

Evidencia para la economía española de la hipótesis Ricardiana en un modelo estocástico intertemporal

Antoni Matas Mir
Javier Rey-Maqueira Palmer

Universidad de las Islas Baleares
Departamento de Economía y Empresa
Edificio Mateu Orfila-Campus UIB
Ctra. de Valldemossa Km. 7,5. 07071 Palma de Mallorca
Tel.: 971 17 33 09/ 17 29 05 - Fax: 971 17 34 26

RESUMEN

El estudio empírico que hemos realizado se basa en un modelo de optimización intertemporal análogo al de Aschauer (1985). Los resultados obtenidos rechazan claramente la hipótesis ricardiana/expectativas racionales. Los valores retardados de consumo público y déficit ayudan a explicar significativamente las variaciones del consumo privado, al margen de sus posibles relaciones con las predicciones del consumo público. Los resultados son robustos a distintas hipótesis acerca del orden de integrabilidad y existencia de relaciones de cointegración entre las variables implicadas. Por otro lado, hay evidencia de complementariedad más que de sustituibilidad entre consumo público y privado

ABSTRACT

The empirical study presented is based on an intertemporal optimisation model based in that of Aschauer (1985). The results obtained clearly reject the joint hypothesis Ricardian Equivalence/rational expectations. The lagged values of public consumption and public deficit help to explain significantly the private consumption's variations,

even if we leave aside the possible relationships of those lagged values with the public consumption's predictions. The results are robust to different hypotheses concerning the order of integration and existence of cointegrating relationships among the variables. On the other hand, there is evidence of complementarity rather than substitutability between public and private consumption.

EVIDENCIA PARA LA ECONOMÍA ESPAÑOLA DE LA HIPÓTESIS RICARDIANA EN UN MODELO ESTOCÁSTICO INTERTEMPORAL

¿Son los déficit públicos un instrumento eficaz para estabilizar las fluctuaciones económicas? ¿Producen los déficit públicos efectos negativos sobre la inversión, la inflación o el déficit exterior? Estas preguntas dibujan el escenario en el que la controversia sobre la utilidad de la política fiscal como instrumento estabilizador se había planteado. Sin embargo, este debate entre los defensores de la instrumentación activa de la política fiscal y los que consideran que los déficit presupuestarios son uno de los más perniciosos legados de la tradición keynesiana, ha cambiado de escenario. La llamada hipótesis ricardiana ha intentado modificar las reglas del juego: el problema no es si los déficit ayudan o perjudican a la estabilización económica, sino, simplemente, si son capaces de afectar a las variables reales. En este nuevo escenario en el que se desenvuelven los nuevos clásicos, quedan también apartados quienes han desarrollado todo un armazón teórico-empírico argumentando que la deuda supone una carga para las futuras generaciones. Arrinconados, unos y otros se han visto obligados a aceptar el reto, lanzado por Barro, que ha supuesto este nuevo marco de debate, marginando así, lo que hasta ese momento había constituido el núcleo de la controversia tradicional. Todo ello comporta implicaciones radicalmente divergentes para la política fiscal y sus distintas formas de financiación. Vamos a encuadrar la equivalencia ricardiana dentro de ésta vieja polémica.

Los déficit presupuestarios han sido contemplados, desde la óptica keynesiana, como beneficiosos socialmente porque, al ayudar a estabilizar las fluctuaciones económicas, disminuyen los costes asociados a las pérdidas de producción resultantes de los ciclos económicos. Esto debería permitir niveles de crecimiento de la renta potencialmente mayores. ¿Qué razones explican este proceso? La economía de mercado es inherentemente inestable, y, por tanto, incapaz de mantener la demanda agregada en niveles próximos al pleno empleo. El déficit se convierte, en este contexto, en un instrumento eficaz para solucionar estas deficiencias al evitar los desajustes que se producen entre el ahorro y la inversión privada que no se ajusta rápidamente a las variaciones en

los tipos de interés. Además, el déficit, al ser un instrumento beneficioso para la estabilización, mejora las expectativas de crecimiento, reduce la incertidumbre y, como consecuencia, incrementa la inversión.

¿En qué cuestiones se han centrado las críticas a esta concepción keynesiana? Primera, en el análisis de la pendiente de la oferta agregada por su relación con la eficacia de la política fiscal; segunda, en la capacidad de los déficit para modificar la demanda agregada y suavizar las perturbaciones.

La primera ha suscitado debates en torno a las posibles justificaciones teóricas que pudiesen explicar las rigideces en precios y salarios, al ser precisamente éstas las que determinan curvas de oferta agregada con pendiente positiva. La curva de Phillips expresa la versión dinámica de este problema al establecer una relación entre inflación y desempleo. A partir de este punto, el debate se ha centrado en las críticas a la curva de Phillips, tanto por parte de la hipótesis de la tasa natural, como por parte de las expectativas racionales. La primera, acepta la posibilidad de que la curva de Phillips tenga pendiente negativa en el corto plazo, aunque no en el largo plazo, donde es vertical. En este caso, las políticas económicas podrían influir en la actividad económica en el corto plazo, mientras que en el largo plazo afectarían únicamente a precios. De consecuencias mucho más radicales, las expectativas racionales, en la versión de los Nuevos Clásicos, niegan la capacidad de las políticas de demanda, previstas por los agentes económicos, para influir en la producción, incluso en el corto plazo.

La segunda cuestión que versa sobre la eficacia del déficit público como instrumento para desplazar la demanda agregada se ha concentrado en los efectos expulsión. Un incremento del déficit público supone una mayor demanda de crédito, lo que, para una misma oferta, debe conducir a una elevación del precio del crédito, es decir, los tipos de interés. Dada la sensibilidad de los componentes del gasto, especialmente la inversión, a los tipos de interés, la elevación de éstos supone una disminución de la inversión que acaba traducándose en una disminución en el stock de capital y, por tanto, en la capacidad de crecimiento. Si extendemos el análisis a economía abiertas, la expulsión de la demanda se produce, además, por otras vías, como por ejemplo en el incremento en el déficit exterior que resulta de la apreciación del tipo de cambio asociada a la elevación de los tipos de interés.

El problema de los retardos y los temas planteados por la teoría de la elección pública se han añadido a lo que ha sido el escenario natural de esta polémica sobre la efectividad de la política fiscal y, en concreto, de los déficit públicos para estabilizar la economía. ¿Dónde se sitúa la equivalencia ricardiana? Es precisamente en relación a la capacidad de los déficit para modificar la demanda agregada donde irrumpe la hipótesis ricardiana al negar, tanto los efectos positivos, resaltados por los keynesianos, como los

negativos, enfatizados por los neoclásicos. El debate anterior es estéril, los déficit públicos no son ni buenos ni malos, simplemente, no sirven para nada.

Vinculada a los modelos de equilibrio de los nuevos clásicos, la equivalencia ricardiana se asienta sobre dos supuestos fundamentales y estrechamente relacionados: primero, los agentes económicos, racionales, se guían por conductas optimizadoras; segundo, los mercados se vacían continuamente, de tal forma que no se contemplan situaciones con desempleo involuntario. La equivalencia ricardiana supone la concreción del análisis económico realizado por las expectativas racionales a las distintas alternativas de financiación del gasto público. Los individuos, que reconocen las cargas tributarias asociadas al déficit público, incrementan sus ahorros justo en la misma cuantía en la que se incrementa la deuda, de tal forma que su consumo y, por tanto, *ceteris paribus*, la demanda agregada, permanecen inalterados. Así pues, los déficit no son un instrumento eficaz para estabilizar la economía pero, por otro lado, tampoco producen efectos negativos sobre la inversión, la inflación o el déficit exterior.

1. EL DEBATE SOBRE EL IRREALISMO DE LOS SUPUESTOS

El conjunto de supuestos teóricos que sustenta la equivalencia ricardiana han sido considerados, en general, como muy restrictivos y han dado lugar a un extenso debate sobre la plausibilidad de la hipótesis de Barro como un nuevo marco de discusión de las diferentes alternativas de financiación de la política fiscal. A continuación vamos a esbozar cuales han sido las líneas generales de esta controversia sobre la falta de realismo de los supuestos.

El altruismo intergeneracional permite a Barro establecer una ligazón entre las generaciones actuales y futuras. Este supuesto es necesario para evitar la posibilidad de que los individuos traspasen las cargas tributarias asociadas al déficit a las siguientes generaciones. En este sentido, el paradigma ricardiano requiere que la mayoría de individuos hagan o reciban transferencias intencionadas y que además las transferencias estén motivadas por altruismo (Barro, 1974, 1989). En este punto las discusiones se han centrado en cuestiones tales como las transferencias accidentales (Brunei, 1986; Modigliani, 1986; Hurb, 1987; Kotlikoff, 1989, Bernheim, 1989), el efecto Yaari-Blanchard (Yaari, 1965; Blanchard, 1985; Haque y Montiel, 1987, 1989; Haque *et al.*, 1990), los legados no altruistas –el altruismo impuro (Andreoni, 1989), los legados estratégicos o el egoísmo intergeneracional (Bernheim *et al.*, 1985)–, y los problemas de las «soluciones esquina» (Brunner, 1986; Bernheim, 1988) y de los «bienes de mérito» (Dotsey, 1985) que conducen a resultados no ricardianos.

Otro de los supuestos claves de la equivalencia ricardiana es que los impuestos son de suma fija. Las modificaciones en la estructura temporal de los impuestos deben afectar a la conducta del sector privado a través de los incentivos, redistribuciones, cambios en los precios relativos y otros efectos (Aschauer y Greenwood, 1985; Viñals, 1985; Tobin, 1986; Sebastian et al., 1987; Leiderman y Blejer, 1987; Barro, 1989b; Sargent, 1989; Frenkel y Razin, 1992). Los resultados de todos estos efectos no son, en general, ricardianos aunque tampoco necesariamente responden a la visión convencional de los déficit públicos.

El caso ricardiano plantea una reasignación intertemporal de los impuestos, de tal forma que se supongan, menos impuestos ahora y más impuestos en el futuro. Esto debe producir una disminución en la incertidumbre de rentas netas futuras y como consecuencia una reducción en la demanda de ahorro por motivo precaución y, por tanto, un incremento del consumo (Dotsey, 1985; Barsky et al., 1986; Brunner, 1986; Barro, 1987).

