

LA TASA DE CRECIMIENTO COMPATIBLE CON EL EQUILIBRIO EXTERNO: UN TEST PARA LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

BELÉN FERNÁNDEZ CASTRO

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

Universidad de Santiago de Compostela

Recibido: 3 de febrero de 2005

Aceptado: 15 de diciembre de 2005

Resumen: En este trabajo se contrasta un modelo de crecimiento con restricciones de balanza de pagos. En el enfoque habitual estos modelos establecen una relación entre renta, importaciones y renta del resto del mundo mientras que en este trabajo se establece una relación entre renta, demanda interna y renta del resto del mundo. Se estima la relación entre estas tres variables y se obtiene la tasa de crecimiento compatible con el equilibrio externo. Se contrasta si la tasa de crecimiento sostenible obtenida a partir de este enfoque predice adecuadamente la tasa de crecimiento de la economía española y, por último, se analiza qué componentes de la demanda interna son más relevantes a la hora de determinar el crecimiento económico. Los resultados obtenidos muestran que, para la economía española, la tasa de crecimiento se predice con una gran precisión en función de la evolución de la demanda privada de la economía y de la renta del resto del mundo.

Palabras clave: Equilibrio externo / Crecimiento económico.

THE RATE OF ECONOMIC GROWTH COMPATIBLE WITH THE EXTERNAL EQUILIBRIUM: A TEST FOR THE SPANISH ECONOMY

Abstract: In this paper a Balance of Payments Constrained Growth Model is tested. Usually these models specify a relationship among income, imports and the rest-of-the world income, while here the specified relationship is among income, domestic demand and the rest-of-the world income. Once the relationship is regressed, the balance of payments equilibrium growth rate is obtained. We test whether the sustainable equilibrium growth rate obtained in such a way predicts accurately the actual rate of growth. Finally, we determine which components of domestic demand are more relevant in order to determine economic growth. The results show that, for the Spanish Economy, the rate of economic growth is predicted quite precisely as a function of private demand and the rest-of-the world income.

Keywords: External equilibrium / Economic growth.

1. INTRODUCCIÓN

La idea de que el desequilibrio externo puede frenar el desarrollo económico ocupa un lugar central en los modelos de crecimiento con restricciones de balanza de pagos (Thirlwall, 1979, 1997; McCombie, 1997; McCombie y Thirlwall, 1994; Morenom 1998). En sus últimas versiones (Moreno, 1998), los modelos de crecimiento con restricciones de balanza de pagos consideran que una economía satisface la condición de equilibrio externo cuando sus importaciones netas crecen a la misma tasa que el PIB. La tasa de crecimiento compatible con el equilibrio externo (en adelante, la tasa de crecimiento sostenible) será la que garantice la constancia

del déficit comercial por unidad de PIB. En estos modelos se supone que las importaciones dependen de la renta del país objeto de estudio, que las exportaciones dependen de la renta del resto del mundo y que la tasa de crecimiento sostenible está determinada por los parámetros que definen estas funciones. Los contrastes empíricos se realizan estimando las funciones de importaciones y exportaciones correspondientes, determinando la tasa de crecimiento sostenible que se deriva de ellas y contrastando si la tasa de crecimiento de la economía es igual a la sostenible. Suponiendo que el nivel de producción de un país y la renta del resto del mundo son las variables fundamentales para determinar las importaciones netas, las identidades contables indican que existe una relación entre la demanda interna, la producción interior y de la renta del resto del mundo. En este trabajo se estimará la relación entre estas tres variables, por lo que la tasa de crecimiento sostenible vendrá dada por la evolución de la demanda interna y la renta del resto del mundo. Se contrastará si la tasa de crecimiento sostenible obtenida a partir de este enfoque predice adecuadamente la tasa de crecimiento de la economía española y, por último, se analizará qué componentes de la demanda interna (consumo, inversión y gasto público) son más relevantes a la hora de determinar el crecimiento económico. Los resultados obtenidos muestran que para la economía española la tasa de crecimiento se predice con una gran precisión en función de la evolución de la demanda privada (la suma del consumo y la inversión).

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 2 se especifica qué se entiende en este trabajo por tasa de crecimiento sostenible y se explica cómo se determina. En la sección 3 se describen los datos utilizados y se analiza la estacionariedad de las series. En la sección 4 se contrasta si en la economía española existe una relación a largo plazo entre la demanda interna, la producción interna y la renta del resto del mundo; para ello, se realiza un test de la posible cointegración de estas variables. A continuación, se comprueba si la tasa de crecimiento de la economía española coincide con la tasa de crecimiento sostenible y, por lo tanto, la “Ley de Thirlwall modificada” se verifica cuando el análisis se realiza a partir de la demanda interna. En la sección 5 se estudia la posibilidad de que la tasa de crecimiento sostenible pueda predecirse por la evolución de la demanda privada de la economía. Finalmente, en la sección 6 se resumen las principales conclusiones.

2. LA DETERMINACIÓN DE LA TASA DE CRECIMIENTO SOSTENIBLE

Siguiendo a Moreno (1998), asumiremos que cuando el ratio déficit comercial-PIB es constante, la economía cumple la condición de equilibrio externo. El déficit comercial es igual a las importaciones netas ($NM=M-X$) e igual al exceso de demanda interna sobre el producto¹. Si se denomina Y al PIB, demanda interna, DD , a

¹ De ahora en adelante las variables en mayúsculas harán referencia a su valor en niveles y en minúsculas a su tasa de crecimiento.

la suma del consumo, la inversión y el gasto público ($C_t+I_t+G_t=DD_t$), se puede escribir la siguiente expresión:

$$\frac{NM_t}{Y_t} = \frac{C_t + I_t + G_t - Y_t}{Y_t} = \frac{DD_t}{Y_t} - 1$$

La condición de equilibrio puede expresarse, entonces, de dos maneras alternativas: $\frac{NM_t}{Y_t} = \text{cte.}$ (a) $\Leftrightarrow \frac{DD_t}{Y_t} = \text{cte.}$ (b).

En los *modelos de crecimiento con restricciones de balanza de pagos* se elige la formulación (a) y se especifican las funciones de importaciones y exportaciones que corresponden. La segunda formulación (b) implica que, en equilibrio, la tasa de crecimiento de la demanda interna es igual a la del PIB. En este trabajo se propondrá un modelo basado en la segunda formulación.

La tasa de crecimiento de las importaciones netas (nm) será:

$$nm = \frac{M}{M-X}m - \frac{X}{M-X}x$$

En el enfoque de McCombie y Thirlwall (1994) y de Moreno (1998) se parte de que, cuando la paridad del poder adquisitivo se cumple, el crecimiento de las importaciones depende del crecimiento de la producción interna (y) y el crecimiento de las exportaciones depende del crecimiento de la renta del resto del mundo (z), es decir, se considera que las exportaciones son exógenas para una pequeña economía abierta.

$$\begin{aligned} m &= \pi y, \\ x &= \sigma z, \end{aligned} \quad \text{con } \pi > 0, \quad \sigma > 0$$

$$nm = \frac{M}{M-X} \pi y - \frac{X}{M-X} \sigma z$$

Por definición, las importaciones netas son la diferencia entre la demanda interna (DD) y la producción (Y): $NM=DD-Y$, de lo que se deriva:

$$nm = \frac{DD}{M-X} dd - \frac{Y}{M-X} y$$

Será posible, entonces, escribir:

$$\frac{M}{M-X} \pi y - \frac{X}{M-X} \sigma z = \frac{DD}{M-X} dd - \frac{Y}{M-X} y$$

y, despejando dd ,

$$dd = \frac{Y + M\pi}{DD} y - \frac{X}{DD} \sigma z$$

Esta ecuación indica la relación entre la demanda interna, la renta y las exportaciones, y se puede reescribir de la forma:

$$y = \frac{DD}{Y + M\pi} dd + \frac{X}{Y + M\pi} \sigma z$$

Si se denomina:

$$\pi_{dd} = \frac{Y + M\pi}{DD}, \quad \sigma_{dd} = \frac{X}{DD} \sigma$$

se puede escribir:

$$dd = \pi_{dd} y - \sigma_{dd} z \quad (1)$$

es decir, existe una relación entre la demanda interna, la producción interna y la renta del resto del mundo.

