo desfasado, apenas resultan significativos. Ello puede ser el resultado de problemas de multicolinealidad y de reducido tamaño muestral. En cualquier caso, la función de esta ecuación 1 es sólo permitir contrastar bloques de restricciones.

Dado que en las formulaciones más tradicionales de la función de consumo la variable precios no interviene, una primera simplificación puede ser la eliminación de tal variable. La simplificación no resulta rechazada por los datos, de donde se deduce el «modelo general sin precios» (ecuación 2).

A partir de aquí cabe tratar de pasar al modelo de equivalencia ricardiano débil. No obstante, tal como puede comprobarse en el cuadro n.º 1, la ecuación 5 origina un signo contrario al esperado para la variable gasto público (positivo en lugar de negativo), lo que es motivo suficiente para el rechazo de tal tipo de modelización e interrumpir esta línea de proceso de simplificación.

Si a partir del modelo general se pasa directamente al modelo de equivalencia fuerte (ecuación 7), los datos claramente rechazan tal tipo de restricciones.

A diferencia, el modelo keynesiano (ecuación 3) no resulta rechazado ni por el modelo general incluyendo precios (ecuación 1), ni por el modelo general excluyendo precios (ecuación 2). En consecuencia, tal modelo no resulta rechazado por los datos.

Así, en resumen, este camino de simplificación que elimina en primer lugar la variable precios, conduce al rechazo de los modelos de equivalencia ricardiana, tanto débil como fuerte, y al no rechazo del modelo keynesiano. Es decir, en analogía a los juicios legales, esta forma de presentar las pruebas acumula suficiente evidencia en contra de uno

CUADRO N.º 1

RESULTADOS DE LA ESTIMACION

a) Modelo general (Ecuación 1)

$$\Delta C_t = -4,144 - 0,757C_{t-1} + 0,555Y_t - 0,674T_t + 0,589TR_t - 0,041(G_t - T_t + TR_t) + 3,154\Delta \ln p_t + 1,128 \ln p_{t-1}$$

(1,42) (7,04) (5,91) (1,08) (0,70) (0,08) (1,50) (1,60)

$\bar{R}^2 = 0,777$; S.E.=0,290; D.W.=2,37; AIC=18,05; h=1,25

b) Modelo general excluyendo precios (Ecuación 2)

$$\Delta C_t = 0,273 - 0,624C_{t-1} + 0,544Y_t - 0,929T_t + 1,160TR_t - 0,185(G_t - T_t + TR_t)$$

(0,61) (8,26) (5,65) (1,50) (1,46) (0,34)

$\bar{R}^2 = 0,766$; S.E.=0,298; D.W.=2,48; AIC=18,16; h=1,47

c) Modelos keynesianos

c.1) Excluyendo precios (Ecuación 3)

$$\Delta C_t = 0,006 - 0,456C_{t-1} + 0,399(Y_t - T_t + TR_t)$$

(0,03) (8,89) (8,72)

$\bar{R}^2 = 0,720$; S.E.=0,326; D.W.=2,49; AIC=21,27; h=1,42

c.2) Incluyendo precios (Ecuación 4)

$$\Delta C_t = -2,714 - 0,747C_{t-1} + 0,530(Y_t - T_t + TR_t) + 2,933\Delta \ln p_t + 0,822 \ln p_{t-1}$$

(3,39) (7,63) (9,68) (1,59) (3,47)

$\bar{R}^2 = 0,798$; S.E.=0,276; D.W.=2,39; AIC=12,76; h=1,29

d) Modelos de equivalencia ricardiana

d-I) Modelos de equivalencia débil

d-I-1) Modelo de equivalencia débil excluyendo precios (Ecuación 5)

$$\Delta C_t = 0,916 - 0,578C_{t-1} + 0,334Y_t + 0,419G_t$$

(2,71) (7,50) (9,14) (2,57)

$\bar{R}^2 = 0,736$; S.E.=0,316; D.W.=2,54; AIC=20,23; h=1,66

d-I-2) Modelo de equivalencia débil incluyendo precios (Ecuación 6)

$$\Delta C_t = -4,040 - 0,759C_{t-1} + 0,460Y_t - 0,225G_t + 3,582\Delta \ln p_t + 1,215 \ln p_{t-1}$$

(1,80) (7,17) (7,58) (0,59) (1,79) (2,34)

$\bar{R}^2 = 0,775$; S.E.=0,291; D.W.=2,53; AIC=16,96; h=1,82

d-II) Modelos de equivalencia fuerte

d-II-1) Modelo de equivalencia fuerte excluyendo precios (Ecuación 7)

$$\Delta C_t = -0,137 - 0,282C_{t-1} + 0,265(Y_t - G_t)$$

(0,46) (6,47) (6,34)

$\bar{R}^2 = 0,573$; S.E.=0,402; D.W.=2,38; AIC=34,32; h=1,30

d-II-2) Modelo de equivalencia fuerte incluyendo precios (Ecuación 8)

$$\Delta C_t = -5,354 - 0,751C_{t-1} + 0,479(Y_t - G_t) + 3,474\Delta \ln p_t + 1,494 \ln p_{t-1}$$

(4,96) (7,22) (9,14) (1,77) (4,88)

$\bar{R}^2 = 0,780$; S.E.=0,289; D.W.=2,53; AIC=15,51; h=1,80

NOTAS

Las ecuaciones han sido estimadas por MCO para el periodo 1955-1986.

Debajo de cada coeficiente se detalla, entre paréntesis, el estadístico "t".

\bar{R}^2 es el coeficiente de determinación corregido.

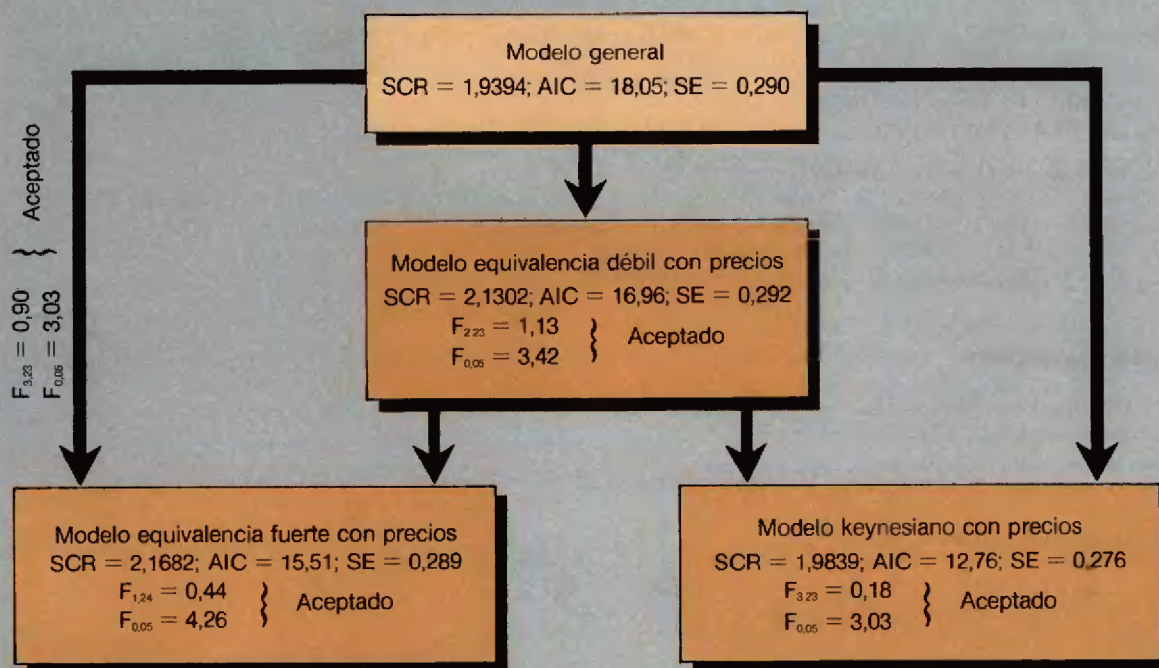
SE es el error estándar de la regresión.

DW es el estadístico de Durbin-Watson.

AIC es el estadístico de Akaike obtenido a partir de: "AIC=-2lnL+2k", siendo "L" el valor de la función de verosimilitud y "k" el número de parámetros estimados en la ecuación.

h es el estadístico de Durbin. Su distribución, asintótica bajo la hipótesis nula de independencia en la distribución de las perturbaciones aleatorias en N (0,1).