En el caso de la incertidumbre no sobre rentas sino sobre los impuestos futuros los resultados dependerán de si los individuos perciben que el valor actual de las cargas impositivas se reduce como consecuencia de la incertidumbre sobre las mismas, o de si, por el contrario, la incertidumbre incrementa la percepción del valor presente asociado a las futuras deudas para aquellos individuos que son adversos al riesgo (Cavaco Silva, 1982; Chan, 1983; Dotsey, 1985; Leiderman y Blejer, 1987; Corona, 1987; Contreras, 1990).

Las restricciones de liquidez y el diferencial en los tipos de interés se señalan como algunas de las principales líneas de crítica a la hipótesis ricardiana. Cuando se consideran restricciones de liquidez, la financiación a través de deuda tiene resultados expansivos al permitir obtener a los individuos financiación para sus incrementos de consumo deseados (King, 1983; Hayashi, 1985; Hubbard y Judd, 1986; Brunner, 1986). En la misma dirección, los resultados que se obtienen a partir del diferencial de tipos de interés en los mercados de capitales son antiricardianos, dado que, la transferencia del Gobierno permite a los individuos financiar su consumo a unos costes que si están dispuestos a asumir (Yosutzuca, 1987; Barro, 1989, 1989b). Estas implicaciones que se derivan de los mercados de capitales imperfectos podrían, en determinados casos, conducir a efectos crowding-in más que crowding-out.

Por último, el supuesto de racionalidad implícito en la equivalencia ricardiana, que requiere que los individuos modifiquen sus pautas de ahorro a partir de su información sobre los cambios en las formas de financiación de un gasto, es absolutamente irrealista. Dado que el supuesto de que los individuos reconocen las cargas tributarias asociadas al déficit no parece ser una buena representación de la realidad, el cumplimiento de la

equivalencia ricardiana requeriría otros mecanismos que justificasen un enfoque instrumentalista del problema. Nos referimos a mecanismos que, en algunos casos, podrían justificar la instrumentación de supuestos irrealistas, como sería el caso de que fuese suficiente que algunos individuos conociesen las variables relevantes, o que por diversos estímulos (competencia) se produjese una tendencia hacia determinados equilibrios. Sin embargo, en un análisis teórico del supuesto de racionalidad, no parece justificarse, en el caso de la hipótesis ricardiana, la existencia de estos mecanismos (Gruen, 1991; Rey-Maqueira, 1996). A pesar de ello el debate teórico surgido a partir del trabajo de Barro no ha concedido excesiva importancia a los supuestos que subyacen en la formación de expectativas de los individuos.

2. EVIDENCIA EMPÍRICA

Una visión instrumentalista del problema conduce a analizar si a pesar de la falta de realismo de los supuestos la equivalencia ricardiana es una buena aproximación a la realidad. Desde esta perspectiva el debate se ha reconducido del campo teórico al análisis empírico. En general, los estudios de contrastación de la hipótesis ricardiana han tenido dos enfoques diferentes: por un lado, se han realizado estudios que han pretendido contrastar de forma indirecta la evidencia del trabajo de Barro a partir del análisis de los supuestos que se derivan del mismo; por otro lado, se ha tratado de contrastar directamente las implicaciones que se deducen de la hipótesis de neutralidad.

Dentro de estas contrastaciones indirectas destacan las siguientes líneas de investigación: la posible relevancia de la equivalencia en presencia de incertidumbres que pueden afectar a los supuestos de comportamiento explícitos en el modelo (Chan, 1983; Dotsey, 1985; Brunner, 1986; Barsky *et al.*, 1986; Feldstein, 1988; Skinner, 1988); el análisis de si los individuos modifican o no su comportamiento ante los cambios de política económica anunciados, o únicamente ante los realmente sucedidos (Feldstein, 1982; Kotlikoff *et al.*, 1988; Poterba, 1988); la magnitud de los legados (Kotlikoff *et al.*, 1981; Modigliani, 1988); el comportamiento diferencial entre familias con y sin hijos (Summers, 1982; Hurd, 1986); los análisis sobre la existencia de posibles restricciones de liquidez (Pogue y Stonz, 1977; Drazen, 1978; Hubbard y Blanchard, 1985; Hayashi, 1985; Seater y Mariano, 1985; Judd, 1986; Haque y Montiel, 1987); los impuestos distorsionadores (Burbidge, 1983; Aschauer y Greenwood, 1985; Abel, 1986; Judd, 1987) y el supuesto de racionalidad (Gruen, 1991; Rey-Maqueira, 1995).

La mayoría de los estudios basados en análisis directos utilizan datos de series temporales para hacer regresiones del consumo privado sobre los déficit públicos y

otras variables relevantes. Las contrastaciones realizadas ha producido resultados mixtos. Dentro de los trabajos que dan apoyo a la hipótesis ricardiana destacan: Kochin(1974), que a partir de una función de consumo basada en la hipótesis de la renta permanente obtiene resultados que apoyan una versión débil del supuesto de que los agentes descuentan las cargas impositivas futuras; Seater(1982) que presenta una nueva hipótesis de conducta agregada, basada en la hipótesis de la renta permanente y la eficiencia de los mercados, que requiere menos sofisticación e información -por parte del agente económico medio- que la hipótesis ricardiana, llegando a la conclusión de que en el agregado, y bajo supuestos más sencillos, la economía se comporta como se describe en el mundo ricardiano; Kormendi (1983), quien a partir de una función de consumo que excluye las compras de bienes duraderos confirma el descuento impositivo obteniendo, además, un coeficiente negativo para la deuda que es interpretado en clave del riesgo asumido por el sector privado, como consecuencia de la incertidumbre de los poseedores de deuda por la posible inflación y Caroll y Summers(1987) que en un análisis comparativo entre las tasas de ahorro privadas de Canadá y EE.UU. concluyen que la mayor tasa de ahorro de Canadá viene explicada por el mayor nivel de déficit público frente a EE.UU.

Por otro lado, hay numerosos estudios basados en funciones de consumo tradicionales que apoyan los resultados convencionales sobre los efectos de los déficit públicos. Yawitz y Meyer (1976), especifican un modelo a partir de la teoría del ciclo vital con sólo tres variables independientes, renta disponible, riqueza de las familias menos deuda del gobierno y deuda pública que ofrece coeficientes positivos y significativos para las tres variables, invalidándose así el supuesto del descuento impositivo. Feldstein(1982), analiza un modelo que incorpora cinco implicaciones de la hipótesis ricardiana que pueden ser contrastadas directamente a partir de datos agregados sobre el consumo de las familias. En una función de consumo que incorpora la riqueza de la seguridad social, la hipótesis ricardiana viene caracterizada por el valor nulo de los coeficientes de la seguridad social, impuestos y transferencias y por un mismo valor, aunque de signo contrario, de los coeficientes de deuda y riqueza. La última de sus implicaciones hace referencia a la llamada versión fuerte del modelo ricardiano, que asigna un valor de $b = -1$ al coeficiente del gasto público. La hipótesis ricardiana falla en cuatro de los cinco tests establecidos. El coeficiente del gasto es muy pequeño y no significativo; el coeficiente de los impuestos avala la hipótesis convencional frente a las estimaciones realizadas sin aplicar variables instrumentales; el coeficiente de la deuda es muy pequeño y no da soporte a la hipótesis tradicional; las transferencias mantienen un coeficiente elevado como signo de su importancia en la efectividad de la política fiscal; finalmente, el coeficiente de la seguridad social es positivo, aunque de valor muy reducido. Su conclusión

es, por tanto, que cambios en los impuestos tienen sustanciales efectos sobre la demanda agregada. Koskela y Viren (1983) estiman una función de consumo en nueve países de la OCDE para el período 1964-1979, obteniendo resultados contrarios a la evidencia del «teorema de Modigliani-Miller para las finanzas públicas», que supone que la financiación deuda/impuestos es equivalente. Sarantis (1985) obtiene de su análisis empírico dos conclusiones: primera, las familias realizan los ajustes producidos por cambios en la política fiscal de forma gradual; segunda, los resultados empíricos del análisis de nueve países europeos rechazan de forma significativa que la política fiscal no ejerza efectos sustanciales sobre la demanda agregada. En una dirección diferente Reid (1985) trata de solucionar una de las lagunas de la mayor parte de estudios realizados sobre la equivalencia ricardiana, que es la de no distinguir de forma adecuada los flujos de renta transitorios de los permanentes. Bajo políticas fiscales contracíclicas, las series anuales de los déficit deben estar dominadas por el ciclo económico. Sus análisis empíricos realizados demuestran que se obtienen resultados sustancialmente diferentes cuando las estimaciones están basadas en datos sobre medias cíclicas en lugar de datos anuales. En un trabajo posterior, realizado a partir de un análisis cross-section sobre las distintas provincias de Canadá, Reid (1989), obtiene, en la misma línea que en su estudio anterior, dos conclusiones principales: el gasto público y privado son complementarios más que sustitutivos y las decisiones de financiación del gasto público afectan a la conducta del consumo/ahorro privado. Finalmente, algunos trabajos con resultados no ricardianos (Buitier y Tobin, 1979; Barth *et. al.* 1984-85; Modigliani y Sterling, 1986; Feldstein y Elmendorf, 1987 y Bernheim, 1987) han partido de la crítica a los análisis que apoyan el descuento de impuestos y que se ha centrado fundamentalmente en dos cuestiones: primero, se considera que, en general, los estudios que defienden la hipótesis ricardiana presentan distintos problemas de especificación; y segundo, critican en muchos casos tanto la configuración como la elección de los datos.