En un enfoque de demanda la relación (1) indica que la producción reacciona positivamente frente a aumentos en la demanda interna y/o en la demanda externa (las exportaciones, que vienen dadas, a su vez, por la evolución de la renta del resto del mundo).

Obviamente, por la definición de π_{dd} y de σ_{dd} , para valores iniciales dados de Y , M , X y DD , el valor de π_{dd} depende directamente de π : cuanto mayor sea la elasticidad renta de las importaciones mayor es π_{dd} y menor es el impacto que un aceleramiento en la demanda tiene sobre la tasa de crecimiento de la producción. Por la definición de σ_{dd} , y para valores iniciales dados de Y , X y DD , está claro que el valor de σ_{dd} depende directamente de σ : cuanto mayor sea la elasticidad de las exportaciones respecto a la renta del resto del mundo mayor es σ_{dd} y mayor es el impacto que un aceleramiento en el crecimiento exterior tiene en la tasa de crecimiento de las exportaciones. Pero, para saber el impacto que la renta del resto del mundo tiene sobre la producción nacional, hay que tener en cuenta también π_{dd} , es decir, en qué medida las exportaciones van a requerir importaciones adicionales. Con lo cual, el efecto del crecimiento de la renta del resto del mundo sobre la tasa de crecimiento de nuestro país viene dado por el término σ_{dd}/π_{dd} .

Se pretende determinar la tasa de crecimiento de una economía que tiene problemas de déficit externo. Por esta razón, de ahora en adelante se supondrá siempre

que existe un déficit comercial inicial $\left(\frac{M - X}{M} > 0 \right)$ y que $\pi > \frac{M - X}{M}$.

En el apéndice se explica qué tipo de economía caracterizaría un valor de $\pi < \frac{M - X}{M}$ y qué tipo corresponde a $\pi = \frac{M - X}{M}$.

Si denominamos demanda privada a la suma del consumo más la inversión ($DP=C+I$), podemos escribir: $\mu g+(1-\mu)dp=dd$, siendo $\mu = \frac{G}{DD}$.

Cuando se considera una función de gasto público del tipo $g=\varepsilon y$, se pueden igualar la ecuación anterior y la expresión (1) para obtener la siguiente expresión:

$$dd = \varepsilon y \frac{G}{DD} + dp \frac{DP}{DD} = \frac{Y + M\pi}{DD} y - \frac{X}{DD} \sigma z$$

y despejando dp se obtiene esta otra:

$$dp = \frac{Y + M\pi - \varepsilon G}{DP} y - \frac{X}{DP} \sigma z$$

Si se denomina:

$$\frac{Y + M\pi - \varepsilon G}{DP} = \pi_{dp}, \quad \frac{X}{DP} \sigma = \sigma_{dp}$$

la expresión anterior se transforma en: $dp = \pi_{dp} y - \sigma_{dp} z$. Si, además, se supone que $\varepsilon=1$, y denominamos π_{dp}^* al valor que toma π_{dp} cuando $\varepsilon=1$, podemos escribir:

$$dp = \pi_{dp}^* y - \sigma_{dp} z \quad (2)$$

Si la expresión (1) indicaba la relación entre la demanda interna, el output interior y la renta del resto del mundo, la ecuación (2) describe la relación entre las dos últimas variables y la demanda privada de la economía, dado el comportamiento establecido para el gasto público.

3. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD

Para contrastar empíricamente el modelo para la economía española se han utilizado los datos de la Penn World Table (PWT) para el período 1950-1992. Este es el período para el que esta fuente ofrece valores de todos los datos que necesitamos. Las variables que corresponden a la economía española utilizadas en este estudio son el consumo (C), la inversión (I), el gasto público (G), la demanda interna (DD) (construida como la suma de estas tres variables) y el PIB (Y). Para la serie

que recoge la evolución de la renta del resto del mundo (Z) se han tenido en cuenta todos los países, con excepción de España, para los que la PWT ofrecía datos durante todo el período estudiado, Z no es más que la agregación del PIB de todos estos países. Los datos son anuales y todas las variables están medidas en unidades internacionales constantes, tomando como base el año 1985.

Si las variables no son estacionarias² el análisis basado en las regresiones de mínimos cuadrados ordinarios puede dar lugar a regresiones espurias.

El primer paso será analizar la estacionariedad de las variables consideradas. Para ello se llevan a cabo los test de Dickey y Fuller que, como es bien sabido, se basan en las siguientes regresiones:

$$\text{Ecuación } ADF_A: \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t$$

$$\text{Ecuación } ADF_B: \Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t$$

$$\text{Ecuación } ADF_C: \Delta Y_t = a_0 + a_2 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t$$

siendo p el retardo máximo.

El rechazo de la hipótesis nula en estas regresiones ($\gamma=0$, Y_t contiene una raíz unitaria) en favor de la alternativa ($\gamma<0$), implica que $\rho<1$ e Y_t es integrada de orden cero, es decir, Y_t es estacionaria.

Para la elección de los retardos que deben incluirse en el test ADF, Campbell y Perron (1991) sugieren un procedimiento que consiste en fijar un retardo máximo que se considere suficiente, m , y comprobar si el estadístico t de Student para el coeficiente de ese retardo indica que es significativo. Si lo es, debe fijarse $p=m$. Si no lo es, se deben reducir progresivamente los retardos hasta encontrar uno que resulte significativo en la regresión correspondiente. Este procedimiento puede llevar a la elección de un número de retardos muy elevado. En los tests que se efectuarán a continuación se comprobará si la regresión elegida presenta problemas de autocorrelación. En tal caso, los retardos se incluirán de acuerdo con el criterio de selección de Akaike y con el de Schwarz, y se comprobará que con el retardo elegido los residuos de la ecuación correspondiente no presentan problemas de autocorrelación.

El test DF será el test ADF sin retardos (con $p=0$). El procedimiento de contraste y los valores críticos son los mismos para ambos tests. El contraste se efectúa del siguiente modo:

- 1) Si el estadístico t calculado es menor en términos algebraicos que el valor crítico para el número de observaciones correspondiente, la hipótesis nula (la hipó-

² Una serie temporal será débilmente estacionaria si su media y su varianza son independientes del tiempo y su covarianza $-\text{Cov}(Y_t, Y_s)$ depende exclusivamente de la diferencia $t-s$, pero no de t o de s . Véase Greene (1997).

tesis de la raíz unitaria) debe ser rechazada en favor de la hipótesis alternativa de estacionariedad de Y_t (Y_t es $I(0)$).