**ESQUEMA 2
PROCESO DE SIMPLIFICACION SECUENCIAL 2: sin excluir precios**



de los dos acusados —el modelo de equivalencia ricardiana—, lo que permite declararlo culpable de inconsistencia con los datos. Por el contrario, no existe suficiente evidencia para condenar al otro de los dos acusados, representado por el modelo keynesiano y, en ausencia de pruebas en contra, puede seguir siendo considerado como inocente.

No obstante, el modelo keynesiano sin precios tampoco es plenamente satisfactorio. Tanto su error estándar como el valor del estadístico de Akaike experimentan un aumento si se comparan con los del modelo general. Cabe, en consecuencia, tratar de buscar alternativas de simplificación secuencial que remedien este fenómeno.

2. Proceso de simplificación secuencial 2: sin exclusión de precios

Los juicios legales se pierden o se ganan dependiendo de la estrategia que el abogado defensor

siga para presentar las pruebas. A este respecto, el proceso de simplificación secuencial 2, representado en el esquema 2, y que no excluye a la variable precios, es más favorable al modelo de equivalencia ricardiana que el precedente.

Si el tamaño muestral fuese infinito, dado que los tests son consistentes y que la potencia asintótica de los contrastes es unitaria (por potencia del test se entiende la probabilidad de rechazo de la hipótesis nula cuando es falsa), cualquier proceso de simplificación conduciría a iguales resultados. Es decir, si el fiscal pudiese acumular infinitas pruebas, siempre podría condenar al culpable. No obstante, debido a que el tamaño muestral es finito, la potencia de los distintos contrastes difiere según cual sea la ordenación secuencial de los tests.

En este sentido, en el esquema 2 se recoge, en primer lugar, el proceso de paso del modelo 1 al representativo de la equivalencia débil incluyendo precios (ecuación 6), y se comprueba que el mo-

delo no resulta rechazado por los datos. Adicionalmente, en esta nueva formulación el signo del gasto público es el correcto, si bien, no significativo. A partir de la ecuación 6 se pasa con mucha facilidad a la ecuación 8, representativa de la equivalencia fuerte. De todos los modelos que postulan la equivalencia ricardiana, el de equivalencia fuerte es, en este caso, el que ofrece mejores resultados. Además, disminuyen tanto el error estándar como el estadístico de Akaike cuando se comparan con los del modelo general. En consecuencia, esta forma de presentar las pruebas no halla indicios de culpabilidad, en términos de inconsistencia con los datos, para la proposición de equivalencia ricardiana, y en ausencia de pruebas en contra (salvo quizás la posible existencia de autocorrelación en las perturbaciones que evidencia el estadístico «h» de Durbin), debe presuponerse su inocencia.

Algo similar sucede con el modelo keynesiano. Con facilidad, a partir del modelo general, pueden aceptarse las restricciones que esta modelización implica.

No obstante, los modelos de equivalencia fuerte y keynesiano son incompatibles entre sí. Al menos, uno de los dos (o los dos) es falso. Dada esta situación, el juicio debe proseguir. En este sentido, cabe destacar que tanto el error estándar como el estadístico de Akaike son más reducidos en el modelo keynesiano que en el de equivalencia fuerte. ¿Es ello evidencia empírica suficiente para rechazar el modelo de equivalencia fuerte y no rechazar el keynesiano? Es decir, ¿existen suficientes pruebas para, a la vista de los resultados alcanzados, condenar al modelo de equivalencia ricardiana de inconsistencia con los datos y no condenar (absolver) al keynesiano? En el siguiente apartado se aborda esta cuestión tratando de recabar más información.

3. Modelo de equivalencia ricardiana frente a modelo keynesiano

En base al análisis precedente, se adopta la ecuación 4 del cuadro n.º 1 como representativa del modelo keynesiano, y la ecuación 8 como representativa de la proposición de equivalencia ricardiana. Son las dos ecuaciones que mejor se comportan en ambos casos y que, adicionalmente, no resultan rechazadas por el modelo general representado por la ecuación 1. Se trata, seguidamente, de elegir entre una de estas dos alternativas, que representan dos posiciones extremas acerca de

los factores condicionantes del consumo privado. Cinco criterios se utilizan para fundamentar esta elección. Son los siguientes: a) Test de exogeneidad; b) Análisis de residuos; c) Anidación artificial de modelos a través del test «J» de Davidson y McKinnon; d) Capacidad predictiva posmuestral, y e) Constancia estructural.

a) Test de exogeneidad

El análisis de la sección precedente se ha realizado condicionando a la hipótesis de exogeneidad de los regresores. Razones teóricas permiten afirmar que posiblemente éste no sea el caso. No obstante, si las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios y por variables instrumentales dan resultados próximos, a pesar de la no exogeneidad de las variables explicativas, debido al reducido tamaño muestral, puede seguir siendo aconsejable el empleo de mínimos cuadrados ordinarios. Este método de estimación aumenta la potencia de los contrastes, al comparar los distintos modelos restringidos con el modelo general, si bien a costa de una mayor probabilidad de error tipo I.

El test de exogeneidad utilizado es el propuesto por Holly y Sargan (1982). La esencia del test es la siguiente: suponiendo que la ecuación a estimar viene dada por:

$$y = Y_1 \beta_1 + X_1 \gamma_1 + \varepsilon$$

en donde «y» es un vector «Tx1» de observaciones de la variable dependiente, «Y₁» una matriz «Txg» de observaciones de las variables explicativas cuya hipótesis de exogeneidad —es decir, de independencia con respecto a «ε»— se desea contrastar, «β₁» un vector columna «g × 1» de parámetros a estimar «X₁» una matriz «Txk» de observaciones de variables predeterminadas, «γ₁» el correspondiente vector columna «kx1» de parámetros poblacionales y «ε» un vector «Tx1» de perturbaciones aleatorias, la aplicación de variables instrumentales para la estimación del modelo equivale a utilizar mínimos cuadrados ordinarios en la estimación de la siguiente ecuación ampliada:

$$y = Y_1 \beta_1 + X_1 \gamma_1 + \hat{V}_1 \phi_1 + \omega$$

en donde:

$$\hat{V}_1 = Y_1 - \hat{Y}_1$$

siendo «Ŷ₁», los valores predichos de «Y₁» a partir de su regresión sobre la totalidad de instrumentos considerados.

El contraste de la hipótesis de independencia de «Y_t» con respecto a «ε_t» equivale al contraste de la hipótesis nula de que «φ₁ = 0». Bajo tal hipótesis se deduce el estimador mínimo cuadrático ordinario. Si la hipótesis nula resulta rechazada, se obtiene el estimador por variables instrumentales. Por último, cabe destacar que el contraste «φ₁ = 0» puede efectuarse a través de un test de la «F».

En nuestro caso concreto, los instrumentos utilizados para efectuar este contraste fueron los propios valores desfasados de los regresores. El cuadro número 2 detalla los resultados obtenidos. A la vista del mismo se comprueba que la hipótesis de exogeneidad no resulta, en ningún caso, rechazada. Pero entendemos que ello es más el reflejo de la escasa potencia del contraste en pequeñas muestras que una prueba de la exogeneidad de los regresores. En cualquier caso, no obstante, los resultados obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios y por variables instrumentales, como suele suceder con series en las que los instrumentos tienen elevada capacidad predictiva de los regresores, eran muy similares.

CUADRO N.º 2

TEST DE EXOGENEIDAD

Modelo	Valor estadístico F con (2,23) grados de libertad	Valor tabulado nivel significación del 5 por 100
Keynesiano (*)	0,88	3,42
Equivalencia ricardiana fuerte (**)	1,43	3,42

(*) Instrumentos utilizados: Constante,
C_{t-1}, (Y_{t-1} - T_{t-1} + TR_{t-1}), (Y_{t-2} - T_{t-2} + TR_{t-2}), ln p_{t-1}, ln p_{t-2}
(**) Instrumentos utilizados: Constante,
C_{t-1}, (Y_{t-1} - G_{t-1}), (Y_{t-2} - G_{t-2}), ln p_{t-1}, ln p_{t-2}.

b) *Análisis de los residuos*

La existencia de problemas de autocorrelación en las perturbaciones, o de heteroscedasticidad, puede ser un indicio de especificación defectuosa. Por otro lado, el gráfico de valores observados y predichos aporta información útil sobre la capacidad de ajuste de los distintos modelos.