Frente a esta metodología que podríamos llamar convencional se ha desarrollado una forma alternativa de contrastar el posible descuento de impuestos basada en modelos estocásticos intertemporales. Esta línea de investigación, que es la que hemos utilizado en este trabajo, parte de una crítica a las funciones de consumo tradicionales por no estar basadas en el supuesto de optimización de los consumidores. Desde esta perspectiva, se afirmará, que sin una especificación de los supuestos de comportamiento, las estimaciones no pueden ser interpretadas en términos de relaciones estructurales del modelo, por muy buenos que sean los ajustes de las regresiones. En este contexto, algunos estudios recientes han tratado de contrastar la hipótesis de equivalencia partiendo del supuesto de que los agentes económicos son racionales y que, por tanto, se comportan de acuerdo a un esquema de optimización intertemporal. Entre estos trabajos desta-

can el de Aschauer (1985) que investiga los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado y la demanda agregada y cuyos resultados concluyen que el único aspecto relevante de la política fiscal es el nivel de gasto público, pero no la forma de financiación del mismo; el de Johnson (1986) cuyas contrastaciones sobre la economía canadiense rechazan la validez de la hipótesis ricardiana y el de Haug (1990) que ofrece resultados mixtos, aunque en general con apoyo al descuento de impuestos. Este enfoque ha servido, también, para contrastar algunas de las fuentes de desviación de la equivalencia ricardiana; en concreto, se han analizado en varios trabajos (Hayashi, 1982; Haque y Montiel, 1987; Leiderman y Razin, 1988) las restricciones de liquidez y el llamado efecto Yaari-Blanchard.

Otros enfoques han examinado los efectos de los déficit y la deuda sobre los tipos de interés (Feldstein y Eckstein, 1982; Plosser, 1982; Barth *et al.*, 1984-85; Evans, 1985; Hoelscher, 1986; Easterly y Schmidt-Hebbel, 1993); la relación entre déficit y demanda agregada (Eisner y Pieper, 1984; Barth *et al.*, 1984-85; Reid, 1985; Koray y Carter, 1988; Croushore *et al.*, 1990; Arora y Dua, 1993) y los efectos de los déficit público sobre el déficit exterior (Evans, 1986; Ahmed, 1987; Mcmillin y Koray, 1990; Enders y Lee, 1990).

La evidencia empírica sobre la validez de la equivalencia ricardiana como modelo explicativo del ahorro se centra, en el caso de España, fundamentalmente en dos trabajos (véase Contreras (1990) para contrastaciones directas e indirectas). El primero, realizado por Raymond y González-Páramo (1987), se fundamenta en una función de consumo que engloba, tal y como hacen Buiter y Tobin, los casos keynesiano y ricardiano, este último en su versión débil y fuerte. Los resultados del análisis son los siguientes: primero, la equivalencia ricardiana sólo es capaz de explicar la caída de la tasa de ahorro de las familias, asociada al incremento del déficit público cuando se introducen la variable precios, en el modelo; segundo, aún en el caso de que se incluya la variable precios los resultados son más favorables al modelo keynesiano por su mayor capacidad de ajuste, por su mayor capacidad predictiva y por su estabilidad estructural.

El segundo trabajo dedicado a la contrastación de la evidencia empírica es el de Marchante (1993). La primera parte de su análisis se centra en la contrastación de la relación entre consumo y transferencias. La estimación está basada en una función de consumo, adaptada de la estimada por Koskela y Viren, que incluye las variables renta disponible menos transferencias, transferencias y ahorro de las empresas. Los resultados establecen una propensión marginal al consumo a corto plazo de las transferencias mayor que de otros ingresos lo cual demuestra, en clara contradicción con la hipótesis ricardiana, el fuerte impacto de las transferencias sobre el consumo privado en el caso español. La segunda parte del trabajo desarrolla una especificación de la función de

consumo basada en los trabajos de Kormendi, Koskela y Viren en donde se verifican dos hipótesis alternativas: la hipótesis ricardiana, frente a la hipótesis convencional. El modelo explicita las variables renta nacional disponible, gasto público, impuestos netos de transferencias, ahorro de las empresas y riqueza privada de la que se excluye la deuda pública. En todas las especificaciones se rechaza la hipótesis ricardiana que presupone coeficientes nulos para los impuestos y el ahorro de las empresas. Además, el coeficiente del gasto público no es significativamente distinto de cero, y tanto el ahorro de las empresas como los impuestos ejercen efectos negativos significativos sobre el consumo, contradiciéndose también, desde esta perspectiva, la equivalencia y dándose apoyo a la hipótesis convencional.

3. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

Tal y como ya hemos reflejado, una forma alternativa de contrastar la validez de la hipótesis de Equivalencia Ricardiana, y que en cierta forma estaría más en consonancia con la metodología econométrica preferida por los nuevos clásicos, consiste en derivar las ecuaciones sobre las que se quiere contrastar la validez de la hipótesis directamente del problema de optimización que se supone resuelven (con éxito) los agentes individuales. De esta manera, los parámetros que se estiman son reveladores del verdadero esquema de comportamiento que subyace a los fenómenos agregados, y no están sujetos al problema de variabilidad de parámetros en función de las políticas aplicadas apuntado por Lucas (1976). Adicionalmente, ésta es una manera de incorporar explícitamente el supuesto de expectativas racionales de los agentes en las ecuaciones que contrastamos. El modelo en el que se basa nuestra investigación es el de Aschauer (1985), que analiza los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado, aunque incorporando al análisis algunas cuestiones discutidas en Karras (1994), que estudia el grado de sustituibilidad entre gasto público y consumo privado.

3.1 Contrastación del modelo de Aschauer para la economía española

En el modelo de Aschauer, el agente representativo, al que se le supone una función de utilidad cuadrática, maximiza el valor actual de los flujos de utilidad asociados al consumo en los períodos corriente y futuros. Sin embargo, el argumento de la función de utilidad no es el consumo privado, sino el llamado consumo efectivo (Bailey, 1971). El consumo efectivo viene definido por:

$$c_t^* = c_t + \theta g_t \quad [1]$$

donde c_t es consumo privado y g_t es consumo público. De esta manera, cada unidad de consumo público proporciona la misma utilidad que θ unidades de consumo privado. El parámetro q mide pues el grado de sustituibilidad entre consumo público y consumo privado. Aunque en general se considera que $\theta > 0$ dicho parámetro no necesita, sin embargo, estar restringido únicamente a valores positivos, dado que una adecuada especificación de la función de utilidad permite que valores negativos del mismo impliquen complementariedad entre consumo público y privado, de forma que un incremento del primero aumente la utilidad marginal de este último (Karras, 1994).

Resolviendo el problema de optimización intertemporal, la secuencia óptima de consumo (efectivo) debe satisfacer la ecuación de Euler:

$$E_{t-1} c_t^* = \alpha + \beta c_{t-1}^* \quad [2]$$

Substituyendo el consumo efectivo por sus componentes:

$$E_{t-1} c_t + \theta E_{t-1} g_t = \alpha + \beta c_{t-1} + \theta \beta g_{t-1} \quad [3]$$

Si suponemos expectativas racionales en los agentes, los errores de predicción asociados a las expectativas en $t-1$ deben estar incorrelacionados con cualquier información que los agentes posean en dicho periodo, de forma que si definimos:

$$c_t - E_{t-1} c_t = e_t \quad [4]$$

$$g_t - E_{t-1} g_t = v_t \quad [5]$$

entonces tanto e_t como v_t deben ser ruido blanco, de forma que las expectativas de los agentes y la verdadera secuencia de políticas fiscales futuras sólo difieren en un error incorrelacionado. Substituyendo [4] y [5] en [3] obtenemos:

$$c_t = \alpha + \beta c_{t-1} - \theta g_t + \theta \beta g_{t-1} + u_t \quad [6]$$

siendo

$$u_t = e_t + \theta v_t = c_t^* - E_{t-1} c_t^* \quad [7]$$

La ecuación [6] debe ser estimada por variables instrumentales, dado que el regresor g_t está correlacionado con u_t . Como quiera que u_t está incorrelacionado con las variables

fechadas en t-1 o con anterioridad, éstas pueden ser utilizadas como instrumentos. La estimación de dicha ecuación (sin imponer la restricción no lineal existente entre los coeficientes del consumo público y su retardo) se presenta en el Cuadro 1 a continuación. Las variables están expresadas en términos per cápita. Los instrumentos elegidos han sido los retardos del consumo privado, consumo público, déficit público e ingresos de las administraciones públicas así como una constante. El test de Sargan de validez de instrumentos no permite rechazar la hipótesis nula de que éstos no están correlacionados con el término de error. Los contrastes de autocorrelación y heterocedasticidad habituales no parecen contradecir la hipótesis de que los residuos son ruido blanco. La elevada intercorrelación muestral entre los regresores gasto público y su retardo es irrelevante a los efectos del sencillo contraste que proponemos a continuación para comprobar lo inadecuado del modelo de Aschauer para explicar la evolución del consumo privado en la economía española.

Si el comportamiento de los consumidores efectivamente respondiera al esquema presentado al principio de esta sección, uno debería esperar que los datos sostuvieran la restricción en los coeficientes del consumo público establecida en [6] implicada por dicho esquema. Siendo la ecuación no restringida

$$c_t = \alpha + \beta c_{t-1} + \gamma_1 g_t + \gamma_2 g_{t-1} + u_t \quad [8]$$

Cuadro 1 - Estimación de la ecuación de Euler derivada del esquema de optimización intertemporal de los consumidores

$\hat{c}_t = 18,769 + 0,899c_{t-1} + 4,774g_t - 4,743g_{t-1}$				
(2,26)	(15,05)	(5,52)	(-5,20)	
$\bar{R}^2 = 0,99 \quad LM(1) = 0,293[0,277] \quad LM(4) = 0,910[0,923]$				
$Test\ Sargan\ VI = 1,181[0,277]$				

Notas: \bar{R}^2 es el coeficiente de determinación corregido. LM(1) y LM(4) son los estadísticos del multiplicador de Lagrange para autocorrelación de primer y cuarto orden, respectivamente. Test Sargan VI recoge el estadístico de validez de instrumentos de Sargan. Junto al valor de los estadísticos aparece entre corchetes el p-valor asociado a los mismos.

se obtiene efectivamente la restricción no lineal $\gamma_2 = -\beta\gamma_1$. Sin embargo, el estadístico de Wald correspondiente al contraste de dicha restricción resulta en un valor de 5,76 para una chi-cuadrado con 1 G.L., por lo que la restricción puede ser holgadamente rechazada a los niveles de significación habituales (el nivel de confianza marginal para el rechazo es casi del 99%). Esto supone una fuerte evidencia en contra de este modelo de expectativas racionales, y, por tanto, la invalidación de la formulación de Aschauer para la economía española. Adicionalmente y en la línea de lo obtenido por Karras, nótese cómo el valor de θ así estimado sería negativo, apuntando hacia la complementariedad de consumo público y consumo privado.