- 2) Si el estadístico t calculado es mayor que el valor crítico, la hipótesis nula no puede ser rechazada y la variable puede ser integrada de un orden superior a uno o no estar integrada.

El paso siguiente será contrastar si el orden de integración es 1. Si Y_t es $I(1)$, entonces ΔY_t es $I(0)$, por lo que se debe repetir el test utilizando ΔY_t en lugar de Y_t en la ecuación ADF correspondiente.

En esta nueva regresión:

- 2.1) Si la hipótesis nula es rechazada, se acepta que Y_t es $I(1)$.
 2.2) Si, por el contrario, la hipótesis nula no puede rechazarse habrá que contrastar si Y_t es $I(2)$. Es decir, debe efectuarse a continuación la regresión ADF utilizando $\Delta\Delta Y_t$ en lugar de ΔY_t .

Para llevar a cabo los test de Dickey y Fuller es necesario elegir adecuadamente la especificación del modelo, esto es, la elección de las ecuaciones ADF_A , ADF_B o ADF_C , ya que los resultados del contraste pueden variar según la especificación elegida. La observación gráfica de la evolución de la variable puede servir para decidir el tipo de regresión que se debe estimar, pero, cuando esta observación no proporciona información suficiente, debe procederse de forma ordenada al contraste.

Los tests de Dickey y Fuller son muy sensibles a la correcta elección entre los modelos (A), (B) y (C), por lo que Dolado *et al.* (1990) recomiendan seguir el procedimiento ordenado de contraste, resumido en la figura 1.

Al esquema original se han añadido las notas I, II y III; a continuación, se especifican los valores de referencia (al 5% y dependiendo del número de observaciones) que se utilizarán en los tests efectuados de ahora en adelante, extraídos del trabajo de Dickey Fuller (1981).

$$(I) \text{ Si } \begin{cases} |\text{estadístico } t \text{ de } a_2 \text{ en la regresión C}| < |D| & \text{sí} \\ |\text{estadístico } t \text{ de } a_2 \text{ en la regresión C}| > |D| & \text{no} \end{cases}$$

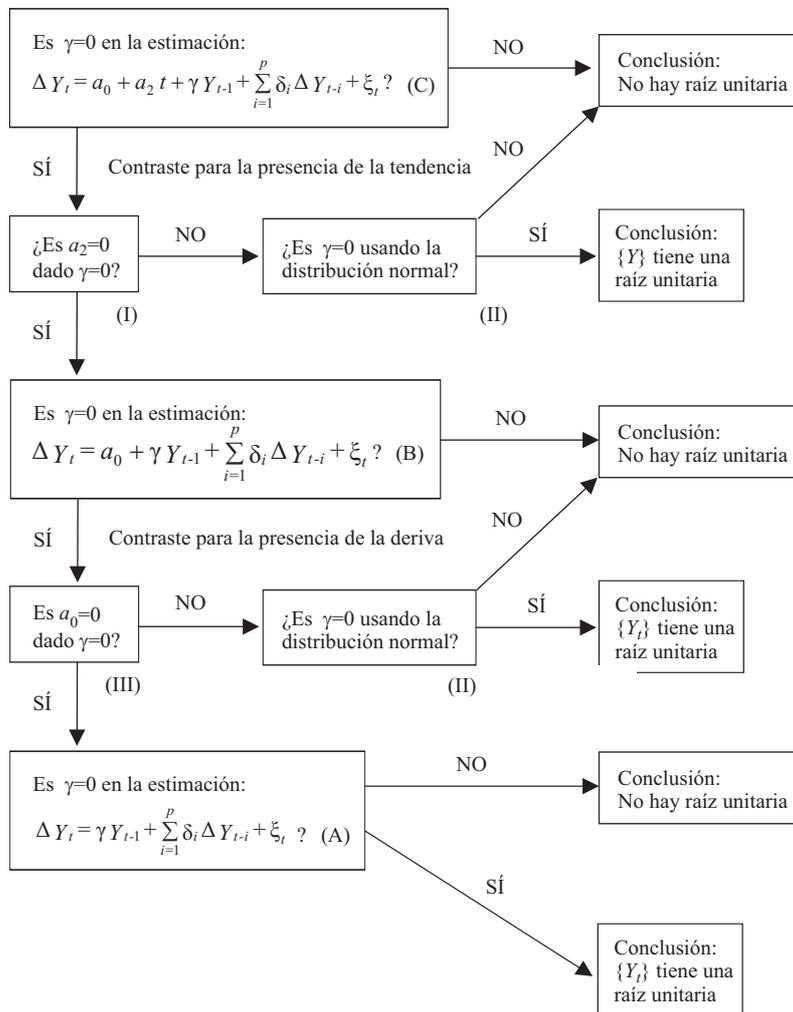
$$\text{siendo } |D| = \begin{cases} 2.85 \text{ para 25 observaciones} \\ 2.81 \text{ para 50 observaciones} \\ 2.79 \text{ para 100 observaciones} \end{cases}$$

$$(II) \text{ Si } \begin{cases} |\text{estadístico } t \text{ de } \gamma| < |F| & \text{sí} \\ |\text{estadístico } t \text{ de } \gamma| > |F| & \text{no} \end{cases} \quad \text{siendo } |F| = 1.96$$

(III) Si $\begin{cases} \text{estadístico } t \text{ de } a_0 \text{ en la regresión } B < |G| & \text{sí} \\ \text{estadístico } t \text{ de } a_0 \text{ en la regresión } B > |G| & \text{no} \end{cases}$

siendo $|G| = \begin{cases} 2.61 \text{ para 25 observaciones} \\ 2.56 \text{ para 50 observaciones} \\ 2.54 \text{ para 100 observaciones} \end{cases}$

Figura 1



FUENTE: Enders (1995).

Se iniciará el estudio con el análisis de la naturaleza de las series para el período completo: 1950-1992.

En la tabla 1, la primera columna indica las variables analizadas. Los nombres de las variables van precedidos de una "L" para indicar que se analiza la variable en logaritmos, o de "ΔL" para indicar que se analizan las primeras diferencias de la variable en logaritmos.

A primera vista, los valores obtenidos por los tests de Dickey y Fuller parecen indicar que las series estudiadas son $I(1)$. La hipótesis de que las series contengan una raíz unitaria no puede ser rechazada y se rechaza la hipótesis de que las series contengan dos raíces unitarias. Sin embargo, los tests de Dickey y Fuller son muy sensibles a la correcta elección entre los modelos (A), (B) y (C), por lo que se seguirá el procedimiento ordenado de contraste que se acaba de indicar.

En la tabla 1 se observa que:

- Cuando se realiza el análisis de las series en primeras diferencias se concluye que pueden considerarse $I(0)$ todas las variables, rechazándose así la hipótesis de la existencia de dos raíces unitarias.
- Si se efectúa el análisis de las series en niveles, la existencia de una raíz unitaria sólo puede rechazarse en el caso de la variable LG , que parece ser $I(0)$. Para todas las demás series la hipótesis de existencia de una raíz unitaria no puede ser rechazada, por lo que se concluye que son $I(1)$.