A este respecto, cabe recordar que la variable dependiente es el incremento del consumo, de

forma que el gráfico de comparación entre valores observados y predichos obvia la posible apariencia espuria de elevada capacidad de ajuste que se produce al operar con variables en niveles de series que muestran una tendencia creciente en el tiempo.

El gráfico 2 recoge los resultados obtenidos para el modelo keynesiano (ecuación 4). A la vista de los mismos, se observa que la capacidad de ajuste del modelo es aceptable. Los mayores errores predictivos se producen en 1973 y 1974, en que el error de predicción estandarizado (es decir, el error de predicción dividido por el error estándar de la ecuación estimada) es de «2,30» y de «2,32» respectivamente. No obstante, no parece que ello sea indicio suficiente para cuestionar el modelo. Tampoco se aprecian síntomas de heteroscedasticidad. Por último, se ofrece información sobre las funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos y el estadístico «Q» de Box-Pierce. Aunque las correlaciones correspondientes a los desfases primero y tercero para la función de autocorrelación simple, y primero y cuarto para la función de autocorrelación parcial, son relativamente elevados, el limitado tamaño muestral no permite ningún tipo de conclusión definitiva al respecto.

El gráfico 3 sintetiza los resultados obtenidos para el modelo de equivalencia fuerte (ecuación 8). La capacidad de ajuste de este modelo es muy similar a la del precedente, destacando como en el caso anterior unos residuos estandarizados de «2,30» y de «2,52» para 1973 y 1974. No hay indicios de heteroscedasticidad, y las funciones de autocorrelación simple y parcial siguen mostrando correlaciones relativamente elevadas para los desfases primero y tercero y primero y cuarto respectivamente.

En cualquier caso, a partir del análisis de los residuos, ninguno de los dos modelos aparece claramente rechazado por los datos, siendo su capacidad explicativa muy similar. En ambos, la caída de la tasa de ahorro que se produce a partir de 1973 se recoge, en buena medida, por el comportamiento de los precios, desempeñando tal variable un papel vital en el modelo de equivalencia fuerte cara al no rechazo de esta proposición.

c) *Anidación artificial a través del test «J» de Davidson y McKinnon*

La esencia del test «J» de Davidson y McKinnon (1981) es la siguiente. Supóngase que dos modelos

**GRAFICO 2
VALORES OBSERVADOS
Y PREDICHOS
DEL INCREMENTO
DEL CONSUMO**

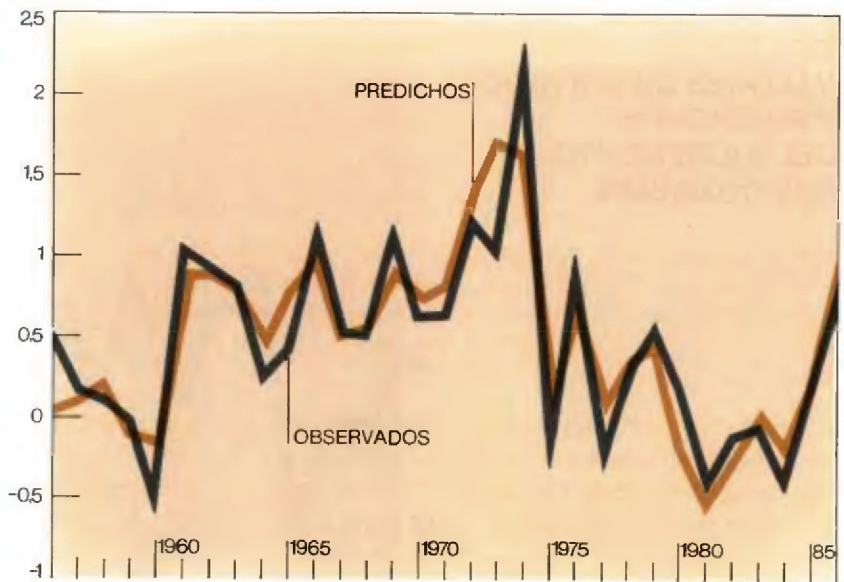


Gráfico de Residuos

Residuos	Años	Residuos	Valor observado	Valor predicho
*	1956	0.25731	0.51850	0.26119
*	1957	-0.04650	0.16090	0.20740
*	1958	-0.08247	0.10325	0.18572
*	1959	0.17170	-0.02892	-0.20062
*	1960	-0.27094	-0.57641	-0.30547
*	1961	0.22307	1.04689	0.82382
*	1962	0.11508	0.94251	0.82743
*	1963	0.03082	0.82641	0.79559
*	1964	-0.20984	0.23499	0.44483
*	1965	-0.33056	0.41514	0.74570
*	1966	0.16072	1.14575	0.98503
*	1967	0.11555	0.51461	0.39906
*	1968	0.01034	0.50600	0.49566
*	1969	0.26872	1.13963	0.87091
*	1970	-0.09018	0.61093	0.70111
*	1971	-0.33983	0.61693	0.95676
*	1972	-0.19855	1.25321	1.45176
*	1973	-0.63383	1.04222	1.67605
*	1974	0.64134	2.28412	1.64278
*	1975	-0.24159	-0.21938	0.02221
*	1976	0.33798	0.99103	0.65305
*	1977	-0.16544	-0.28570	-0.12026
*	1978	-0.04217	0.24687	0.28904
*	1979	0.22825	0.54123	0.31298
*	1980	0.43400	0.19499	-0.23901
*	1981	0.05609	-0.45100	-0.50709
*	1982	-0.08013	-0.11443	-0.03429
*	1983	-0.03252	-0.05646	-0.02394
*	1984	-0.18871	-0.41150	-0.22279
*	1985	-0.11132	0.16101	0.27233
*	1986	0.01363	0.74506	0.73143

Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos

Autocorrelaciones		Autocorrelaciones parciales		FAS	FAP
***	**	***	*	1 -0.213	-0.213
****		***		2 0.141	0.100
**		****		3 -0.270	-0.235
	*			4 -0.188	-0.326
				5 0.083	0.036