3.1.1. Contrastación del modelo de Aschauer atendiendo a la posible no estacionariedad de las variables implicadas.

La estimación de la ecuación [6] en niveles presenta el problema de la potencial influencia de la falta de estacionariedad de las variables implicadas en los resultados obtenidos. Para confirmar la validez de los mismos es de interés la aplicación de la Teoría de la Cointegración al problema de estimación presentado. De hecho, existe importante evidencia de que el consumo público y el consumo privado son integrables de orden uno para el periodo muestral, evidencia que discutimos en el Apéndice de este trabajo. Aún siendo estas dos variables no estacionarias, es posible que exista una combinación lineal de las mismas que sí lo sea, es decir, cabe la posibilidad de que estén cointegradas. En tal caso, y teniendo en cuenta [6], ello implicaría la existencia del siguiente mecanismo de corrección del error:

$$\Delta c_t = -\theta \Delta g_t + (\beta - 1)(c_t - \delta + \theta g_t)_{t-1} + u_t \quad [9]$$

donde $\delta = \frac{\alpha}{1-\beta}$ siendo por tanto el vector de cointegración $(1, \theta)$. En este caso, aún cuando las variables utilizadas sean $I(1)$ el contraste presentado en la sección anterior sigue siendo válido ya que las variables compartirían una tendencia estocástica común y la media incondicional de ambas variables es distinta de cero (West, 1988).

Sin embargo, en el caso de que no exista cointegración entre consumo privado y público, el sencillo contraste presentado anteriormente no es aplicable por las razones que se exponen a continuación. Dado que $c_t^* = c_t + \theta g_t$, si no hay cointegración entonces c_t^* es $I(1)$. Dada la secuencia óptima de consumo efectivo representada por [2] esto sólo puede suceder en el modelo de Aschauer si $\beta=1$ y dicha secuencia queda reducida a

$$c_t^* = \alpha + c_{t-1}^* + u_t \quad [9]$$

En este modelo, por tanto, la no cointegración de consumo privado y consumo público implica la existencia de una raíz unitaria en el consumo efectivo, por lo que éste puede ser descrito como un paseo aleatorio con deriva. Ello se correspondería con la hipótesis de Hall trasladada al concepto de consumo efectivo. El problema en términos del contraste presentado en la sección anterior es que bajo $\beta=1$, la relación entre consumo privado y público queda reducida al corto plazo, con lo que [9] se reduce a

$$\Delta c_t = \alpha - \theta \Delta g_t + u_t \quad [10]$$

Lógicamente la estrategia de contrastación utilizada anteriormente no es válida ya que en términos de la ecuación sin restringir [8] la restricción ahora implicada es $\gamma_2 = -\gamma_1$, que se cumple trivialmente con tal de que las dos variables sean I(1) y no estén cointegradas.

TABLA 1
Contrastes de cointegración de consumo privado y público

	Regresión de cointegración	Test de cointegración ADF	Test de cointegración ADF(1)
VAR. DEP.	c	$\Delta \hat{u}_t$	$\Delta \hat{u}_t$
CTE.	134,713 (18,325)	---	---
c(-1)	---	---	---
g	2,525 (17,349)	---	---
\hat{u}_{t-1}	---	-0,107 (-1,689)	-0,096 (-1,994)
? \hat{u}_{t-1}	---	---	0,703 (5,172)
R^2	0,914	---	---
DW	0,116	0,588	2,014
LM(1)	22,85 [0,000]	14,85 [0,000]	0,02 [0,871]
LM(4)	---	---	1,65 [0,799]
Valor crítico del contraste de cointegración	---	-3,562	-3,570

Notas: Todas las ecuaciones estimadas por M.C.O. \hat{u}_t representa la serie de residuos de cointegración.

\bar{R}^2 es el coeficiente de determinación corregido. LM(1) y LM(4) son los estadísticos del multiplicador de Lagrange para autocorrelación de primer y cuarto orden, respectivamente. Junto al valor de los estadísticos aparece entre corchetes el p-valor asociado a los mismos.

La evidencia para la economía española sugiere, de hecho, que consumo privado y consumo público no están cointegradas según los contrastes presentados en la Tabla 1. Efectivamente, el reducido valor del estadístico Durbin-Watson en la regresión estática de consumo privado sobre consumo público ya nos permite anticipar la no cointegración de los mismos, si bien se presenta en dicha tabla el contraste formal de la hipótesis nula de no cointegración mediante los tests DF y ADF(1) para los residuos de dicha relación. Los estadísticos calculados, -1,69 para el contraste DF y -1,99 para el ADF(1) son muy superiores a los valores críticos de -3,56 y -3,57, respectivamente, por lo que no se puede rechazar la presencia de una raíz unitaria en la serie de los residuos y, por tanto, la no cointegración de consumo privado y consumo público. Ello invalidaría la inferencia presentada en la sección anterior y obligaría a replantear la estrategia de contrastación. No obstante, dada la limitada potencia de los contrastes de raíces unitarias en muestras finitas frente a alternativas estacionarias cercanas a la raíz unitaria, consideramos que los resultados de la sección anterior merecen de todas formas ser presentados.

La no cointegración entre consumo privado y público representa, como ya se ha visto, la no estacionariedad del consumo efectivo, que sería el equivalente a la formulación de Hall (1978) de la Hipótesis del Ciclo Vital/renta permanente, aunque en términos de consumo efectivo. Una forma de contrastar el modelo de Aschauer en este marco no estacionario es utilizar la estrategia propuesta por Stock y West (1988) para la contrastación de la hipótesis de la renta permanente en presencia de regresores integrados. En este trabajo los autores muestran como en un modelo de renta permanente el ahorro privado corriente es una variable estacionaria, lo que implica la cointegración de consumo privado y renta disponible. Este resultado permite utilizar los procedimientos de inferencia tradicional para contrastar la significación de los retardos de la renta disponible en una autorregresión del consumo privado como la propuesta por Hall (1978), al estar dicha variable cointegrada por hipótesis con el consumo privado. Análogamente, en el modelo de Aschauer uno puede contrastar la significación de retardos de la renta disponible en la ecuación [10]; si los retardos de la renta disponible pueden explicar la evolución del consumo privado, el modelo queda en entredicho ya que sus mismos fundamentos (hipótesis del ciclo vital) son contradecidos por la evidencia empírica. El Cuadro 2 presenta la estimación de la ecuación [10] en la que se añade la renta disponible retardada un periodo. Se estima dicha ecuación por variables instrumentales, ya que sigue existiendo por hipótesis correlación contemporánea entre el término de perturbación y el consumo público. Se concluye que la renta disponible retardada contribuye sustancialmente a la predicción de la evolución del consumo privado. Además de ser significativa incluso al niveles de significación inferiores al 0,1%, su eliminación de la ecuación reduce importantemente el ajuste de la ecuación (el coeficiente de determina-

ción ajustado se reduce de 0,47 a 0,27) y altera las propiedades estocásticas de sus residuos (resultando éstos altamente correlacionados al omitir dicho retardo), eliminando cualquier posibilidad de hacer una interpretación favorable a la HCV¹. Los instrumentos utilizados son los mismos que en la anterior ocasión, sin que el test de Sargan pueda rechazar la hipótesis de que son válidos. Los contrastes de autocorrelación LM(1) y LM(4) no impiden sostener que los residuos están incorrelacionados. Este resultado confirma que el rechazo de la hipótesis ricardiana no es debido a no haber considerado en el modelo la potencial no estacionariedad de las variables implicadas.

Cuadro 2 - Estimación de la significación de la renta disponible retardada en la ecuación de Euler derivada del esquema de optimización intertemporal de los consumidores sometida a la restricción de no cointegración entre consumo privado y público.

$$\hat{\Delta c}_t = 19,57 + 4,81\Delta g_t - 0,0866y_{t-1}^d$$

(3,95) (5,90) (-4,34)

$$\bar{R}^2 = 0,474 \quad LM(1) = 0,25[0,612] \quad LM(4) = 0,98[0,912]$$

$$\text{Test Sargan VI} = 0,84[0,656]$$

Notas: es el coeficiente de determinación corregido. LM(1) y LM(4) son los estadísticos del multiplicador de Lagrange para autocorrelación de primer y cuarto orden, respectivamente. Test Sargan VI recoge el estadístico de validez de instrumentos de Sargan. Junto al valor de los estadísticos aparece entre corchetes el p-valor asociado a los mismos.

¹ Hall (1978) obtiene resultados contrarios a la hipótesis nula de falta de significación de los retardos de algunas variables en la ecuación de Euler (concretamente de la variación de un índice bursátil), a pesar de lo cual afirma que la HCV no queda en entredicho dado que a pesar de ser estadísticamente significativos tienen poco valor predictivo sobre el consumo corriente. Este argumento no puede sostenerse en nuestros resultados empíricos.

3.2 Contraste para la economía española de la equivalencia ricardiana y el esquema de formación de expectativas de Aschauer

A pesar de que se puede considerar que hemos contrastado y rechazado la validez para la economía española del modelo de Aschauer, en realidad el trabajo empírico de este autor se basa en una formalización concreta de las expectativas de los agentes económicos sobre la evolución del gasto público, que le permite contrastar la hipótesis de equivalencia Ricardiana mediante un sistema de ecuaciones. En esta sección presentamos la estimación de dicho modelo para la economía española, lo que permitirá comprobar la robustez de los resultados obtenidos hasta ahora a una especificación más concreta de la formación de expectativas.