Tabla 1.- Test de Dickey y Fuller (1950-1992)

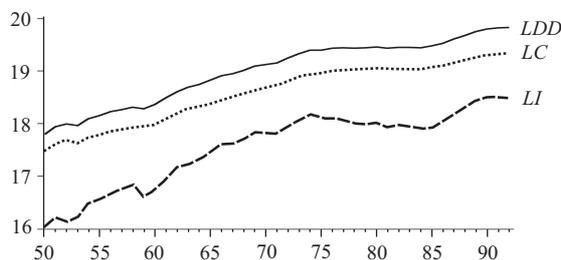
Variable	Ret.	Nada (A)		Deriva (B)		Deriva y tendencia (C)		$ D =2.8$	$ G =2.6$	
		ADF estad.	Prob. LM	ADF estad.	Prob. LM	ADF estad.	Prob. LM	$ a_2 \text{ est} \text{ en C}$	$ a_0 \text{ est} \text{ en B}$	
LI	0	3.87	0.24	-2.13	0.24	-1.50	0.21	0.8	2.3	
ΔLI	0	-4.08*	1	-4.93*	0.29	-5.05*	0.12			
LC	0	7.65	0.17	-3.00	0.47	-0.93	0.41	0.3	<u>3.2</u>	
ΔLC	0	-3.24*	1	-5.21*	0.27	-5.52*	0.39			
LY	0	7.24	0.27	-3.16	0.58	-1.05	0.55	0.3	<u>3.4</u>	
ΔLY	0	-3.43*	1	-5.36*	0.43	-5.81*	0.38			
$L(C+I)$	0	6.54	0.08	-2.74	0.16	-1.14	0.13	0.4	<u>2.9</u>	
$\Delta L(C+I)$	0	-3.23*	1	-4.63*	0.53	-4.84*	0.52			
LG	0	7.57	0.28	-0.97	0.26	-3.41	0.65	<u>3.3</u>		
ΔLG	0	-3.93*	1	-7.44*	0.66	-7.32*	0.65			
LZ	0	18.83	0.02							
	1	3.64	0.94	-1.90	0.57	-0.36	0.58	0.2	2.1	
ΔLZ	0	-1.25	0.13	-4.05*	0.90	-4.56*	0.56			
LDD	0	7.04	0.13	2.70	0.26	-1.23	0.20	0.6	<u>2.9</u>	
ΔLDD	0	-3.23*	1	-4.87*	0.53*	-5.07*	0.32			
*Significativo al 5%. Los valores críticos tabulados por Dickey y Fuller para las distintas ecuaciones son los siguientes:										
		(A)			(B)			(C)		
1%		-2.62			-3.59			-4.20		
5%		-1.95			-2.93			-3.52		
10%		-1.62			-2.60			-3.19		

En la tabla 1 se analiza el comportamiento de la demanda privada de la economía, la suma del consumo y la inversión, ya que esta variable será utilizada más adelante. Aunque el consumo y la inversión sean variables $I(1)$, cabe la posibilidad de que estén cointegradas, y que la demanda privada sea estacionaria. En la tabla 1 se observa que no es este el caso y que la demanda privada de la economía puede considerarse una variable $I(1)$.

A pesar de que no existiría ambigüedad en la determinación del orden de integración de las variables analizadas según el método utilizado, es necesario tener en cuenta que los tests de Dickey y Fuller son muy poco potentes cuando se detecta la presencia de cambios estructurales.

Para las series aquí analizadas la simple observación del gráfico 1 elaborado a partir de ellas permite distinguir tres etapas: 1950-1976, 1977-1986 y 1987-1992. Estos tres períodos están marcados por dos cambios estructurales fundamentales. El primer cambio estructural corresponde al año 1976 y es consecuencia de la crisis petrolífera de 1973, que se manifestó con retardo en la economía española. El segundo cambio corresponde al año 1986, año en que España ingresó como miembro de la Comunidad Económica Europea, y experimentó fuertes cambios institucionales. En el gráfico 1 se proporciona la evolución de la demanda interna, el consumo y la inversión y en él se observa que la presencia de estos cambios estructurales es clara.

Gráfico 1.- Evolución del consumo, de la inversión y de la demanda interna



Los dos últimos períodos son demasiado cortos para poder ser analizados independientemente, por lo que dividiremos el período total en dos subperíodos: 1950-1976 y 1977-1992. A continuación se analizará la estacionariedad de las series en estos dos subperíodos (tablas 2 y 3).

A partir de ahora y utilizando el procedimiento ordenado de contraste explicado y seguido anteriormente, cuando el estadístico ADF del modelo (C) sea significativo se concluirá que la serie es $I(0)$, y no se efectuarán los test que corresponden al modelo (B) ni al (A).

Para este período está claro que todas las series son $I(1)$, ya que, utilizando el procedimiento ordenado de contraste, la hipótesis de que las series contengan una raíz unitaria no puede rechazarse y se rechaza la hipótesis de que las series contengan dos raíces unitarias.

Tabla 2.- Test de Dickey y Fuller (1950-1976)

		Nada (A)		Deriva (B)		Deriva y tendencia (C)		$ D =2.8$	$ G =2.6$
Variable	Ret.	ADF estad.	Prob. LM	ADF estad.	Prob. LM	ADF estad.	Prob. LM	$ a_2 \text{ est} \text{ en C}$	$ a_0 \text{ est} \text{ en B}$
LI	0	3.9	0.22	-1.14	0.17	-2.14	0.23	2	1.3
ΔLI	0					-4.65*	0.04		
	1					-4.70*	0.65		
LC	0	8.01	0.29	-0.57	0.37	-2.65	0.29	2.6	0.7
ΔLC	0					-5.62*	0.45		
LY	0	7.2	0.32	-1.02	0.36	-2.52	0.19	2.4	1.2
ΔLY	0					-5.43*	0.85		
$L(C+I)$	0	6.96	0.21	-0.85	0.24	-2.29	0.20	2.2	1.04
$\Delta L(C+I)$	0					-4.80*	0.52		
LG	0	5.06	0.35	-0.9	0.36	-2.69	0.68	2.5	1.07
ΔLG	0					-5.60*	0.69		
LZ	0	17.7	0.31	0.18	0.29	-2.28	0.27	2.3	0.05
ΔLZ	0					-4.23*	0.22		
LDD	0	7.2	0.27	-0.89	0.31	-2.40	0.19	2.3	1.08
ΔLDD	0					-5.01*	0.68		
*Significativo al 5%. Los valores críticos tabulados por Dickey y Fuller para las distintas ecuaciones son los siguientes:									
		(A)		(B)		(C)			
1%		-2.65		-3.70		-4.37			
5%		-1.95		-2.98		-3.60			
10%		-1.62		-2.63		-3.24			

Tabla 3.- Test de Dickey y Fuller (1977-1992)