Estadístico «Q» (5 lags) 5.592

Error standard de los coeficientes de correlación: 0,179

**GRAFICO 3
VALORES OBSERVADOS
Y PREDICHOS
DEL INCREMENTO
DEL CONSUMO**

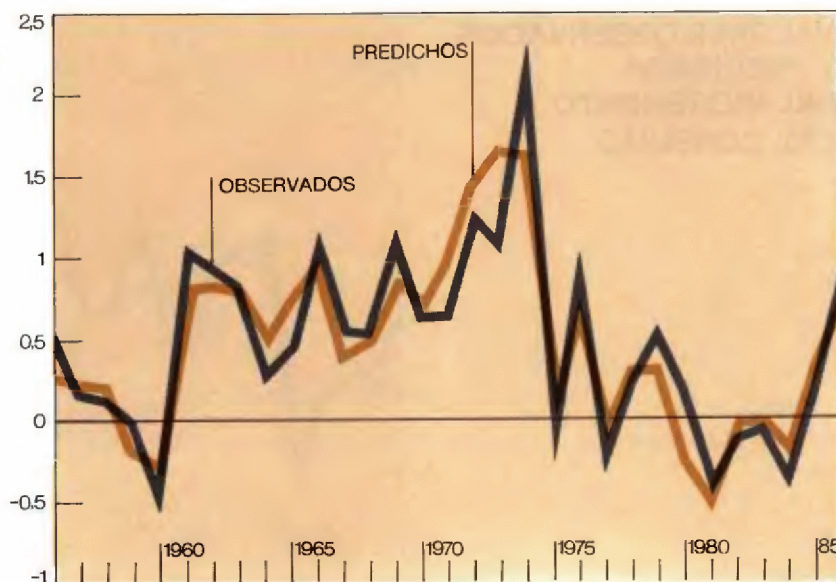


Gráfico de Residuos

Residuos	Años	Residuos	Valor observado	Valor predicho
*	1956	0.50064	0.51850	0.01786
	1957	0.07837	0.16090	0.08253
	1958	-0.08237	0.10325	0.18562
	1959	0.09329	-0.02892	-0.12221
	1960	-0.40202	-0.57641	-0.17439
	1961	0.14671	1.04689	0.90018
	1962	0.04475	0.94251	0.89776
	1963	0.02745	0.82641	0.79896
	1964	-0.21006	0.23499	0.44505
	1965	-0.34615	0.41514	0.76129
	1966	0.13585	1.14575	1.00990
	1967	0.01765	0.51461	0.49696
	1968	-0.03595	0.50600	0.54195
	1969	0.24795	1.13963	0.89168
	1970	-0.10445	0.61093	0.71538
	1971	-0.17045	0.61693	0.78738
	1972	-0.11659	1.25321	1.36980
	1973	-0.66539	1.04222	1.70760
	1974	0.72728	2.28412	1.55684
	1975	-0.23363	-0.21938	0.01425
	1976	0.32907	0.99103	0.66196
	1977	-0.28577	-0.28570	0.00007
	1978	-0.07213	0.24687	0.31900
	1979	0.09554	0.54123	0.44568
	1980	0.35004	0.19499	-0.15505
	1981	0.06501	-0.45100	-0.51601
	1982	0.13292	-0.11443	-0.24735
	1983	-0.04777	-0.05646	-0.00869
	1984	-0.18069	-0.41150	-0.23081
	1985	-0.00647	0.16101	0.16748
	1986	-0.03265	0.74506	0.77771

Funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos

Autocorrelaciones	Autocorrelaciones parciales	FAS	FAP
*****	*****	1 -0.325	-0.325
****	****	2 0.168	0.070
**	**	3 -0.256	-0.205
**	*	4 -0.162	-0.356
**	*	5 0.175	0.074

Estadístico «Q» (5 lags) 7.933

Error standard de los coeficientes de correlación: 0,179

CUADRO N.º 3

TEST «J» DE DAVIDSON Y MCKINNON

a) Sin inclusión de precios

Modelo de partida	Estadístico "t" de "λ"	Nivel marginal de significación hipótesis nula "λ = 0" (*)	Conclusión
Keynesiano	2,74	1,1 por 100	Rechazo del modelo keynesiano
Equivalencia fuerte	5,06	0,0 por 100	Rechazo del modelo de equivalencia fuerte

b) Con inclusión de precios

Modelo de partida	Estadístico "t" de "λ"	Nivel marginal de significación hipótesis nula "λ = 0" (*)	Conclusión
Keynesiano	0,28	78,0 por 100	No rechazo del modelo keynesiano
Equivalencia fuerte	1,55	13,3 por 100	No rechazo del modelo de equivalencia fuerte a los niveles usuales de significación

(*) El nivel marginal de significación refleja la probabilidad de rechazo incorrecto de la hipótesis «λ = 0». Es decir, la probabilidad de que, al rechazar el modelo considerado, y atendiendo a la información que proporciona el modelo alternativo, se esté tomando una decisión errónea. Se define como: prob. {(|t| ≥ |t*|) | H₀: λ = 0}, en donde «t*» es el valor calculado del estadístico «t» del «λ» estimado.

alternativos pueden haber generado los datos observados y que tales modelos vienen dados por:

$$\text{Modelo 1: } y_t = f(X_t, \beta) + \varepsilon_{1t}$$

$$\text{Modelo 2: } y_t = g(Z_t, \alpha) + \varepsilon_{2t}$$

en donde «y_t» es la variable dependiente, «X_t» y «Z_t» son las respectivas variables explicativas, «β» y «α» los parámetros poblacionales y «ε_{1t}» y «ε_{2t}» las perturbaciones aleatorias.

Si el modelo 1 recoge el verdadero proceso de generación de los datos, al formular el modelo general:

$$y_t = (1 - \lambda).f(X_t, \beta) + \lambda.g(Z_t, \alpha) + u_t$$

debe verificarse «λ = 0». Adicionalmente, al sustituir «α» por su correspondiente estimación derivada de la estimación del modelo 2, se tiene:

$$y_t = (1 - \lambda).f(X_t, \beta) + \lambda.g(Z_t, \hat{\alpha}) + \varepsilon_t$$

en donde «ĝ = g(Z_t, α̂)» es independiente asintóticamente de «ε_{1t}», puesto que «Z_t» es independiente de «ε_{1t}» por hipótesis, y «α̂» también lo es dado que, al tender a infinito el tamaño muestral, tiende a cero la influencia en el coeficiente estimado de cualquier término de error.

En consecuencia, a efectos operativos, y con el fin de contrastar la validez del modelo 1, puede estimarse la ecuación precedente, en donde «g(Z_t, α̂)» son los valores predichos «y_t» al estimar el modelo 2, y proceder a contrastar la hipótesis nula «λ = 0». En definitiva, si el modelo verdadero es el 1, «g(Z_t, α̂)» es una variable superflua, y el valor estimado de «λ» debe tender a cero. La diferencia entre la unidad y el nivel marginal de significación de «λ» (es decir, el nivel de significación a partir del que se rechaza la hipótesis nula «λ = 0») recoge, en cierta forma, la evidencia en contra del modelo 1 que el modelo 2 aporta. (Para una discusión desde una óptica bayesiana del concepto de nivel de significación, véase Zellner, 1984).

En el supuesto de que los dos modelos difieran sólo por un regresor y de que ambos sean lineales, el test «J» debe dar exactamente igual resultado que el que se derivaría de la estimación del modelo compuesto.

Los resultados de la aplicación de este test a las dos funciones de consumo aparecen reflejados en el cuadro n.º 3. A este respecto, se ha creído oportuno incluir también los resultados de la comparación de los modelos keynesiano y de equivalencia sin inclusión de precios, para verificar si el

GRAFICO 4
PREDICCIÓN ESTÁTICA.
VARIABLE DEPENDIENTE:
INCREMENTO DEL CONSUMO ΔC_t



Error cuadrático medio $\times 100$:

{ Keynesiano: 18
 { Equivalencia fuerte: 111

test «J» validaba la decisión de considerar a ambos como incompletos. En este sentido, la primera parte del cuadro n.º 3 pone de manifiesto que al comparar estos modelos (ecuaciones 3 y 7) ambos se autodestruyen. Es decir, a pesar de que el modelo keynesiano con exclusión de precios no resultaba rechazado por el modelo general, según se vio en el esquema 1, atendiendo al test «J» de Davidson y McKinnon tal modelo resulta rechazado por el de equivalencia fuerte. Y al igual sucede al comparar el modelo de equivalencia fuerte con el keynesiano. Es como si en un juicio legal, un careo entre los acusados llevase a condenar a ambos.

Al incluir la variable precios, tal como se comprueba en el cuadro n.º 3, la decisión de rechazo del método keynesiano (ecuación 4) a partir de la información que aporta el de equivalencia fuerte (ecuación 8) sería errónea con una probabilidad del 78 por 100, mientras que la decisión de rechazo del modelo de equivalencia fuerte utilizando como contrapartida el modelo keynesiano sólo sería errónea con una probabilidad del 13,3 por 100. Siguiendo con la analogía legal, cabe señalar que, atendiendo a la información que los dos modelos

proporcionan, la probabilidad de condenar injustificadamente al modelo keynesiano por inconsistencia con los datos es de un 78 por 100, por lo que a todas luces no sería razonable emitir tal sentencia de culpabilidad, mientras que la probabilidad de condenar injustamente al modelo de equivalencia fuerte es de un 13,3 por 100. A pesar de la diferencia de probabilidades, la decisión de condena de cualquiera de los dos modelos no resulta suficientemente fundamentada para que un juez objetivo e imparcial la suscribiese.

En resumen, pues, cabría concluir este apartado señalando dos puntos. El primero es que los modelos sin inclusión de precios resultan ambos rechazados. El segundo es que al introducir los precios la evidencia no es definitiva, en el sentido de que, a los niveles usuales de significación, ninguno de los dos modelos se rechaza, si bien tal evidencia resulta más favorable al modelo keynesiano.

d) Capacidad predictiva posmuestral

Con ciertas dosis de verdad y de ironía, se ha señalado que la verdadera prueba del modelo, y no de la persistencia del investigador, se deriva de la capacidad para efectuar predicciones válidas fuera de la muestra.