Debemos recordar que el problema que se le plantea a Aschauer viene explicado por el hecho de que en su estimación empírica se observa que los déficit retardados ayudan a explicar el consumo del período, y que esto supone una invalidación de la hipótesis de expectativas racionales-equivalencia ricardiana. Para solucionar este problema, Aschauer establece un modelo *ad-hoc* de formación de expectativas que trata de demostrar que los efectos de los déficit retardados sobre el consumo privado presente se explican por la propia formación de expectativas sobre el gasto público. Así, la secuencia sería de la siguiente forma, los déficit público transmiten señales sobre los futuros gastos públicos y son éstos, precisamente, los que inciden en el consumo privado. El modelo de expectativas se concreta con el siguiente esquema:

$$E_{t-1}g_t = \gamma + \varepsilon(L) g_{t-1} + \omega(L) d_{t-1} \quad [11]$$

donde d indica déficit de las administraciones públicas. Si sustituimos [11] y [4] en [3] obtenemos:

$$c_t = (\alpha - \theta\gamma) + \beta c_{t-1} + \theta[\beta - \varepsilon(L)] g_{t-1} - \theta \omega(L) d_{t-1} + e_t \quad [12]$$

donde e_t es un término aleatorio sin correlación serial e incorrelacionado con la información de la que disponen los agentes en $t-1$. Por otro lado, reescribiendo [11] en términos de variables observables se obtiene:

$$g_t = \gamma + \varepsilon(L) g_{t-1} + \omega(L) d_{t-1} + v_t \quad [13]$$

donde v_t tiene las mismas propiedades estocásticas que e_t . Si las hipótesis mantenidas acerca del comportamiento de los consumidores fueran ciertas, la estimación de un

sistema de ecuaciones formado por [12] y [13] debería confirmar la existencia de las restricciones implícitas en los parámetros de las mismas. Esto es, los valores pasados de consumo público y déficit sólo deberían contribuir a explicar el consumo privado a través del papel que juegan en la predicción del consumo público en el esquema de formación de expectativas de los agentes.

A continuación procedemos a estimar dicho sistema para la economía española. Una cuestión preliminar importante es la determinación del orden adecuado para los polinomios $\epsilon(L)$ y $\omega(L)$. Hemos optado por elegir orden tres al ser el menor para el que no se pueden rechazar las hipótesis nulas de no autocorrelación residual mediante el contraste h de Durbin para el sistema de ecuaciones implicado por [12] y [13] estimado libremente. Adicionalmente, un contraste de razón de verosimilitud entre una especificación de orden 2 para $\epsilon(L)$ y $\omega(L)$ frente a la especificación de orden 3 permite rechazar la hipótesis de que la primera es suficiente para la explicación de la dinámica del sistema. En el Cuadro 3 se presenta la estimación libre del sistema implicado por las ecuaciones [12] y [13] mientras que en el Cuadro 4 se presenta la correspondiente estimación restringida. La técnica de estimación es la de Regresiones Aparentemente no Relacionadas (SUR) para el sistema libre y su correspondiente versión no lineal (non-linear SUR) para el sistema sometido a las correspondientes restricciones. El contraste de la validez de las mismas se lleva a cabo mediante el cálculo de la razón de verosimilitud entre los modelos restringido y no restringido (1). Dicho estadístico puede calcularse como:

$$LR = T (\ln |W_r| - \ln |W_{nr}|)$$

donde W_r y W_{nr} son la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas del vector de perturbaciones aleatorias del sistema usando los estimadores restringido y no restringido, respectivamente. Dicho estadístico se distribuye asintóticamente según una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de restricciones. El número de restricciones existentes entre los parámetros de [12] y [13] es 7 en el caso de que $\epsilon(L)$ y $\omega(L)$ sean de orden 3. El estadístico resulta en un valor de 16,28 para una chi-cuadrado con 7 G.L., lo que permite rechazar la hipótesis nula de que las restricciones son válidas al nivel de significación del 5%. Es de destacar cómo la imposición de las restricciones empeora manifiestamente las propiedades estocásticas de los residuos en la ecuación de consumo, lo que debe ser interpretado como evidencia adicional de su invalidez. Debe notarse que la posible sobreparametrización de las ecuaciones presentadas (necesaria para garantizar la no autocorrelación del sistema libremente estimado) no compromete el resultado obtenido de rechazo del modelo de Aschauer. El efecto estadístico de dicha

reparametrización es en todo caso una disminución de la potencia del contraste que se propone, lo que al final no tiene efectos prácticos ya que el nivel de evidencia en contra del modelo es suficientemente importante como para que acabemos rechazando al 5% a pesar de la presunta sobreparametrización. Por tanto, el modelo de formación de expectativas considerado por Aschauer en su defensa de la hipótesis ricardiana no se ve soporado por la evidencia empírica en el caso de la economía española. Los valores retardados de consumo público y déficit ayudan a explicar significativamente las variaciones del consumo privado, al margen de sus posible papel en la formación de expectativas sobre la futura evolución del consumo público.

Cuadro 3 - Estimación SUR libre del sistema formado por las ecuaciones [12] y [13].

$$\hat{c}_t = 2823 + 0,912c_{t-1} + (1,465 + 0,65L - 2,37L^2 - 0,024L^3)g_{t-1} + (-0,076 + 0,24L - 0,283L^2 + 0,75L^3)d_{t-1}$$

(2,80) (10,62) (1,62) (0,46) (-1,867) (-0,021) (-0,24) (0,62) (-0,81) (2,82)

$$\bar{R}^2 = 0,988 \quad h = 1,40$$

$$\hat{g}_t = 1,084 + (1,152 + 0,44L - 0,75L^2 + 0,144L^3)g_{t-1} + (0,034 + 0,013L - 0,175L^2 + 0,199L^3)d_{t-1}$$

(1,203) (6,35) (1,57) (-2,92) (0,62) (0,60) (0,17) (-2,48) (3,73)

$$\bar{R}^2 = 0,997 \quad h = -1,08$$

Notas : t ratios entre paréntesis.

Cuadro 4 - Estimación SUR no lineal del sistema ecuación de Euler /esquema de formación de expectativas propuesto por Aschauer (1985).

$$\hat{c}_t = (3640 + 1,79L + 0,859) + 0,80Lc_{t-1} - 1,79L[0,80L - (1,006 + 0,48L - 0,63L^2 + 0,152L^3)]g_{t-1}$$

(3,57) (-6,87) (0,91) (12,25) (6,78) (2,07) (-2,96) (0,80)

$$+ 1,79(0,076 - 0,005L - 0,172L^2 + 0,15L^3)d_{t-1}$$

(1,55) (-0,08) (-2,97) (3,40)

$$\bar{R}^2 = 0,977 \quad h = 3,82$$

$$\hat{g}_t = 0,859 + (1,006 + 0,48L - 0,63L^2 + 0,152L^3)g_{t-1} + (0,076 - 0,005L - 0,172L^2 + 0,15L^3)d_{t-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0,997 \quad h = 2,05$$

Notas al cuadro 4: Los coeficientes para los cuales no aparecen los t-ratios están sometidos a restricción de igualdad respecto a los del mismo valor que aparezcan anteriormente. Los t-ratios se presentan sólo a efectos informativos pero no son válidos para realizar inferencia dada la elevada autocorrelación existente en ambas ecuaciones. Dicha autocorrelación debe ser interpretada como evidencia adicional de la invalidez de dichas restricciones.

3.2.1. Contrastación para la economía española de la equivalencia ricardiana y el esquema de formación de expectativas de Aschauer atendiendo a la posible no estacionariedad de las variables implicadas.

Los resultados obtenidos en la estimación del sistema de ecuaciones [12] y [13] en niveles también pueden verse afectados por el problema de la posible falta de estacionariedad de las variables implicadas. Dado que consumo privado, consumo público y déficit público pueden considerarse integradas de orden uno para el periodo mostral a tenor de los habituales contrastes de raíces unitarias, que se presentan en el Apéndice a este trabajo, el sistema de ecuaciones [12] y [13] propuesto por Aschauer tiene sentido en este marco en los siguientes casos :

Caso 1. El consumo efectivo es un proceso estacionario ($\beta < 1$). En este caso, el sistema formado por consumo privado, consumo público y déficit debe estar cointegrado siendo el rango de cointegración igual a dos ya que :

$$- g_t \text{ debe estar cointegrada con } d_t \text{ con vector de cointegración } \begin{pmatrix} 1, & -\frac{\omega(1)}{1-\varepsilon(1)} \end{pmatrix}$$

en virtud de la ecuación [13]

- g_t debe estar cointegrada con c_t , dado que la propia definición de consumo efectivo [2] implica cointegración de estas dos variables con vector $(1, \theta)$ en el caso de que dicho consumo efectivo sea un proceso estacionario.

Por tanto tendríamos un sistema con tres variables y dos vectores de cointegración linealmente independientes² lo que implica que las variables comparten una sola tendencia estocástica común. En este caso la estimación del sistema [12] y [13] en niveles es adecuada con tal de que la especificación dinámica de dichas ecuaciones sea lo suficientemente general, y el contraste que se presenta en la sección anterior sigue teniendo distribución asintótica chi-cuadrado debido a ya que las variables compartirían una tendencia estocástica común y la media incondicional de todas ellas es distinta de cero (West, 1988). Para dicho contraste ya hemos obtenido en la sección anterior un resultado contrario al modelo de Aschauer.

² Notar que según la ecuación [12], $(c_t, g_t, d_t)'$ están en este caso cointegradas con el vector

$$\begin{pmatrix} 1 & \frac{-\theta(\beta - \varepsilon(1))}{(1-\beta)} & \frac{\theta\omega(1)}{(1-\beta)} \end{pmatrix}, \text{ aunque dicho vector no es sino una combinación lineal de los dos anteriores}$$

Caso 2. El consumo efectivo sigue un paseo aleatorio con deriva ($\beta = 1$). En este caso, sólo g_t estará cointegrada con d_t en virtud de [13] con el mismo vector de cointegración discutido en el caso anterior, mientras que el consumo privado no estará cointegrado con ninguna de las dos restantes variables. No habrá cointegración de consumo privado y consumo público en virtud de la definición de consumo efectivo [2], y no habrá cointegración entre consumo privado y déficit ya que de haberla ello implicaría cointegración de consumo privado y consumo público, al estar el déficit cointegrado en virtud de [13] con esta última. La estimación de [13] en niveles es en este caso todavía adecuada al estar las dos variables implicadas cointegradas, mientras que no sería adecuado estimar [12] en niveles y debería imponerse la restricción. Impuesta dicha restricción [12] quedaría reducida a:

$$\Delta c_t = (\alpha - \theta\gamma) + \theta(1 - \varepsilon(L))g_{t-1} - \theta\alpha(L)d_{t-1} + e_t \quad [14]$$

donde ambos miembros de la ecuación son $I(0)$ al estar $(g_t, d_t)'$ cointegradas con vector, $\begin{pmatrix} 1, \\ -\frac{\omega(1)}{1 - \varepsilon(1)} \end{pmatrix}$, por lo que el sistema [13] y [14] puede estimarse sin problemas y el contraste de las restricciones existentes entre las dos ecuaciones según el modelo de Aschauer seguirá teniendo distribución asintótica chi-cuadrado ya que las variables no estacionarias de dicho sistema comparten una tendencia estocástica común y tienen media incondicional distinta de cero.