		Nada (A)		Deriva (B)		Deriva e tendencia (C)		$ D =2.8$	$ G =2.6$
Variable	Ret.	ADF estad.	Prob. LM	ADF estad.	Prob. LM	ADF estad.	Prob. LM	$ a_2 \text{ est} \text{ en C}$	$ a_0 \text{ est} \text{ en B}$
LI	1	0.49	0.97	-1.42	0.17	-2.30	0.44	1.85	1.43
ΔLI	0	-1.69	1	-1.70	0.97	-1.69	0.51	0.62	0.51
LC	1	1.15	0.06	0.76	0.05	-2.31	0.35	<u>3.22</u>	0.75
ΔLC	0	-1.78	0.29	-2.06	0.06	-2.98	0.26	2.12	1.14
LY	1	0.78	0.14	-0.61	0.22	-3.11	0.09	<u>3.12</u>	1.14
ΔLY	0	-1.24	0.38	-1.39	0.15	-1.47	0.15	0.63	0.79
$L(C+I)$	1	0.66	0.48	-0.78	0.91	-2.73	0.44	<u>2.86</u>	0.79
$\Delta L(C+I)$	0	-1.43	0.79	-1.53	0.48	-1.86	0.33	1.05	0.66
LG	0	12.37	0.61	1.17	0.82	-1.17	0.73	1.32	1.01
ΔLG	0	-1.12	0.09	-3.85	0.49	-4.16*	0.95	1.33	<u>3.56</u>
LZ	1	1.75	0.12	-0.53	0.14	-3.42	0.06	3.37	0.56
ΔLZ	0	-1.25	0.28	-2.10	0.12	-2.02	0.13	0.29	1.76
LDD	1	0.80	0.46	-0.45	0.64	-2.65	0.46	<u>2.91</u>	0.45
ΔLDD	0	-1.38	0.88	-1.56	0.47	-1.93	0.35	1.12	0.81
*Significativo al 5%. Los valores críticos son los siguientes:									
		(A)		(B)		(C)			
1%		-2.72		-3.92		-4.67			
5%		-1.96		-3.06		-3.73			
10%		-1.62		-2.67		-3.30			

Los resultados para este período no son claros, la aplicación de los tests de Dickey Fuller no permite rechazar en casi ningún caso la presencia de dos raíces unitarias y el procedimiento ordenado de contraste lleva en algunos casos a contradicciones con el resultado anterior. De cualquier modo, no es posible aceptar que todas las variables sean $I(1)$.

En resumen, respecto del orden de integración de las series es posible concluir que:

- La aplicación de los tests de Dickey y Fuller para el período completo permite aceptar que las series son $I(1)$, aunque los cambios estructurales existentes adviertan de la fragilidad de esta conclusión.
- La conclusión de que las series son $I(1)$ durante el período 1950-1976 es robusta.
- No se puede considerar que las series son $I(1)$ durante el período 1977-1992.

Por esta razón, el análisis se realizará exclusivamente para el período completo (1950-1992) y para el subperíodo 1950-1976.

4. LA RELACIÓN ENTRE LA DEMANDA, LA PRODUCCIÓN Y LA RENTA DEL RESTO DEL MUNDO

En la sección 2 se obtuvo una relación entre las variables dd , y y z , especificada en la ecuación (1). Para la estimación econométrica de esta ecuación se utilizará su versión lineal logarítmica equivalente³:

$$LDD = \pi_{dd} LY - \sigma_{dd} LZ$$

expresión que se transforma en la ecuación (1) mediante la diferenciación de sus miembros.

Puesto que se ha comprobado que las tres variables que intervienen en la expresión anterior son estacionarias en primeras diferencias –son $I(1)$ –, se analizará la relación que hay entre ellas a largo plazo utilizando el contraste de la existencia de una relación de cointegración.

Se considera que en un conjunto de series temporales integradas de orden uno existe cointegración cuando alguna combinación lineal de ellas es estacionaria, es $I(0)$. Se utilizará el test de cointegración de Johansen, que precisa de la estimación previa de un vector autorregresivo (VAR) (Enders, 1995).

Se estimará un VAR para el período completo (1950-1992) y otro VAR para el subperíodo 1950-1976 (tabla 4).

³ La especificación lineal-logarítmica es muy frecuentemente utilizada en los modelos de crecimiento con restricciones externas. Véanse Moreno (1998) y Atesoglu (1997).

Para seleccionar el orden del VAR se utilizará el criterio de selección de Akaike y el de Schwarz. Cuando ambos criterios lleven a distintas conclusiones se elegirá el VAR cuyas regresiones no presenten problemas de autocorrelación o de heterocedasticidad en los residuos.

Tabla 4.- Especificación estadística de los VAR seleccionados para *LDD*, *LY* y *LZ*. Períodos 1950 -1992 y 1950-1976

Período	Criterio estadístico para seleccionar el orden		Orden del VAR	Probabilidad de ausencia de autocorrelación (AC) y de heterocedasticidad en los residuos (HC)						
	<i>AIC</i>	<i>SIC</i>		<i>K</i>	<i>LDD</i>		<i>LY</i>		<i>LZ</i>	
					AC	HC	AC	HC	AC	HC
1950-1992	321.6 <i>K</i> =2	309 <i>K</i> =1	1	0.06	0.62	0.21	0.00*	0.01*	0.38	
			2 <i>e</i>	0.83	0.09	0.59	0.04*	0.98	0.82	
1950-1976	193.5 <i>K</i> =2	187 <i>K</i> =1	1	0.64	0.02*	0.57	0.02*	0.97	0.27	
			2 <i>e</i>	0.58	0.59	0.53	0.45	0.90	0.26	

NOTAS: *AIC*=Criterio de información de Akaike, *SIC*=Criterio de información de Schwarz.
*Rechazo de la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación o de heterocedasticidad en los residuos. *e* denota el orden del VAR elegido.

Dados los resultados obtenidos y reflejados en la tabla 4, se elegirá un VAR de orden dos para ambos períodos.

A continuación se efectúa el test de Johansen, cuyos resultados se presentan en la tabla 5.

Tabla 5.- Test de cointegración de Johansen para *LDD*, *LY* y *LZ* sin tendencia determinística ni constante

Período	H0	H1	EV	Ecuación de cointegración estimada (errores estándar entre paréntesis)
1950-1992	<i>r</i> =0	<i>r</i> =1	28.35724*	<i>LDD</i> = 1.0632 <i>LY</i> - 0.0368 <i>LZ</i> (0.07186) (0.04958)
	<i>r</i> ≤ 1	<i>r</i> =2	10.15126	
	<i>r</i> ≤ 2	<i>r</i> = 3	3.799641	
1950-1976	<i>r</i> =0	<i>r</i> =1	31.5*	<i>LDD</i> = 1.0484 <i>LY</i> - 0.0320 <i>LZ</i> (0.0095) (0.0066)
	<i>r</i> ≤ 1	<i>r</i> =2	12.2	
	<i>r</i> ≤ 2	<i>r</i> = 3	0.95	

NOTAS: *EV*=Estadístico de verosimilitud. *Denota rechazo de la hipótesis nula (H0) al 5%.

Los resultados indican la existencia de un vector de cointegración. La ecuación de cointegración resultante es la que se ofrece en el lado derecho de la tabla.

4.1. LA TASA DE CRECIMIENTO SOSTENIBLE EN FUNCIÓN DE LA EVOLUCIÓN DE LA DEMANDA INTERNA Y DE LA RENTA DEL RESTO DEL MUNDO

A partir de la expresión derivada de la ecuación (1):

$$LDD = \pi_{dd} LY - \sigma_{dd} LZ$$

considerando que la condición de equilibrio externo se satisface, $LDD=LY$, la tasa de crecimiento sostenible vendrá dada por:

$$LY = \frac{\sigma_{dd}}{\pi_{dd} - 1} LZ = \Omega LZ$$

Si se denomina multiplicador estimado (Ωe) al que resulta de calcular Ω en la ecuación anterior, utilizando los coeficientes de la ecuación de cointegración y el multiplicador real (Ωr) al ratio LY/LZ . El valor que toman estos multiplicadores con los datos aquí utilizados es lo que se presenta en la tabla 6.