En el caso que nos ocupa, la especificación de las ecuaciones se ha beneficiado de la totalidad de la información muestral disponible. Ello puede sesgar en cierta forma la validez del test de capacidad predictiva posmuestral. No obstante, se ha considerado útil reestimar los modelos seleccionados, representativos de ambas proposiciones —la keynesiana y la de equivalencia fuerte— con parte de la muestra, y analizar su capacidad predictiva de observaciones no incluidas en el período de estimación. Los resultados obtenidos se recogen en el cuadro n.º 4. Puede observarse que, al utilizar los períodos 1956-86 ó 1956-74 como base de estimación, las principales diferencias se aprecian en el modelo de equivalencia fuerte, sobre todo en lo que respecta al papel de la variable «precios». En cualquier caso, no obstante, en ninguno de los modelos es probable que un economista, a la luz de los resultados obtenidos para el período 1956-1974, hubiese optado por la introducción de los «precios» en las respectivas ecuaciones.

El gráfico 4 recoge los resultados de la predicción posmuestral estática del incremento del consumo —es decir, utilizando los valores observados del consumo desfasado— para el período 1975-86, a

CUADRO N.º 4

RESULTADOS DE LA ESTIMACION UTILIZANDO DISTINTOS PERIODOS MUESTRALES

a) Modelo keynesiano (Ecuación 4)

Variable dependiente: ΔC_t

Variables	1956-1986	1956-1974
Constante	-2,714 (3,39)	-2,724 (0,78)
C_{t-1}	-0,747 (7,63)	-0,858 (4,20)
$(Y_t - T_t + TR_t)$	0,530 (9,68)	0,593 (4,85)
$\Delta \ln p_t$	2,933 (1,59)	2,530 (0,94)
$\ln p_{t-1}$	0,822 (3,47)	0,914 (0,99)
R^2	0,798	0,728
S.E.	0,276	0,319
D.W.	2,39	2,01
h	1,29	0,05
A.I.C.	12,76	14,69

b) Modelo de equivalencia fuerte (Ecuación 8)

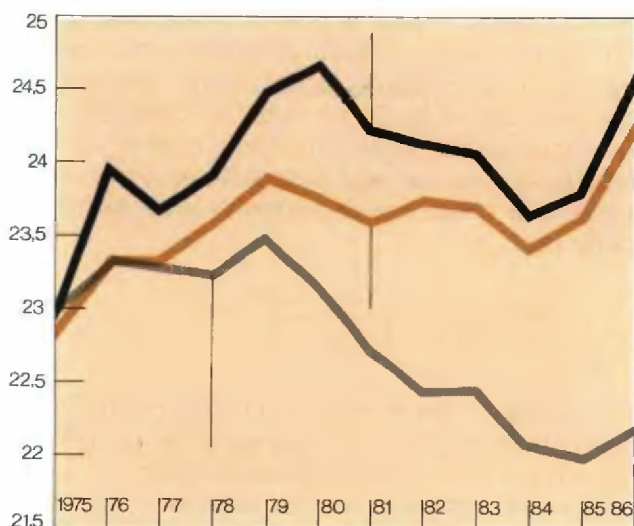
Variable dependiente: ΔC_t

Variables	1956-1986	1956-1974
Constante	-5,354 (4,96)	-2,395 (0,64)
C_{t-1}	-0,751 (7,22)	-0,775 (3,70)
$(Y_t - G_t)$	0,479 (9,14)	0,546 (4,34)
$\Delta \ln p_t$	3,474 (1,77)	2,658 (0,93)
$\ln p_{t-1}$	1,494 (4,88)	0,773 (0,78)
R^2	0,780	0,689
S.E.	0,289	0,341
D.W.	2,53	2,23
h	1,80	1,22
A.I.C.	15,51	17,25

partir de los modelos estimados empleando la muestra 1956-74. El error cuadrático medio del modelo keynesiano —la media de la suma de los cuadrados de los errores— es de 18, frente a 111 que se obtiene para el modelo de equivalencia fuerte. Se comprueba que el modelo keynesiano recoge bastante bien las variaciones del consumo, mientras que el modelo de equivalencia resulta muy deficiente.

La predicción estática se beneficia de la información que proporciona el valor observado del consumo desfasado. En la predicción dinámica estos valores se sustituyen por las propias predicciones que el modelo ofrece en el período anterior. Al efectuar predicción dinámica en un modelo tam-

**GRAFICO 5
PREDICCIÓN DINÁMICA.
VARIABLE DEPENDIENTE:
NIVEL DE CONSUMO C_t**



Error cuadrático medio $\times 100$:

{ Keynesiano: 23
Equivalencia fuerte: 173

bién dinámico, puede darse un alejamiento progresivo entre los valores observados y predichos del nivel de la correspondiente variable. Los resultados de la predicción dinámica del nivel de consumo se recogen en el gráfico 5. También en este caso el modelo keynesiano tiene un comportamiento bastante aceptable, con un error cuadrático medio de 23, mientras que las predicciones del modelo de equivalencia fuerte se separan progresivamente de los valores observados, lo que origina un error cuadrático medio de 173.

En consecuencia, al comparar ambas modelizaciones desde la óptica de la capacidad predictiva posmuestral, la evidencia parece claramente favorable a la especificación keynesiana.

e) Constancia estructural

La estabilidad estructural de un modelo es necesaria para que el modelo sea capaz de ofrecer simulaciones válidas. También es necesaria para que el modelo sea capaz de ofrecer predicciones válidas. Y, en definitiva, la ausencia de estabilidad

estructural puede interpretarse como indicativa de errores de especificación.

El test clásico de estabilidad estructural es el de Chow. No obstante, si en el modelo figura la variable endógena desfasada como regresor, la validez de este test será sólo asintótica. A este respecto, un test de validez también asintótica y que, posiblemente, en muestras finitas tenga una mayor potencia que el de Chow, si bien a costa de una mayor probabilidad de error tipo I, es el de la chi-cuadrado. Este test está directamente ligado a la capacidad predictiva posmuestral y se define a partir de:

$$H(I) = \frac{1}{\sum_{j=1}^k} \left[\frac{e_{t+j/T}}{\hat{\sigma}} \right]^2 \sim \chi^2_k$$

en donde « $\hat{\sigma}$ » es el error estándar del modelo estimado con «T» observaciones, y « $e_{t+j/T}$ » refleja los errores de predicción de los distintos períodos utilizando la predicción estática. Bajo la hipótesis nula de constancia estructural, el estadístico «H(I)» tiende asintóticamente a una distribución chi-cuadrado con «k» grados de libertad, dado que se trata de una suma de cuadrados de variables «NID(0,1)».

Obsérvese que este test, en definitiva, establece una comparación entre la capacidad de ajuste del modelo dentro de la muestra (representada por « $\hat{\sigma}$ ») y fuera de la muestra (recogida por los valores « $e_{T+j/T}$ »), y rechaza la constancia estructural en el supuesto de que el comportamiento del modelo sea peor del que cabía esperar *a priori* a partir de la información que « $\hat{\sigma}$ » proporciona.

El hecho, empero, de utilizar « $\hat{\sigma}$ » como indicativo del valor que debe adoptar el error estándar de predicción comporta que, en muestras finitas, el nivel real de significación del test (es decir, la probabilidad de rechazo incorrecto de la hipótesis nula) exceda al nominal, dado que se está infravalorando el error estándar de predicción. Por ello, al emplear este test, puede ser aconsejable utilizar niveles nominales de significación relativamente bajos.

Cabe resaltar que este test no ofrece un estándar objetivo de comparación para enjuiciar la validez de un modelo. Sólo pretende contrastar, a nivel probabilístico, si el modelo se comporta peor o no desde la óptica predictiva, de lo que cabría esperar a la luz de los resultados muestrales.