La contrastación de si los datos referentes a la economía española favorecerían el primer caso o en el segundo se puede examinar a través de la contrastación uniecuacional de la cointegración de c_t y g_t , y, dado que las variables consumo público y déficit son débilmente exógenas respecto del parámetro de cointegración θ . Dicha hipótesis fue contrastada y claramente rechazada en la sección anterior, por lo que de ser el modelo de Aschauer válido sólo podemos estar en el segundo caso, por lo que el sistema a estimar sería el formado por [13] y [14]. No obstante, para que el modelo de formación de expectativas propuesto por Aschauer tenga algún sentido es necesario que g_t y d_t y estén cointegradas. Efectivamente, siendo ambas variables $I(1)$ el error en la formación de expectativas v_t en [13] sólo será estacionario si las dos variables están cointegradas. A continuación discutiremos cómo puede enfocarse la contrastación de dicha hipótesis.

Dado que los parámetros de cointegración implicados por [13] son débilmente exógenos en el sistema [13] y [14] la contrastación de la existencia de cointegración por métodos uniecuacionales debería considerarse adecuada. La Tabla 2 presenta los resultados del contraste de Dickey y Fuller sobre los residuos de la regresión estática entre consumo público y déficit y éstos no permiten rechazar la hipótesis nula de no

cointegración. Esto nos llevaría ya a rechazar la validez del modelo de Aschauer para la economía española, dado que dicho modelo exige que el error no tenga correlación serial, mientras que la evidencia que presentamos parece incluso favorable a la presencia de una raíz unitaria en dicha serie.

En la misma Tabla 2 presentamos los contrastes de rango de cointegración de Johansen (1988) determinados tras la estimación de un VAR(2) para el vector $(c_t \ g_t \ d_t)'$. Uno podría argumentar que en el caso de el modelo de Aschauer sea válido, este segundo método de contrastación de la existencia de relaciones de cointegración entre las variables del sistema [12] y [13] sería más adecuado que el uniecuacional al resultar algo más eficiente en cuanto a que se tiene en cuenta la correlación contemporánea entre e_t y v_t en la estimación del modelo. Dichos resultados son favorables a la existencia de un vector de cointegración entre las tres variables. Si consideramos el consumo privado significativo en dicha relación de cointegración, la única explicación compatible con el modelo de Aschauer sería la de que el consumo privado está cointegrado con las demás variables y por tanto la economía se comportan como en el Caso 1; los defensores del modelo podrían entonces argüir que el procedimiento de Johansen determina un sólo vector de cointegración por falta de potencia en la contrastación dado el reducido número de observaciones muestrales disponibles. Sin embargo, de encontrarnos en esta situación el contraste presentado en la sección anterior resultaría ser aplicable, y su resultado resultaba ser manifiestamente contrario al modelo de equivalencia ricardiana implicado por [12] y [13]. La única posibilidad de obtener un resultado favorable al modelo de Aschauer es, por tanto, la de que el consumo privado resulte no ser significativo en esta relación de cointegración y estemos en el Caso 2. El contraste de la razón de verosimilitud sobre la significación de c_t en el vector de cointegración estimado, también sugerido por Johansen, nos permite comprobar este extremo. El estadístico resulta en un valor de 5,43, por lo que, considerando los valores de la distribución $\chi^2(1)$, el consumo resulta ser significativo a un nivel marginal del 2%. De acuerdo con la práctica habitual lo consideraríamos por tanto variable integrante de la relación de cointegración y ello nos llevaría de nuevo al Caso 1 y, por los resultados antes presentados en relación al mismo, al rechazo del modelo.

A pesar de la evidencia contraria a la hipótesis de que la economía española se comporta como en el Caso 2 (consumo público y déficit están cointegrados pero no lo están en el consumo privado), consideramos interesante la estimación y contrastación del sistema [13] y [14] para comprobar la robusted de nuestros resultados a distintas hipótesis sobre la cointegración de las series implicadas. De esta forma, pretendemos asegurarnos contra la posibilidad que nuestros resultados se deban a la limitada potencia de los contrastes de cointegración en muestras reducidas como la que manejamos en este trabajo.

TABLA 2
Contrastes de cointegración de consumo público y déficit público

Contraste de cointegración de Dickey-Fuller entre g_t y d_t			Contrastes de Johansen (1988) sobre el rango de cointegración de $(c_t, g_t, d_t)'$ [VAR(2)]			
	Regresión de cointegración	Test de cointegración DF	$H_0 \equiv r = 0$ $H_A \equiv r = 1$		$H_0 \equiv r \leq 1$ $H_A \equiv r = 2$	
VAR. DEP.	g_t	$\Delta \hat{u}_t$				
CTE.	31,63 (12,59)	---	Estadístico traza	Estadístico λ_r^{MAX}	Estadístico traza	Estadístico λ_r^{MAX}
d	1,548 (9,56)	---	38,54	24,22	14,31	10,31
\hat{u}_{t-1}	---	-0,3214 (-2,47)	Valores críticos al 5%			
			31,52	21,07	17,95	14,9
\bar{R}^2	0,757	---				
DW	0,575	1,86				
LM(1)	---	0,02 [0,885]				
LM(4)	---	2,12 [0,713]				
Valor crítico 5%	---	-3,55				

Notas: Para el contraste de cointegración de Dickey y Fuller, ver notas Tabla 1. Para contrastes de Johansen, las primeras dos columnas de dicha parte de la tabla contienen los estadísticos y valores críticos para la contrastación de la hipótesis nula de rango de cointegración cero en $(c_t, g_t, d_t)'$. Las 2 segundas columnas presentan los mismos estadísticos para la hipótesis nula de rango de cointegración inferior a dos. Todos estos estadísticos han sido obtenidos por estimación de un Vector Autorregresivo de orden 2, dado que un VAR(1) no aseguraba la no autocorrelación de los residuos del vector autorregresivo estimado.

Los resultados de la estimación de dicho sistema se presentan en los Cuadros 5 y 6. El orden de los polinomios $\epsilon(L)$ y $\omega(L)$ en el sistema [13] y [14] estimado libremente se determina eligiendo el menor para el que no se pueden rechazar las hipótesis de no autorrelación atendiendo a los estadísticos del multiplicador de Lagrange para autocorrelación de hasta cuarto orden³. El contraste de las restricciones implicadas por el modelo de Aschauer sigue siendo desfavorable a esta formulación de la hipótesis de Equivalencia Ricardiana para la economía española, resultando el estadístico en un valor de 11,98, por encima del valor crítico al 5% de la distribución $\chi^2(5)$. Como sucedía en la sección anterior, la imposición de dichas restricciones lleva además a la existencia de autocorrelación en [13] y [14] lo que debe interpretarse, en todo caso, como evidencia adicional de la invalidez de las mismas.

Este cambio de criterio respecto a la sección anterior se debe a que aquí ya no es posible utilizar el contraste de la h de Durbin en la ecuación de consumo, ya que dada la primera diferencia que se ha impuesto en la variable dependiente es necesario prever la posibilidad de esquemas de media móvil en los residuos.

Cuadro 5 - Estimación SUR libre del sistema formado por las ecuaciones [13] y [14].

$$\hat{\Delta c}_t = 13,57 + (1,816 - 0,222L - 2,064L^2)g_{t-1} + (0,095 + 0,020L - 0,4948L^2)d_{t-1}$$

(4,34) (2,08) (-0,15) (-1,98) (0,30) (0,05) (1,78)

$$\bar{R}^2 = 0,425 \quad LM(1) = 2,10 \quad LM(4) = 8,03$$

$$\hat{g}_t = 0,857 + (1,288 + 0,252L - 0,564L^2)g_{t-1} + (0,0719 - 0,032L - 0,020L^2)d_{t-1}$$

(0,868) (6,52) (0,79) (-2,37) (1,01) (-0,36) (0,32)

$$\bar{R}^2 = 0,996 \quad LM(1) = 0,713 \quad LM(4) = 6,084$$

Notas: t ratios entre paréntesis. LM(1) y LM(4) son los estadísticos del multiplicador de Lagrange para autocorrelación de primer y cuarto orden, respectivamente.

Cuadro 6 - Estimación SUR no lineal del sistema ecuación de Euler /esquema de formación de expectativas propuesto por Aschauer (1985) sometido a la restricción de no cointegración entre consumo privado y consumo público.

$$\hat{\Delta c}_t = (13,60 - 2,782 \times 0,542) + 2,782 \times [1 - (0,938 + 0,188L - 0,076L^2)]g_{t-1}$$

(1,83) (0,97) (0,602) (10,47) (1,20) (-0,713)

$$- 2,782(0,032 - 0,02L - 0,053L^2)d_{t-1}$$

(0,96) (-0,58) (-1,55)

$$\bar{R}^2 = 0,116 \quad LM(1) = 13,31 \quad LM(4) = 27,08$$

$$\hat{g}_t = 0,542 + (0,938 + 0,188L - 0,076L^2)g_{t-1} + (0,032 - 0,02L - 0,053L^2)d_{t-1}$$

$$\bar{R}^2 = 0,994 \quad LM(1) = 9,41 \quad LM(4) = 22,20$$

Notas al cuadro 6: Los coeficientes para los cuales no aparecen los t-ratios están sometidos a restricción de igualdad respecto a los del mismo valor que aparezcan anteriormente. Los t ratios se presentan sólo a efectos informativos pero no son válidos para realizar inferencia dada la elevada autocorrelación existente en ambas ecuaciones. Dicha autocorrelación debe ser interpretada como evidencia adicional de la invalidez de dichas restricciones

4. CONCLUSIONES

La llamada hipótesis ricardiana ha intentado modificar las reglas del juego del debate sobre la eficacia de la política fiscal: el problema no es si los déficit ayudan o perjudican a la estabilización económica, sino, simplemente, si son capaces de afectar a las variables reales. Vinculada a los modelos de equilibrio de los nuevos clásicos la equivalencia ricardiana supone la concreción del análisis económico realizado por las expectativas racionales a las distintas alternativas de financiación del gasto público. Los individuos, que reconocen las cargas tributarias asociadas al déficit público, incrementan sus ahorros justo en la misma cuantía en la que se incrementa la deuda, de tal forma que su consumo y, por tanto, *ceteris paribus*, la demanda agregada, permanecen inalterados. Así pues, los déficit no serían un instrumento eficaz para estabilizar la economía pero, por otro lado, tampoco producirían efectos negativos sobre la inversión, la inflación o el déficit exterior.