Tabla 6.- Multiplicadores Ω

	Ωe derivado de la ecuación de cointegración	Ωr media de LY/LZ
1950-1992	0.58	0.71
1950-1976	0.66	0.71

La diferencia entre ambos no es muy grande, aunque es mayor en el caso del período completo. En cualquier caso, es necesario contrastar estadísticamente la posibilidad de que $\Omega e = \Omega r$. La técnica de Johansen permite contrastar restricciones sobre el vector de cointegración, posibilitando así los tests de hipótesis. Los tests de hipótesis se basan en el hecho de que si existen r vectores de cointegración, sólo estas r combinaciones lineales entre las variables son estacionarias. Supóngase que el modelo tiene r raíces características distintas de cero, si se denomina λ_1 a las raíces características del modelo sin restringir y λ_1^* a las correspondientes raíces características del modelo restringido, el estadístico

$$-T \sum_{i=r+1}^n [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \lambda_i)]$$

se distribuye asintóticamente como una χ^2 con tantos grados de libertad como restricciones sobreidentificadoras impuestas. Intuitivamente puede verse que para aceptar la restricción los dos términos en el corchete deben ser muy similares. La probabilidad asociada a este estadístico nos permite decidir si se rechaza o no la restricción impuesta (Enders, 1995).

Si la tasa de crecimiento de la economía española es la tasa de crecimiento sostenible,

$$\Omega e = \Omega r, \quad \frac{\hat{\sigma}_{dd}}{\hat{\pi}_{dd} - 1} = \Omega r$$

El procedimiento que se seguirá en este caso consistirá en imponer la restricción:

$$\hat{\pi}_{dd} = \pi_{dd} \quad \hat{\sigma}_{dd} = \Omega r (\pi_{dd} - 1)$$

es decir, se fija el coeficiente que corresponde a LY en su valor estimado, y se impone la restricción de que el coeficiente de LZ tome el valor que garantice la igualdad entre el multiplicador real y el estimado. Los resultados obtenidos se resumen en la tabla 7.

Tabla 7.- Test de hipótesis sobre π_{dd} y σ_{dd}

	1950-1992	1950-1976
Restricción	$\pi_{dd} = \hat{\pi}_{dd} = 1.06 \quad \hat{\sigma}_{dd} = 0.04$	$\pi_{dd} = \hat{\pi}_{dd} = 1.05 \quad \hat{\sigma}_{dd} = 0.04$
Probabilidad del estadístico	$P=0.192$	$P=0.171$

Estos resultados señalan la imposibilidad de rechazar el modelo tanto para el período completo (1950-1992) como para el subperíodo 1950-1976.

5. LA TASA DE CRECIMIENTO SOSTENIBLE EN FUNCIÓN DE LA DEMANDA PRIVADA DE LA ECONOMÍA Y DE LA RENTA DEL RESTO DEL MUNDO

Si se supone que la tasa de crecimiento del gasto público es función de la tasa de crecimiento del PIB español y que el crecimiento de la renta del resto del mundo no es una variable relevante en la determinación del crecimiento del gasto, la cuestión será determinar la elasticidad del gasto público respecto de la renta. En el largo plazo, la elasticidad del gasto respecto de la renta debe ser igual a uno ($g=y$), ya que de lo contrario se tendería a un tamaño del sector público excesivamente grande o insignificante.

Con los datos utilizados, que se resumen en la tabla 8, no es posible rechazar la hipótesis de que la tasa de crecimiento del gasto público y del PIB sean iguales en media, en moda y en varianza.

Tabla 8.- Crecimiento del gasto público *versus* crecimiento del PIB

		1950-1992	1950-1976
Media	P.E. F Anova	0.48	0.76
Moda	P.E. Chi cuadrado ajustado	0.83	0.16
Varianza	P.E. Levene	0.58	0.58
P.E.= Probabilidad del estadístico.			

Por lo tanto, como se ha visto en la sección 2, es posible considerar la relación (2):

$$dp = \pi_{dp} y - \sigma_{dp} z$$

y estimar esta ecuación en su forma lineal logarítmica, mediante la búsqueda de la ecuación de cointegración que indica la relación entre las tres variables que contie-

ne. Para ello, en primer lugar, se determina un VAR cuya especificación se resume en la tabla 9. Los resultados del test de cointegración aplicados se resumen en la tabla 10.

Tabla 9.- Especificación estadística de los VAR seleccionados para *LDP*, para *LY* y para *LZ*. Períodos 1950-1992 y 1950-1976

Período	Criterio estadístico para seleccionar el orden		Orden del VAR	Probabilidad de ausencia de autocorrelación (AC) y de heterocedasticidad en los residuos (HC)					
	<i>AIC</i>	<i>SIC</i>		<i>LDP</i>		<i>LY</i>		<i>LZ</i>	
				AC	HC	AC	HC	AC	HC
1950-1992	313.8 <i>K</i> =2	299.6 <i>K</i> =1	1	0.03	0.03	0.21	0.00*	0.02*	0.61
			2 <i>e</i>	0.90	0.15	0.59	0.03*	0.85	0.84
1950-1976	182.9 <i>K</i> =2	176.1 <i>K</i> =1	1	0.58	0.03*	0.47	0.01*	0.97	0.25
			2 <i>e</i>	0.33	0.44	0.23	0.31	0.59	0.24

NOTAS: *AIC*=Criterio de información de Akaike, *SIC*=Criterio de información de Schwarz. *Rechazo de la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación o de heterocedasticidad en los residuos. *e* denota el orden del VAR elegido.

Tabla 10.- Test de cointegración de Johansen para *LDP*, para *LY* y para *LZ* sin tendencia determinística ni constante

Período	H0	H1	EV	Ecuación de cointegración estimada (errores estándar entre paréntesis)
1950-1992	<i>r</i> =0	<i>r</i> =1	31.8*	<i>LDD</i> = 1.0632 <i>LY</i> - 0.0368 <i>LZ</i> (0.07186) (0.04958)
	<i>r</i> ≤1	<i>r</i> =2	12.5	
	<i>r</i> ≤2	<i>r</i> =3	4.4*	
1950-1976	<i>r</i> =0	<i>r</i> =1	30.8*	<i>LDD</i> = 1.0484 <i>LY</i> - 0.0320 <i>LZ</i> (0.0095) (0.0066)
	<i>r</i> ≤1	<i>r</i> =2	13.0*	
	<i>r</i> ≤2	<i>r</i> =3	1.0	

NOTAS: *EV*=Estadístico de verosimilitud. *Denota rechazo de la hipótesis nula (H0) al 5%.

5.1. LA TASA DE CRECIMIENTO SOSTENIBLE EN FUNCIÓN DE LA EVOLUCIÓN DE LA DEMANDA PRIVADA Y DE LA RENTA DEL RESTO DEL MUNDO

Los valores del multiplicador real y del estimado son los que se presentan en la tabla 11.

Tabla 11.- Multiplicadores de Ω^{dp}

	Ω^{dp} <i>e</i> derivado de la ecuación de cointegración	Ω^{dp} <i>r</i> media de <i>LY/LZ</i>
1950-1992	0.80	0.71
1950-1976	0.70	0.71

Por la condición de equilibrio definida anteriormente (*LDD*=*LY*) y suponiendo que el gasto público crece a la misma tasa que el PIB (*g*=*y*), resulta claro, como se ha visto en el apartado 2, que para que la economía crezca a una tasa de sostenible debe cumplirse:

$$LY = \frac{\sigma_{dp}}{\pi_{dp} - 1} LZ$$

Para realizar este contraste se procederá de la misma manera que en el punto anterior. Los resultados se muestran en la tabla 12.