CUADRO N.º 5

CONSTANCIA ESTRUCTURAL

Modelo	Valor calculado de H(12)	Valores tabulados de la chi-cuadrado a los respectivos niveles de significación		
		5 %	1 %	0,1 %
Keynesiano	21			
Equivalencia	114	21	26,2	32,9
fuerte				

El cuadro n.º 5 recoge los resultados de la comparación de los modelos estimados para el período 1956-74 y su predicción para el período 1975-86. Desde esta óptica, a los niveles usuales de significación, la constancia estructural del modelo keynesiano no resulta rechazada por los datos. No obstante, el de equivalencia fuerte resulta claramente rechazado. La probabilidad de rechazo incorrecto es inferior al 0,1 por 100, lo que es evidencia muestral suficiente para cuestionar su validez.

f) *A modo de síntesis*

A lo largo de la exposición precedente se ha efectuado una detallada comparación de los modelos keynesiano y de equivalencia ricardiana según una formulación inspirada en Buitier y Tobin. Los resultados de esta comparación son más favorables al modelo keynesiano. En efecto:

- 1) En primer lugar, el modelo de equivalencia ricardiana sólo es capaz de explicar la caída reciente de la tasa de ahorro de las familias, aunada al aumento del déficit público, si en la función de consumo se introducen los precios como variable explicativa adicional. En otro caso, el modelo está en clara contradicción con los datos, dado que el comportamiento del sector privado ha sido paralelo, y no compensatorio, del que ha tenido el sector público.
- 2) En segundo lugar, al comparar versiones de los modelos keynesiano y de equivalencia ricardiana que incorporan los precios como variable explicativa adicional, la evidencia es también más favorable al keynesiano. Esta evidencia se manifiesta a través de:

- a) Una capacidad de ajuste para el período muestral ligeramente superior del modelo keynesiano frente al de equivalencia ricardiana.
- b) Una mayor capacidad predictiva posmuestral del modelo keynesiano, utilizando como banco de prueba el turbulento período 1975-86, de fuerte crecimiento del déficit público.
- c) Estabilidad estructural del modelo keynesiano y ausencia de estabilidad estructural del modelo de equivalencia ricardiana.

La carencia de datos fiables ha obligado a que los modelos ensayados sean extremadamente simples, si bien no más simples que los utilizados por Buiter y Tobin, que han actuado como catalizador de una literatura sobre el tema relativamente abundante. En tal contexto, no se prueba que una teoría es verdadera, sino únicamente que no está en contradicción con los datos, o que su capacidad predictiva es mayor que la del enfoque alternativo.

Como ocurre en cualquier investigación empírica, versiones más sofisticadas de la teoría podrían ofrecer distintos resultados. No obstante, mientras tales formulaciones no se realicen, la evidencia disponible para la economía española aparece favorable a la interpretación keynesiana y a la ausencia de un efecto compensador por parte del sector privado de los déficit del sector público.

VI. COMENTARIOS FINALES

Un rasgo característico del comportamiento de las haciendas occidentales a partir del primer *shock* petrolífero en 1973 ha sido la tendencia de la mayoría de los países a recurrir al endeudamiento público para financiar el crecimiento continuado del gasto público. La presión de estos hechos ha coincidido en el tiempo con el desarrollo de un fuerte debate teórico en torno a los efectos de la política fiscal en un mundo integrado por agentes racionales, haciendo pasar a primer plano una vieja cuestión: ¿Son equivalentes deuda pública e impuestos?

De acuerdo con la sabiduría convencional keynesiana, la respuesta es negativa. En presencia de recursos ociosos, el endeudamiento público absorbe ahorro privado que, de otra forma, desapa-

recería a través de una contracción de la renta, en tanto que la financiación impositiva del gasto público reduce tanto el consumo como el ahorro privado. El coste de una mayor capacidad expansiva a corto plazo del déficit financiado con deuda vendría dado por el impacto negativo de la elevación de los tipos de interés sobre el gasto de inversión, el *stock* de capital y la producción potencial a medio plazo. El punto de vista neoricardiano de los «nuevos macroeconomistas clásicos» no acepta ni la eficacia a corto plazo de la sustitución de impuestos por deuda ni sus costes a medio y largo plazo. Si los individuos son lo suficientemente racionales como para anticipar los impuestos futuros asociados a un mayor endeudamiento actual, serán indiferentes entre deuda e impuestos, aumentando su ahorro al desahorrar el sector público. El recurso al endeudamiento es, por tanto, ineficaz, pero también inocuo, ya que, al no presionar al alza sobre los tipos de interés, no expulsará capital a largo plazo.

Lo irreconciliable de ambas posiciones teóricas y sus implicaciones radicalmente contrapuestas para la orientación de la política fiscal han desplazado la polémica al terreno empírico. El repaso de la literatura aplicada reciente indica que la hipótesis de equivalencia, en su formulación más radical, es respaldada por una minoría de estudios. Sin embargo, no es posible rechazar —como un buen número de investigaciones ponen de relieve— que la eficacia potencial de la política fiscal se vea reducida por la anticipación de aumentos impositivos futuros que el déficit puede estimular.

El análisis empírico desarrollado para el caso español arroja resultados coherentes con la evidencia disponible para otros países desarrollados. La hipótesis de equivalencia, en su versión más extrema de completa neutralidad de la sustitución de impuestos por deuda, está en contradicción con los datos y su capacidad explicativa y predictiva es inferior la que se deriva del enfoque keynesiano. A corto plazo, financiar el déficit público mediante deuda en lugar de reducirlo —dado el volumen de gasto público— a través de elevaciones impositivas, tiene efectos estimulantes sobre la demanda privada de consumo.

Este resultado no puede interpretarse, sin embargo, desde el optimismo fiscalista dominante en la década de los 60. Por una parte, el análisis empírico —diseñado para discriminar entre dos hipótesis polares acerca de los efectos del déficit público por su grado de adecuación a los datos—

no excluye la posibilidad de que exista una neutralización parcial de los efectos expansivos del déficit. Por otra, la viabilidad de una política continuada de estímulo de la demanda de consumo a través de déficit financiados con deuda choca con limitaciones que la hacen difícilmente sostenible a medio y largo plazo.

En una economía relativamente cerrada, como lo es la española, un déficit no acompañado por aumentos compensatorios en el ahorro privado tiende a elevar los tipos de interés y a expulsar a la inversión privada. Los trabajos de Mauleón y Pérez (1984) y Mauleón (1987) establecen la relación directa que existe entre el crecimiento de la deuda pública y los tipos de interés —hallazgo coherente con nuestro resultado de no neutralidad— e identifican a esta política como un determinante esencial de la reducción de la tasa de desarrollo de la economía española. Asimismo, en la medida en que los capitales extranjeros sean sensibles a los diferenciales de tipos de interés, su entrada permitirá atemperar la expulsión de inversión privada, si bien al coste de una apreciación del tipo de cambio y una reducción de las exportaciones netas. A estas limitaciones se suman la existencia de restricciones de oferta (Dolado y otros, 1986) y los negativos efectos potenciales de la persistencia del déficit y su carácter estructural: pérdida de credibilidad de la política monetaria ante las expectativas de una mayor inflación futura (Viñals, 1985), disminución de la confianza empresarial en la posibilidad de un crecimiento estable y aumento de la probabilidad de llegar a situaciones de explosividad de la deuda, especialmente cuando el endeudamiento responde, en su mayor parte, a la realización de gastos corrientes, en lugar de financiar inversiones públicas de elevada rentabilidad social capaces de estimular un mayor crecimiento potencial de la economía (Price y Chouriqui, 1983).