La falta de realismo de los supuestos de la equivalencia entre impuestos y deuda ha reconducido el debate del campo teórico al análisis empírico. Tal y como hemos reflejado en relación a los estudios empíricos, los modelos convencionales han sido criticados por no incorporar el supuesto de optimización intertemporal de los agentes económicos. En este sentido, adquiere relevancia el hecho de que nuestra investigación este encuadrada dentro de la metodología econométrica preferida por los nuevos clásicos. En la misma hemos desarrollado y contrastado un modelo que se basa por un lado, en el de Aschauer que analiza los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado y, por otro lado, en el de Karras que se centra en el grado de sustituibilidad entre gasto público y consumo privado. Los resultados obtenidos para E española son muy claros. Rechazo de la hipótesis ricardiana/expectativas racionales como factor explicativo de las decisiones de consumo privado. Evidencia de complementariedad más que de sustituibilidad entre consumo público y privado. Además, se observa que el rechazo del descuento de impuestos no puede ser debido a no haber impuesto en el modelo la restricción de que el consumo efectivo sigue un paseo aleatorio. Por otro lado, los valores retardados de consumo público y déficit ayudan a explicar significativamente las variaciones del consumo privado, al margen de sus posibles relaciones con las predicciones del consumo público.

APÉNDICE: CONTRASTACIÓN DEL ORDEN DE INTEGRACION DEL CONSUMO PRIVADO, CONSUMO PÚBLICO Y DÉFICIT PÚBLICO.

La siguiente tabla presenta los resultados de los contrastes de raíces unitarias de Dickey y Fuller (1979) efectuados para las variables básicas del modelo de Aschauer.

Para todas las variables se puede rechazar la hipótesis de que son $I(2)$, aunque no se puede rechazar la presencia de una única raíz unitaria para ninguna de ellas. En el caso del consumo privado es necesaria la especificación de una tendencia determinista con tres segmentos bajo la hipótesis alternativa $I(0)$, que permite capturar el colapso del consumo privado en el periodo comprendido entre el inicio de la transición política y la salida de la fuerte crisis económica de la primera mitad de los ochenta. Los valores críticos del contraste de Dickey y Fuller en el marco de estos modelos dependen del tamaño muestral y situación de los puntos de ruptura de la tendencia, aunque Inwood y Stengos (1991) obtienen un valor crítico al nivel del 5% de -4,85 en el caso más extremo en un modelo con dos puntos de ruptura, lo que podemos utilizar por tanto como valor crítico aproximado. El orden de aumento de las regresiones de contraste se ha elegido como el menor para el que no se pudiera rechazar la no autocorrelación de los residuos de la ecuación de contraste, todo ello sujeto a que la función de autocorrelación de dichos residuos tampoco sugiriera la necesidad de aumentar dicho orden.

Variable	Hipótesis	Orden aumento	Estadístico o DF	LM(1)	Especificación de elementos deterministas en la regresión de contraste DF
Consumo privado	$I(2)$ vs $I(1)$	0	-5,11	0,01	Deriva con puntos de discontinuidad en 1977 y 1985
	$I(1)$ vs $I(0)$	1	-3,89	1,57	Deriva y tendencia con puntos de discontinuidad en 1977 y 1985
Consumo público	$I(2)$ vs $I(1)$	0	-3,54	2,3	Deriva
	$I(1)$ vs $I(0)$	0	-0,3826	2,5	Deriva y tendencia
Déficit público	$I(2)$ vs $I(1)$	0	-5,16	0,445	Deriva
	$I(1)$ vs $I(0)$	0	-2,31	0,0227	Deriva y tendencia

ANEXO: FUENTES ESTADÍSTICAS

La base de dato, 1964-1996, utilizada para el estudio empírico sobre la economía española ha sido la del modelo moisses. Para la actualización de algunas de las series, se ha recurrido a las cifras de la Contabilidad Nacional, enlazando las mismas siguiendo la metodología establecida por Corrales y Taguas.

En relación a las notaciones hemos de precisar las siguientes cuestiones:

- 1) Todas las variables utilizadas han sido expresadas en términos reales base 80
- 2) Las variables están reflejadas en términos per cápita

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AHMED, S. (1987): «Government Spending, the Balance of Trade and the Terms of Trade in British History», *Journal of Monetary Economics*, vol. 20,2, págs.195-220.
- ANDREONI, J. (1989): «Giving With Impure Altruism: Applications to Charity and Ricardian Equivalence», *Journal Of Political Economy*, Vol.97,Nº6, págs. 1447-58.
- ARORA, H.K.; DUA P. (1993): «Budget Deficits, Domestic Investment, and Trade Deficits» *Contemporary Policy Issues*, Vol.11,1, págs.29-44.
- ASCHAUER, D.A. (1985): «Fiscal Policy and Aggregate Demand» *American Economic Review*, 75, págs.117-127.
- ASCHAUER, D.A.; GREENWOOD, J. (1985): «Macroeconomic Effects of Fiscal Policy» *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 23, North-Holland, págs. 91-141.
- BARRO, R.J. (1987): «Un Programa de Política Fiscal» *La nueva era de La Deuda Pública*. Papeles de Economía, Nº 33, págs. 442-447.
- BARRO, R.J (1974) «Are Government Bonds Net Wealth?» *Journal of Political Economy*, November/December, Vol. 82, págs. 1095-1117.
- BARRO, R.J. (1989): «The Neoclassical Approach to Fiscal Policy» *Modern Business Cycle Theory* Edited By R.Barro, Basic Blackwell.
- BARRO, R.J. (1989): «The Ricardian Approach to Budget Deficits» *Journal Of Economic Perspectives*, Primavera, págs. 37-54.
- BARSKY, R.B.; MANKIW, N.G. Y ZELDES, S.(1986): «Ricardian Consumers with Keynesian Propensities» *The American Economic Review*, September, págs. 676-691.
- BARTH, J.R.; IDEN,G.; RUSSEK, F.S.(1984-85): «Do Federal Deficits Really Matter?» *Contemporary Policy Issues* 3, págs. 79-95.
- BERNHEIM, B.D. (1989): «A Neoclassical Perspective On Budget Deficits» *Journal Of Economic Perspectives*, págs. 55-72.
- BERNHEIM, B.D. (1988): «Ricardian Equivalence: an Evaluation of Theory And Evidence» *Nber*. págs. 263-304.
- BERNHEIM,B.D.; SHLEIFER, A. Y SUMMERS, L.H. (1985): «The Strategic Bequest Motive» *Journal of Political Economy*, Vol.93, págs. 1045-1076.
- BLANCHARD, O.J. (1985): «Debt, Deficits, and Finite Horizons» *Journal of Political Economy*, Vol.93, págs. 223-47.
- BRUNNER, K. (1986): «Fiscal Policy in Macro Theory: A Survey an Evaluation» *The*

- Monetary Versus Fiscal Policy Debate, R.W. Hafer, Editor, Rowman & Allanheld, Publishers, págs. 33-116.
- BUITER, W.; TOBIN, J. (1979): «Debt Neutrality: A Brief Of Doctrine and Evidence» Ed. George M. Von Furstemberg, Social Security Versus Private Saving, Cambridge, págs. 39-63.
- CARROLL, C.; SUMMERS, L.H. (1987): «Why Have Private Savings Rates in The United States and Canada Diverged?» *Journal of Monetary Economics*, Sep., 20, págs. 249-279.
- CAVACO-SILVA, A.A. (1982): «Los Impuestos futuros para el Servicio de la Deuda» *La Deuda Pública*. Instituto De Estudios Fiscales. , Págs. 604-643.
- CONTRERAS, C. (1990): «Situación actual de la investigación sobre los efectos económicos de la Deuda Pública» *Hacienda Pública Española*, N° 115, págs. 113-165
- CROSHORE, D.D.; KOOT, R.S.; WALKER, D.A. «Economic Stability and The Government Deficit» *Journal of Postkeynesian Economics*, Vol.12,3, págs.390-403.
- CHAN, L.K.C. (1983): «Uncertainty and The Neutrality of Government Financing Policy» *Journal of Monetary Economics*, págs. 351-372.
- DICKEY, D.A. Y FULLER, W.A. (1979), «Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-31.
- EASTERLY, W.; SCHMID-HEBBEL, K. (1993): «Fiscal Deficits and Macroeconomic Performance in Developing Countries» *World Bank Research Observer*, Vol.2, págs. 211-237.
- EISNER, R. (1989) «Budget Deficits: Rhetoric and Reality» *Journal of Economic Perspectives* , págs. 73-93.
- EISNER, R.; PIEPER, P.J. (1984): «A New View of Federal Debt and Budget Deficits» *American Economic Review*, págs.11-29.
- ENDERS, W; LEE, B. (1990): «Current Account and Budget Deficit: Twins or Distant Cousins?» *Review of Economics and Statistics*, Vol.72,3, págs. 373-381.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (1987): «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing» *Econometrica*, 55, págs. 251-276, .
- EVANS, P. (1985): «Do Large Deficits Produce High Interest Rates?» *American Economic Review*, Vol.75,1, págs. 68-87.
- EVANS, P. (1986): «Is the Dollar High Because of Large Deficits?» *Journal of Monetary Economics*, 18, págs. 227-249.
- FEDSTEIN, M.; ECKESTEIN, O. (1982): «The Fundamental Determinants of The Interest Rates» *Review of Economics and Statistics*, 9, págs.1-20.