Tabla 12.- Test de hipótesis sobre π_{dp} y σ_{dp}

	1950-1992	1950-1976
Restricción	$\pi_{dp} = \hat{\pi}_{dp} = 1.10 \quad \hat{\sigma}_{dp} = 0.07$	$\pi_{dp} = \hat{\pi}_{dp} = 1.10 \quad \hat{\sigma}_{dp} = 0.07$
Probabilidad del estadístico	$P=0.023$	$P=0.995$

El modelo se rechaza para el período completo pero sus resultados son muy satisfactorios para el subperíodo 1950-1976. Como se ha visto, el período completo presenta fuertes cambios estructurales, por lo que los resultados deben interpretarse con cautela.

5.2. LA TASA DE CRECIMIENTO SOSTENIBLE EN FUNCIÓN DE LA EVOLUCIÓN DE LA INVERSIÓN Y DE LA RENTA DEL RESTO DEL MUNDO

Con el objetivo de simplificar aún más el análisis se añadirá una nueva hipótesis al modelo: además de suponer que el gasto público crece a la misma tasa que el PIB, se supondrá que el consumo permanece constante como proporción del PIB. Si esto es así, la tasa de crecimiento sostenible viene dada únicamente por la evolución de la inversión y de la renta del resto del mundo.

$$LY = \frac{\sigma_i}{\pi_i} LZ$$

Procediendo de idéntica manera a la seguida en casos anteriores, se especifica un VAR y se realiza el test de cointegración. Los resultados de ambos procedimientos se reflejan en las tablas 13 y 14.

Tabla 13.- Especificación estadística de los VAR seleccionados para LI , para LY y para LZ . Períodos 1950-1992 y 1950-1976

Período	Criterio estadístico para seleccionar el orden		Orden del VAR	Probabilidad de ausencia de autocorrelación (AC) y de heterocedasticidad en los residuos (HC)					
	AIC	SIC		LDP		LY		LZ	
				AC	HC	AC	HC	AC	HC
1950-1992	270.5 $K=2$	259.5 $K=1$	1	0.13	0.17	0.35	0.00*	0.03*	0.60
			2 e	0.51	0.37	0.35	0.03*	0.88	0.75
1950-1976	156.7 $K=2$	150.5 $K=1$	1	0.87	0.24	0.99	0.03*	0.53	0.22
			2 e	0.78	0.64	0.82	0.67	0.70	0.25

NOTAS: AIC =Criterio de información de Akaike, SIC =Criterio de información de Schwarz. *Rechazo de la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación o de heterocedasticidad en los residuos. e denota el orden del VAR elegido.

Tabla 14.- Test de cointegración de Johansen para *LI*, para *LY* y para *LZ* sin tendencia determinística ni constante

Período	H0	H1	EV	Ecuación de cointegración estimada (errores estándar entre paréntesis)
1950-1992	$r=0$	$r=1$	31.2*	$LI= 1.7312 LY - 0.6034 LZ$ (0.32975) (0.23144)
	$r \leq 1$	$r=2$	12.8	
	$r \leq 2$	$r=3$	4.6*	
1950-1976	$r=0$	$r=1$	30.6*	$LI= 1.7866 LY - 0.6234 LZ$ (0.099879) (0.667831)
	$r \leq 1$	$r=2$	9.44*	
	$r \leq 2$	$r=3$	0.18	

NOTAS: EV=Estadístico de verosimilitud. *Denota rechazo de la hipótesis nula (H0) al 5%.

5.3. LA TASA DE CRECIMIENTO SOSTENIBLE EN FUNCIÓN DE LA EVOLUCIÓN DE LA INVERSIÓN

La comparación entre los multiplicadores y el resultado del test de hipótesis sobre los coeficientes de la ecuación de cointegración se presentan en las tablas 15 y 16.

Tabla 15.- Multiplicadores de Ω^I

	Ω^I e derivado de la ecuación de cointegración	Ω^I r media de <i>LY/LZ</i>
1950-1992	0.82	0.71
1950-1976	0.79	0.71

Tabla 16.- Test de hipótesis sobre π y σ

	1950-1992	1950-1976
Restricción	Non aplicable	$\pi^* = \hat{\pi} = 1.79$ $\hat{\sigma} = 0.55$
Probabilidad del estadístico	Non aplicable	$P=0.085$

En este caso, el test de Johansen detecta la existencia tres vectores de cointegración durante el período completo, lo que indica que las tres variables son estacionarias. Como los tests de Dickey y Fuller no aportan una evidencia clara sobre la estacionariedad de las series no es posible determinar si efectivamente son estacionarias o si hay un error de especificación. Para el período 1950-1976 el modelo no puede ser rechazado, pero la probabilidad de que los coeficientes tomen los valores indicados es pequeña, por lo que el modelo no sería muy fiable a la hora de predecir.

6. CONCLUSIONES

A lo largo de este trabajo se ha contrastado, con los datos estadísticos disponibles para el período 1950-1992, un modelo de crecimiento con restricciones de ba-

lanza de pagos. El objetivo principal de ese contraste era comprobar si la tasa de crecimiento sostenible (obtenida a partir de la relación entre demanda interna, producción nacional y renta del resto del mundo) predecía adecuadamente el crecimiento de la economía española. Seguidamente se realizó un análisis que permitió identificar los componentes de la demanda interna más relevantes para predecir el crecimiento.

Cuando se analiza el período completo conjuntamente, los resultados permiten afirmar que la tasa de crecimiento de la economía española puede predecirse en función de la evolución de la demanda interna y de la renta del resto del mundo. Pero los cambios estructurales que han tenido lugar, como consecuencia de la crisis petrolífera y de la entrada de España en la Comunidad Económica Europea, advierten de la fragilidad del resultado. La posibilidad de que la demanda privada o la inversión sean, alternativamente, dentro de la demanda interna, las variables relevantes para predecir el crecimiento no ha podido confirmarse para el intervalo 1950-1976.

Los datos indican que, dentro del período analizado, la etapa más larga sin cambios estructurales relevantes es la que comprende los años 1950-1976. La tasa de crecimiento de la economía española para este subperíodo puede predecirse en función de la evolución de la demanda interna y de la renta del resto del mundo. Si se supone que el gasto público crece a la misma tasa que el PIB, lo que a largo plazo resulta verificado por los datos, es posible predecir con una mayor precisión el crecimiento de la economía española en función de la evolución de la demanda privada de la economía y de la renta del resto del mundo. Puede, entonces, concluirse que la evidencia empírica, en el caso español, es favorable al enfoque de los modelos de crecimiento con restricciones de balanza de pagos.

El intento de simplificar aún más el modelo, mediante el supuesto de que son sólo la inversión y la renta del resto del mundo las variables que determinan la tasa de crecimiento sostenible, no aporta resultados muy satisfactorios en cuanto a la predicción. Aunque estadísticamente, para la etapa 1950-1976, este modelo no se ve rechazado por la evidencia empírica, su precisión es limitada; y no es posible realizar el contraste para el período completo (1950-1992).