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- AUERBACH, A. J., y KOTLIKOFF, L. J. (1986), *Dynamic fiscal policy*, Cambridge University Press, Nueva York.
- BARRO, R. J. (1974), «Are government bonds net wealth?», *Journal of Political Economy*, 82, págs. 1095-1117 (versión castellana en Otero, ed., 1982, págs. 669-699).
- (1976), «Reply to Feldstein and Buchanan», *Journal of Political Economy*, 84, págs. 343-349 (versión castellana en Otero, ed., 1982, págs. 724-733).
- (1979), «Public debt and taxes», en M. Boskin (ed.), *Federal tax reform*, Institute for Contemporary Studies, California, págs. 227-241 (versión castellana en Otero, ed., 1982, págs. 647-668).
- BARSKY, R. B.; MANKIW, N. G., y ZELDES, S. P. (1986), «Ricardian consumers with Keynesian propensities», *American Economic Review*, 76, págs. 676-689.
- BARTH, J. R.; IDEN, G., y RUSSEK, F. S. (1984-85): «Do federal deficits really matter?», *Contemporary Policy Issues*, vol. III, págs. 79-95.
- (1986), «The economic consequences of federal deficits: An examination of the net wealth and instability issues», *Southern Economic Journal*, 53, págs. 27-50.
- BLANCHARD, O., y SUMMERS, L. H. (1984), «Perspectives on high world real interest rates», *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2 (versión castellana en PAPELES DE ECONOMIA ESPAÑOLA, 27, págs. 37-58).
- BOSKIN, M. J. (1987), «Deficits, public debt, interest rates and private saving: Perspectives and reflections on recent analyses and on US experience», en M. J. Boskin; J. S. Flemming y S. Gorini (eds.) (1987), *Private saving and public debt*, Basil Blackwell, Oxford, págs. 255-286.
- BRANSON, W., y KLEVORICK, A. K. (1969), «Money illusion and the aggregate consumption function», *American Economic Review*, 59, págs. 832-849.
- BRENNAN, G., y BUCHANAN, J. M. (1986), «The logic of the Ricardian Equivalence Theorem», en J. M. Buchanan; Ch. K. Rowley y R. D. Tollison (eds.) (1986), *Deficits*, Basil Blackwell, Nueva York, págs. 79-92.
- BUCHANAN, J. M. (1958), *Public principles of public debt*, Irving, Homewood, Illinois.
- (1976), «Barro on the Ricardian Equivalence Theorem», *Journal of Political Economy*, 84, págs. 337-342 (versión castellana en Otero, ed., 1982, págs. 715-733).
- y WAGNER, R. E. (1977), *Democracy in deficit. The political legacy of Lord Keynes*, Academic Press, Nueva York (versión castellana: *Deficit del sector público y democracia*, Rialp, Madrid, 1983).
- y ROBACK, J. (1987), «The incidence and effects of public debt in the absence of fiscal illusion», *Public Finance Quarterly*, 15, págs. 5-25.
- BUIER, W. H., y TOBIN, J. (1979), «Debt neutrality: A brief review of doctrine and evidence», en G. M. von Furstenberg (ed.) (1979), *Social security versus private saving*, Ballinger, Cambridge, Massachusetts, págs. 39-63.
- (1980), «Fiscal and monetary policies, capital formation and economic activity», en G. M. von Furstenberg (ed.) (1980), *The government and capital formation*, Ballinger, Cambridge, Massachusetts.
- CARLSON, K. M. (1978), «Does the St. Louis equation now believe in fiscal policy?», *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, febrero, págs. 13-19.
- y SPENCER, R. W. (1975), «Crowding out and its critics» *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, diciembre, págs. 4-5.
- CARMICHAEL, J. (1982), «On Barro's Theorem of Debt Neutrality: The irrelevance of net wealth», *American Economic Review*, 72, págs. 202-213.
- CAVACO, A. (1977), *Economic effects of public debt*, Martin Robertson, Londres.
- (1986), *Public finance and public debt*, Proceedings of the 40th Congress of the International Institute of Public Finance, Wayne State University Press, Detroit, Michigan, págs. 69-80.
- CHAN, L. K. C. (1983), «Uncertainty and the neutrality of government financing policy», *Journal of Monetary Economics*, 11, págs. 351-372.
- CONGRESSIONAL BUDGET OFFICE (1984), «Deficits and interest rates: Empirical findings and selected bibliography», Appendix A, en *The Economic Outlook*, febrero, págs. 99-102.
- DAVIDSON, D. F.; HENDRY, F.; SRBA, F., y YEO, S. (1978), «Econometric modelling of the aggregate time series relationship between consumers expenditure and income in the UK», *Economic Journal*, 11, págs. 661-692.
- y MCKINNON, R. (1981), «Several tests for model specification in the presence of alternative hypothesis», *Econometrica*, 49, págs. 781-793.
- DAVIS, R. G., BOWEN, W.G., y KOPF, D. H. (1960), «The public debt: A burden on future generations?», *American Economic Review*, 50, págs. 701-706.
- DE LEEUW, F., y HOLLOWAY, T. M. (1983), «The measurement and significance of the cyclically adjusted federal budget deficit and debt», *Journal of Money, Credit and Banking*, mayo, págs. 232-242.
- DEATON, A. (1978), «Involuntary savings through unanticipated inflation», *American Economic Review*, 68, págs. 899-910.
- DIAMOND, P. A. (1965), «National debt in a neoclassical growth model», *American Economic Review*, 55, págs. 1126-1150.
- DOLADO, J.J.; MALO DE MOLINA, J. L., y ZABALZA, A. (1986), «El desempleo en el sector industrial», PAPELES DE ECONOMIA ESPAÑOLA, 26, págs. 158-179.
- DRAZEN, A. (1978), «Government debt, human capital and bequests in a life-cycle model», *Journal of Political Economy*, 86, págs. 505-516.
- EISNER, R., y PIEPER, P. J. (1984), «A new view of the federal budget deficit», *American Economic Review*, 74, págs. 11-29.
- EVANS, P. (1985), «Do large deficits produce high interest rates?», *American Economic Review*, 75, págs. 68-87.
- FELDSTEIN, N. (1976), «Perceived wealth in bonds and social security: A comment», *Journal of Political Economy*, 84, págs. 331-336 (versión castellana en Otero, ed., 1982, págs. 703-709).
- (1982), «Government deficits and aggregate demand», *Journal of Monetary Economics*, 9, págs. 1-20.
- y ECKSTEIN, O. (1970), «The fundamental determinants of the rate of interest», *Review of Economics and Statistics*, 52, págs. 363-375.
- FRIEDMAN, B. M. (1978), «Crowding out or crowding in? The economic consequences of financing government deficits», *Brookings Papers*