- FELDSTEIN, M. (1982): «Government Deficits and Aggregate Demand» *Journal of Monetary Economics*, 9, págs. 1-20.
- FELDSTEIN, M. (1988): «The Effects of Fiscal Policies when Incomes are Uncertain: A Contradiction to Ricardian Equivalence» *American Economic Review*, Vol.78, págs.14-23.
- FELDSTEIN, M.; ELMENDORF, D.W. (1987): «Taxes, Budget Deficits and Consumer Spending: Some new Evidence» *Nber Working Paper*, N° 2335.
- FRENKEL, J.A.; RAZIN, A. (1992): «La Política Fiscal y la economía mundial» Alianza Universidad.
- GRANGER, C.; NEWBOLD, P. (1974): «Spurious Regressions in Econometrics» *Journal of Econometrics*, 2, págs. 111-120.
- GRUEN, D.W.R. (1991): «What people know and What Economist Think they Know: Surveys on Ricardian Equivalence» *Australian Economic Papers*, Págs. 1-9.
- HAQUE, N.U. Y MONTIEL, P. (1987): «Ricardian Equivalence, Liquidity Constraints, and The Yaari-Blanchard Effect: Tests For Developing Countries» *F.M.I.*
- HAQUE, N.U. Y MONTIEL, P. (1989): «Consumption In Developing Countries: Tests For Liquidity Constraints And Finite Horizons» *The Review Of Economic And Statistics*, págs.408-415.
- HAQUE, N.U.; LAHIRI, K. Y MONTIEL, P. (1990): «A Macroeconomic Model For Developing Countries» *F.M.I Septiembre 1990*, Vol. 37 N° 3, págs. 537-559.
- HAUG, A.A. (1990): «Ricardian Equivalence, Rational Expectations, And The Permanent Income Hypothesis» *Journal of Money Credit and Banking*, 22, págs. 305-326.
- HAYASHI, F. (1985): «Test For Liquidity Constraints: A Critical Survey» *Nber Working Paper*.
- HOELSCHER, G. (1986): «New Evidence on Deficits and Interest Rates» *Journal of Money Credit and Banking*, Vol.18, págs.1-17.
- HUBBARD, R.G.; JUDD K.L. (1986): «Liquidity Constraints, Fiscal Policy, and Consumption» *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, págs.1-50.
- HURD, M.D. (1986): «Savings and Bequests» *Nber*, N° 1826.
- HURD, M.D. (1987): «Savings of The Elderly and Desired Bequests» *American Economic Review*, págs. 298-312.
- INWOOD, K. AND STENGOS, T. (1991), «Discontinuities in Canadian Economic Growth, 1870-1985», *Explorations in Economic History*, 28, 274-286.
- JOHNSON, D. (1986): «Are Government Bonds Net Wealth? Intertemporal Optimization and The Government Budget Constraint» *Journal of Macroeconomics*, 8, págs.435-453.

- JUDD, K. (1987): «Debt and Distorsionary Taxation in a Simple Perfect Foresight Model» *Journal of Monetary Economics*, 20, págs. 51-72.
- KARRAS, G. (1994): «Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence» *Journal of Money Credit and Banking*, 26, Feb, págs. 1-8.
- KATSAITIS, O. (1987): «On The Sustainability Between Private Consumer Expenditure and Government Spending in Canada» *Canada Journal of Economics*, Xx, N° 3, págs. 533-543.
- KAZMI, A.A. (1991): «Savings, Consumption and Ricardian Equivalence: A Macroeconometric Analysis of Pakistan: 1960-1988» Dissertation, Boston University.
- KING, M. (1983): «The Economics of Saving» Nber, Working Paper No. 1247.
- KOCHIN, L.A. (1974): «Are Future Taxes Anticipated by Consumers?» *Journal of Money Credit and Banking*, págs. 385-374.
- KORAY, F.; CARTER, R. (1988): «Money, Debt and Economic Activity» *Journal of Macroeconomics*, Vol. 10, 3, págs. 407-419.
- KORMENDI, R.C. (1983): «Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior» *American Economic Review*, Dic, 73, págs. 994-1010.
- KOSKELA, E.; VIREN, M. (1983): «National Debt Neutrality: Some International Evidence» *Kyklos*, 36, págs. 575-588.
- KOTLIKOFF, L.J. (1989): *What Determines Savings?* The Mit Press, Cambridge Massachussets.
- KOTLIKOFF, L.J.; SAMUELSON, P; JOHNSON, S. (1988): «Consumption, Computation Mistakes, and Fiscal Policy» *American Economic Review*, págs. 408-412.
- LEIDERMAN, L.; RAZIN, A. (1988): «Testing Ricardian Neutrality With an Intertemporal Stochastic Model» *Journal of Money Credit and Banking*, 20, págs. 1-21.
- LEIDERMAN, L.; BLEJER, M. (1987): «Modelling And Testing Ricardian Equivalence: A Survey» IMF Working Paper.
- MARCHANTE, A.J. (1993): «Consumo privado y gasto público: Evidencia para la economía española» *Economía Aplicada*, 1, Vol. 1, págs. 125-149.
- MATAS, A.; REY-MAQUIEIRA, J. (1996): «Equivalencia ricardiana: análisis de cointegración para el caso español» Document de Treball n° 3, Dpto. Economía y Empresa, U.I.B..
- MCMILLIN, W.D.; KORAY, F. (1990): «Does Government Debt Affect The Exchange Rate? An Empirical Analysis of The U.S.-Canadian Exchange Rate» *Journal of Economics and Business*, Vol. 42, 4, págs. 279-288.

- MODIGLIANI, F. (1986): «Life Cycle, Individual Thrift and The Wealth Of Nations» Nobel Prize Lecture, págs. 260-281. The Nobel Foundation.
- MODIGLIANI, F.(1987): «The Economics Of Public Deficits» Economic Policy in Theory and Practice, Edited By Assaf Razin And Efraim Sadka, Pp 3-44. London: The Macmillan Press, Ltd.,. En «The Collected Papers Of Franco Modigliani» Vol.5.
- MODIGLIANI, F.; STERLING,A. (1986): «Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: Comment» American Economic Review, 76, Dic, págs. 1168-1179.
- OLEKALNS, N. (1989): «Substitution Between Private and Public Consumption in Australia» The Economic Record, Marzo, , págs.16-26.
- PLOSSER, C. (1982): «Government Financing Decisions and Asset Return» Journal of Monetary Economics, Vol.9,págs.325-352.
- POGUE, T.F.; STONZ, L.G. (1977): «Social Security and Investment in Human Capital» National Tax Journal, 30, págs.157-170.
- POTERBA, J.M. (1988): «Are Consumers Forward-Looking? Evidence From Fiscal Experiments» American Economic Review, págs.413-418.
- RAYMOND, J.L.; GONZALEZ- PARAMO, J.M. (1987): «¿Son equivalentes deuda e impuestos? Teoría y evidencia» Papeles De Economía Española, La Nueva era de la Deuda Pública en España, Vol.33, págs. 347-361.
- REID, B.G. (1985): «Government Debt, National Income and Causality» Applied Economics, 17, págs.321-330.
- REID, B.G. (1989): «Government Budgets and Aggregate Consumption: Cross-Sectional Evidence from Canadian Provincial Data» Journal Of Macroeconomics, 11,págs.121-132.
- REY-MAQUIEIRA, J.(1996): «Equivalencia Ricardiana y Expectativas Racionales» Document de Treball nº1, Dpto. Economía y Empresa, U.I.B..
- RICARDO, D. (1962): «The Principles Of Political Economy and Taxation» En Piero Sraffa Ed., The Works And Correspondence Of David Ricardo, Vol.1, Cambridge University Press. (Primera Edición 1817)
- SARANTIS, N. (1985): «Fiscal Policies and Consumer Behavior In Western Europe» Kyklos, 38, págs.233-248.
- SARGENT, T. J. (1989): «Expectativas Racionales e inflación» Ed. Alianza Editorial.
- SEATER, J.J. (1993): «Ricardian Equivalence» The Journal of Economic Literature, , págs.142-190.
- SEATER, J.J.; MARIANO,R.S. (1985): «New Tests of The Life Cicle and Tax Discounting Hypothesis» Journal of Monetary Economics, págs.195-215.

- SEATER, J.J. «Are Future Taxes Discounted?» *Journal of Money Credit and Banking*, 14,3, págs. 376-389.
- SEBASTIAN, M.; MOLINAS, C.; BAIGES, J. (1987): «Déficit, inflación y deuda» *La nueva era de la Deuda Pública en España. Papeles De Economía Española*, N°33, págs.138-154.
- SKINNER, J. (1988): «Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings» *Journal of Monetary Economics*, 22, págs. 237-255.
- STOCK, J.H. AND WEST, K.D., "Integrated Regressors and Tests of the Permanent Income Hypothesis", *Journal of Monetary Economics*, 21, 85-96.
- SUMMERS, L.H. (1982): «Tax Policy, the Rate of Return, and Savings» *Nber, Working Paper*, N° 995.
- TOBIN, J. (1986): «Acumulación de Activos y Actividad Económica» Ed. Alianza Editorial.
- WEST, K.D. (1988), «Asymptotic Normality when Regressors have a Unit Root», *Econometrica*, 56, 1397-418.
- WINNER, L.E. (1993): «The Relationship of Current Account Balance and The Budget Balance» *American Economist*, Vol.37, N°2, págs.78-84.
- YAWITZ, J.B.; MEYER, L.M. (1976): «An Empirical Investigation of The Extent of Tax Discounting» *Journal of Money Credit and Banking*, 8, págs. 247-254.
- YOSUTZUKA, T. (1987): «Ricardian Equivalence in The Presence of Capital Markets Imperfections» *Journal of Monetary Economics*, N° 20, págs. 411-436.