APÉNDICE

La “Ley de Thirlwall modificada” (especificada por Moreno en el año 1998) establece que la tasa de crecimiento es sostenible si genera un crecimiento de las importaciones netas igual al del PIB. Las identidades contables indican que la tasa de crecimiento sostenible se alcanza cuando el exceso de demanda y , por lo tanto, la demanda interna, crece a la misma tasa que el PIB. Así que en equilibrio:

$$\frac{NM}{Y} = \text{cte.} = \frac{DD - Y}{Y} \Leftrightarrow dd = y \Rightarrow y = \pi_{ad} y - \sigma_{ad} z \Rightarrow y_s = \frac{\sigma_{ad}}{\pi_{ad} - 1} z .$$

Moreno parte del supuesto de que $\pi_{dd} \neq 1$. Se analizará este caso para ver si este supuesto es o no restrictivo:

$$\pi_{dd} = 1 \Leftrightarrow \pi = \frac{M - X}{M} \Leftrightarrow \begin{cases} nm = y - \frac{X}{M - X}x \\ dd = y - \sigma_{dd}z \end{cases}$$

En esta situación, la economía sólo puede alcanzar su tasa de crecimiento sostenible ($dd=y \Leftrightarrow mm=y$) si las exportaciones se mantienen constantes ($x=0$).

Si $\pi_{dd}=1$ y $x=0$, cualquier tasa de crecimiento sería sostenible. Si $\pi_{dd}=1$ y $x \neq 0$, ninguna tasa de crecimiento lo sería, ya que el déficit por unidad de PIB nunca permanecería constante.

Que la elasticidad renta de las importaciones, π , sea exactamente igual a $(M-X)/M$ es una casualidad muy poco probable, por lo que el supuesto $\pi_{dd} \neq 1$ no es muy restrictivo, y se considerará de ahora en adelante que $\sigma_{dd}, \pi_{dd} > 0$ y que $\pi_{dd} \neq 1$.

A priori se considera que $\pi > 0$ y que $\pi_{dd} > 0$. Se ha admitido que $\pi_{dd} \neq 1$, pero es posible que π_{dd} sea mayor o menor que 1. Como ya se ha visto:

$$\begin{aligned} \pi_{dd} > 1 &\Leftrightarrow \pi > \frac{M - X}{M} \\ \pi_{dd} < 1 &\Leftrightarrow \pi < \frac{M - X}{M} \end{aligned}$$

Veremos cómo el valor de los distintos parámetros describe las diferentes estructuras productivas posibles:

1) $\frac{M - X}{M} < 0$: se trata de una economía que presenta un superávit inicial en la balanza

comercial, y como $\pi > 0$: $\pi > \frac{M - X}{M}$ o, lo que es lo mismo, $\pi_{dd} = 1$.

2) $\frac{M - X}{M} > 0$: se trata de una economía que presenta un déficit inicial en la balanza

comercial, y π puede ser mayor o menor que $(M-X)/M$, es decir, π_{dd} puede ser mayor o menor que 1.

2.1) $\pi_{dd} < 1$. Dada la definición de π , esta condición se puede escribir de la forma:

$$\begin{aligned} \pi_{dd} < 1 &\Leftrightarrow \pi < \frac{M - X}{M} \Leftrightarrow \frac{dM}{dY} \frac{Y}{M} < \frac{M - X}{M} \Leftrightarrow \frac{dM}{dY} < \frac{M - X}{Y} \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow dM Y < (M - X)dY \Leftrightarrow dM Y + (M - X)Y < (M - X)dY + (M - X)Y \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow (dM + M - X)Y < (M - X)(dY + Y) \Leftrightarrow \frac{dM + M - X}{dY + Y} < \frac{M - X}{Y} \end{aligned}$$

Es decir, un aumento de la renta nacional, permaneciendo las exportaciones constantes, hace que el déficit por unidad del PIB disminuya, por lo que el crecimiento no causa un problema de desequilibrio externo. Es más, en este caso (cuando $\pi_{dd} < 1$) si la economía satisface la condición de equilibrio externo, para mantener el déficit comercial por unidad del PIB constante el PIB debe disminuir. La tasa de crecimiento sostenible es negativa, ya que un aumento de la renta del resto del mundo (y, por consiguiente, de las exportaciones) implica una reducción de la tasa de crecimiento sostenible. En el trabajo de Moreno (1998) se analiza esta posibilidad y se afirma que ese comportamiento, además de ser contraintuitivo, no se ve verificado por la evidencia empírica, lo que parece indicar que en las economías cuya estructura productiva y cuyas preferencias sean tales que un aumento en la renta nacional descienda el déficit por unidad de PIB, la condición de equilibrio externo no se satisface.

2.2) $\pi_{dd} > 1$. Para las economías con problema de déficit comercial la condición $\pi > \frac{M - X}{M} \Leftrightarrow \pi_{dd} > 1$ garantiza la existencia de una tasa de crecimiento sostenible posi-

tiva. En este caso esa condición requiere $\frac{dM + M - X}{dY + Y} > \frac{M - X}{Y}$.

Esta condición se satisface cuando un incremento en la renta nacional, manteniéndose constantes las exportaciones, va acompañado de un aumento del déficit comercial por unidad del PIB. En este contexto, el crecimiento causa un problema de desequilibrio externo. Para las economías descritas por la situación 2.1) los modelos de crecimiento con restricciones de balanza de pagos no son aplicables, ya que el crecimiento no tiene esa restricción. Aunque estos modelos son aplicables a las situaciones descritas en los apartados 1) y 2.2), en este trabajo se pretende determinar la tasa de crecimiento de una economía que tiene problemas de déficit externo, por lo que sólo se estudiarán economías que se caractericen por una situación como la que se describe en el apartado 2.2). Por esta razón, de ahora en adelante se supondrá siempre que existe un déficit comercial inicial $\left(\frac{M - X}{M} > 0 \right)$ y que

$$\pi > \frac{M - X}{M}.$$

BIBLIOGRAFÍA

- ATESOGLU, H.S. (1997): "Balance-of-payments Constrained Growth Model and its implications for the United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 19, pp. 327-335.
- DICKEY, D.; FULLER, W.A. (1981): "Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.
- DOLADO, J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. (1990): "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economic Surveys*, vol. 4, pp. 249-273.
- HESTON, A.; SUMMERS, R.; ATEN, B. (2002): *Penn World Table*, vers. 6.1. Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).

- MCCOMBIE, J.S.L. (1997): "On the Empirics of the Balance-of-payments Constrained Growth", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 19, pp. 345-375.
- MCCOMBIE, J.S.L.; THIRLWALL, A.P. (1994): *Economic Growth and the Balance of Payments Constraint*. New York: St. Martin's Press.
- MCCOMBIE, J.S.L.; THIRLWALL, A.P. (1997): "The Dynamic Harrod Foreign Trade Multiplier and the Demand-orientated Approach to Economic Growth: An Evaluation", *International Review of Applied Economics*, vol. 11, pp. 5-26.
- MORENO BRID, J.C. (1998): "On Capital Flows and the Balance-of-payments-constrained Growth Model", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 21, pp. 283-297.
- MORENO BRID, J.C. (2000): *Essays on Economic Growth and the Balance of Payments Constraint, with Special Reference to the Case of Mexico*. (Ph.D. Dissertation). University of Cambridge, Trinity College, Faculty of Economics and Politics.
- THIRLWALL, A.P. (1979): "The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rates Differences", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, vol. 128, pp. 45-53.
- THIRLWALL, A.P. (1997): "Reflects on the Concept of Balance-of-Payments-Constrained Growth", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 19, pp. 377-385.
- THIRLWALL, A.P.; HUSSAIN, M.N. (1982): "The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rates Differences between Developing Countries", *Oxford Economic Papers*, vol. 34, pp. 498-509.