- on *Economic Activity*, 3, págs. 593-641 (versión castellana en Otero, ed., 1982, págs. 759-819).
- FRIEDMAN, M. (1972), «Comment on the critics», *Journal of Political Economy*, 80, n.º 5.
- GALE, D. (1983), *Money in disequilibrium*, Cambridge University Press, Nisbet, Londres.
- GIROLA, J. A. (1984), «Federal deficits and interest rates», presentado a la Reunión Anual de la Society of Government Economists, Washington DC, marzo, mimeo.
- HAFFER, R. W., y HEIN, S. E. (1984), «Financial innovations and the interest elasticity of money demand: Some historical evidence», *Journal of Money, Credit and Banking*, 12, págs. 247-252.
- HENDRY, D. F., y UNGERN-STERBERG, T. von (1980), «Liquidity and inflation effects on consumers' expenditure», en A. Deaton (ed.), *Essays in the theory and measurement of consumers' behavior*, Cambridge University Press.
- HILLIER, B. (1987), «The burden of the national debt», Working Paper, University of York, Heslington, mimeo.
- HOELSCHER, G. P. (1983), «Federal borrowing and the short-term interest rates», *Southern Economic Journal*, 50, págs. 319-333.
- HOLLY, A., y SARGAN, J. D. (1982), «Testing for exogeneity within a limited information framework», *Cahier*, 8204, Université de Lausanne.
- KESSLER, D., PERELMEN, S., y PESTIEAU, P. (1986), «Public debt, tax, and consumption: A test on OECD countries», *Public Finance*, XXXXI, págs. 63-70.
- KOCHIN, L. A. (1974), «Are future taxes anticipated by consumers?», *Journal of Money, Credit and Banking*, 6, págs. 385-394.
- KORMENDI, R. C. (1983), «Government debt, government spending, and private sector behavior», *American Economic Review*, 73, 994-1010.
- KOSKELA, E., y VIREN, M. (1983), «National debt neutrality: Some international evidence», *Kyklos*, 36, págs. 575-588.
- LEIDERMAN, L., y BLEJER, M. I. (1987), «Modelling and testing Ricardian equivalence: A survey», *IMF Working Paper*, WP/87/35, abril, mimeo, 35 páginas.
- LEIMER, D. R., y LESNOY, S. D. (1982), «Social security and private saving: New time series evidence», *Journal of Political Economy*, 90, págs. 606-629.
- LERNER, A. P. (1948), «The burden of the national debt», en L. A. Metzler y otros (eds.), *Income, employment, and public policy: Essays in honor of Alvin Hansen*, Norton, Nueva York.
- MAULEON, I. (1987), «Determinantes y perspectivas de los tipos de interés», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 32, págs. 79-92.
- y PÉREZ, J. (1984), «Interest rate determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain», *Documento de Trabajo*, 8420, Servicio de Estudios, Banco de España.
- MODIGLIANI, F. (1961), «Long-run implications of alternative fiscal policies and the burden of the national debt», *Economic Journal*, 71, págs. 730-755.
- (1984), «The economics of public deficits», Proceedings of the Conference on Economic Policy in Theory and Practice, Israel, mayo, mimeo.
- y JAPPELLI, T. (1987), «Fiscal policy and saving in Italy since 1860», en M. J. Boskin; J. S. Flemming, y S. Gorini (eds.), *Private savings and public debt*, Basil Blackwell, Oxford, págs. 126-170.
- y STERLING, A. (1985), «Government debt, government spending, and private sector behavior: A comment», *American Economic Review*, 75.
- MUNDELL, R. (1971), «Money, debt, and the interest rate», en R. Mundell (ed.), *Monetary theory*, Goodyear, California.
- OKUN, A. M. (1971), «Rules and roles for fiscal and monetary policy», en J. J. Diamond (ed.), *Issues in fiscal and monetary policy: The eclectic economist views the controversy*, De Paul University.
- OTERO, J. M. (ed.) (1982), *La deuda pública*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- PHELPS, E. S., y SHELL, K. (1969), «Public debt, taxation and capital intensiveness», *Journal of Economic Theory*, 1, págs. 330-346.
- PLOSSER, C. I. (1982), «Government financing decisions and asset returns», *Journal of Monetary Economics*, 9, págs. 325-352.
- POTERBA, J. M., y SUMMERS, L. H. (1986), «Finite lifetimes and the crowding out effects of government deficits», *Working Paper*, 1955, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts, junio.
- PRICE, R. W. R., y CHOURAQUI, J. C. (1983), «Public sector deficits: Problems and policy implications», *OECD Occasional Studies*, junio, págs. 13-44.
- RANKIN, N. (1984), «Debt neutrality in disequilibrium», mimeo.
- RICARDO, D. (1871), «On the principles of political economy and taxation», en J. R. McCulloch (ed.), *The works of David Ricardo*, Murray, Londres.
- SAMUELSON, P. A. (1958), *Economics: An introductory analysis*, McGraw Hill, Nueva York.
- SARANTIS, N. (1985), «Fiscal policies and consumer behaviour in Western Europe», *Kyklos*, 38.
- SAUNDERS, P., y KLAU, F. (1985), «The role of the public sector», *OECD Economic Studies*, 4, primavera, Paris.
- SEATER, J. J. (1982), «Are future taxes discounted?», *Journal of Money, Credit and Banking*, 14, págs. 376-389.
- y MARIANO, R. (1985), «New tests of the life cycle and discounting hypothesis», *Journal of Money, Credit and Banking*, 17, págs. 195-215.
- TANNER, J. E. (1979), «An empirical investigation of tax discounting», *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, págs. 214-218.
- THOMPSON, E. A. (1967), «Debt instruments in macroeconomic and capital theory», *American Economic Review*, 67, págs. 1196-1210.
- TOBIN, J. (1952), «Asset holdings and spending decisions», *American Economic Review*, 42, págs. 109-123.
- (1980), *Asset accumulation and economic activity*, University of Chicago Press, Chicago, Illinois.
- VICKREY, W. (1961), «The burden of the public debt: Comment», *American Economic Review*, 51, págs. 132-137.
- VINALS, J. (1985), «El déficit público y sus efectos macroeconómicos: Algunas reconsideraciones», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 23, págs. 36-54.
- YAWITZ, J. B., y MEYER, L. H. (1976), «An empirical test of the extent of tax discounting», *Journal of Money, Credit and Banking*, 8, págs. 247-254.
- ZELLNER, A. (1984), «Posterior odd ratios for regression hypothesis: General considerations and some specific results», en A. Zellner (ed.), *Basic issues in econometrics*, University of Chicago Press.

ANEXO
SERIES ESTADISTICAS UTILIZADAS

Años	C _t	Y _t	T _t	TR _t	G _t	P _t	N _t
1955	303.5	351.0	73.0	29.1	41.9	100.0	29.054
1956	340.2	399.5	82.7	34.7	50.6	105.9	29.299
1957	385.5	456.4	104.2	44.8	57.2	117.3	29.547
1958	445.9	518.5	117.0	50.7	60.6	133.3	29.797
1959	481.9	541.4	123.1	53.3	64.5	143.2	30.048
1960	468.3	552.9	140.7	61.1	70.3	145.5	30.301
1961	529.8	627.1	163.9	65.2	89.6	148.4	30.592
1962	611.1	730.3	172.1	71.3	88.1	156.8	30.905
1963	715.4	856.8	206.5	90.5	109.3	170.5	31.223
1964	786.8	952.8	237.4	105.4	127.6	182.4	31.549
1965	927.3	1121.5	283.0	131.6	151.2	206.5	31.875
1966	1075.9	1288.0	328.3	141.5	183.3	219.3	32.206
1967	1196.7	1416.2	383.2	174.6	218.9	233.5	32.542
1968	1308.9	1572.8	450.8	211.4	232.4	244.9	32.881
1969	1447.6	1749.2	524.9	242.0	270.0	250.5	33.224
1970	1600.5	1963.5	599.0	273.5	308.1	264.7	33.582
1971	1811.2	2257.8	681.8	331.9	366.3	286.5	33.949
1972	2117.6	2651.9	820.9	396.3	415.6	310.3	34.336
1973	2509.3	3214.8	1017.3	476.4	494.1	345.8	34.692
1974	3251.1	3899.6	1207.1	580.2	617.6	400.0	35.031
1975	3806.8	4589.1	1517.4	743.7	771.1	467.9	35.401
1976	4725.2	5580.7	1886.3	959.7	948.6	550.2	35.824
1977	5856.3	6846.5	2499.2	1302.4	1253.3	684.1	36.140
1978	7163.2	8359.6	3137.1	1810.1	1523.7	819.2	36.534
1979	8560.5	9875.7	3836.7	2256.1	1798.3	947.8	36.902
1980	10080.4	11334.3	4630.9	2824.4	2205.3	1095.1	37.312
1981	11457.9	12929.3	5440.6	3497.8	2607.4	1255.0	37.696
1982	13143.3	14931.3	6307.4	4213.4	3194.0	1435.7	37.978
1983	14808.1	16715.5	7680.3	5048.8	3698.6	1609.4	38.260
1984	16313.2	18326.4	8760.4	5968.2	4170.3	1791.3	38.528
1985	17985.3	20305.1	10003.5	6942.4	4794.0	1948.9	38.778
1986	20311.5	23031.3	11546.4	7831.4	5364.1	2120.4	39.030

Datos en miles de millones de pesetas corrientes.

Significado de las variables:

C_t: Consumo de las familias.

Y_t: Renta disponible de las familias antes de impuestos y de transferencias.

T_t: Valor total de los ingresos públicos.

TR_t: Valor total de las transferencias. Estas transferencias incluyen las corrientes y de capital, el pago de intereses efectivos y las subvenciones.

G_t: Gasto público, que engloba el consumo público en bienes y servicios y la formación bruta de capital.

P_t: Deflactor del consumo.

N_t: Población española (millones).

El déficit de las Administraciones Públicas se obtiene a través de la diferencia: $G_t - T_t + TR_t$.

La Renta disponible de las familias se obtiene por la diferencia $Y_t - T_t + TR_t$.

Años	Tasa de Ahorro de de las familias	Déficit público con relación al PIB (%)
1955	13.6	-0.5
1956	14.9	0.5
1957	15.5	-0.4
1958	14.0	-0.9
1959	11.0	-0.9
1960	15.3	-1.3
1961	15.5	-1.1
1962	16.3	-1.4
1963	16.5	-0.6
1964	17.4	-0.4
1965	17.3	0.0
1966	16.5	-0.2
1967	15.5	-0.7
1968	16.8	-0.3
1969	17.2	-0.6
1970	18.5	-0.7
1971	19.8	0.6
1972	20.1	-0.3
1973	21.9	-1.1
1974	16.6	-0.2
1975	17.0	0.0
1976	15.3	0.3
1977	14.5	0.6
1978	14.3	1.8
1979	13.3	1.7
1980	11.1	2.6
1981	11.4	3.9
1982	12.0	5.6
1983	11.4	4.8
1984	11.0	5.5
1985	11.4	6.2
1986	11.8	5.1

Nota: Estas series han sido elaboradas por Julio Alcaide atendiendo a la Contabilidad Nacional de España y al informe Económico del Banco de Bilbao. Se han efectuado los correspondientes enlaces para preservar la homogeneidad de los datos.