

## A TAXA DE CRECEMENTO COMPATIBLE CO EQUILIBRIO EXTERNO: UN TEST PARA A ECONOMÍA ESPAÑOLA

BELÉN FERNÁNDEZ CASTRO

Departamento de Fundamentos da Análise Económica  
Facultade de Ciencias Económicas e Empresariais  
Universidade de Santiago de Compostela

*Recibido:* 3 de febreiro de 2005

*Aceptado:* 15 de decembro de 2005

---

**Resumo:** Neste traballo contrástase un modelo de crecemento con restricións de balanza de pagamentos. No enfoque habitual estes modelos establecen unha relación entre renda, importacións e renda do resto do mundo mentres que neste traballo se establece unha relación entre renda, demanda interna e renda do resto do mundo. Estímase a relación entre estas tres variables e obtense a taxa de crecemento compatible co equilibrio externo. Contrástase se a taxa de crecemento sostible obtida a partir deste enfoque predí adecuadamente a taxa de crecemento da economía española e, por último, analízase que compoñentes da demanda interna son máis relevantes á hora de determinar o crecemento económico. Os resultados obtidos mostran que, para a economía española, a taxa de crecemento se predí cunha gran precisión en función da evolución da demanda privada da economía e da renda do resto do mundo.

**Palabras clave:** Equilibrio externo / Crecemento 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

A idea de que o desequilibrio externo pode frear o desenvolvemento económico ocupa un lugar central nos modelos de crecemento con restricións de balanza de pagamentos (Thirlwall, 1979, 1997; McCombie, 1997; McCombie e Thirlwall, 1994; Moreno, 1998). Nas súas últimas versións (Moreno, 1998), os modelos de crecemento con restricións de balanza de pagamentos consideran que unha economía satisfai a condición de equilibrio externo cando as súas importacións netas medran á mesma taxa ca o PIB. A taxa de crecemento compatible co equilibrio externo (en adiante, a taxa de crecemento sostible) será a que garanta a constancia do

déficit comercial por unidade de PIB. Nestes modelos suponse que as importacións dependen da renda do país obxecto de estudo, que as exportacións dependen da renda do resto do mundo e que a taxa de crecemento sostible está determinada polos parámetros que definen estas funcións. Os contrastes empíricos realízanse estimando as funcións de importacións e exportacións correspondentes, determinando a taxa de crecemento sostible que se deriva delas e contrastando se a taxa de crecemento da economía é igual á sostible. Supoñendo que o nivel de produción dun país e a renda do resto do mundo son as variables fundamentais para determinar as importacións netas, as identidades contables indican que existe unha relación entre a demanda interna, a produción interior e da renda do resto do mundo. Neste traballo estimárase a relación entre estas tres variables, polo que a taxa de crecemento sostible virá dada pola evolución da demanda interna e a renda do resto do mundo. Contrastárase se a taxa de crecemento sostible obtida a partir deste enfoque predí adecuadamente a taxa de crecemento da economía española e, por último, analízase que compoñentes da demanda interna (consumo, investimento e gasto público) son máis relevantes á hora de determinar o crecemento económico. Os resultados obtidos mostran que para a economía española a taxa de crecemento se predí cunha gran precisión en función da evolución da demanda privada (a suma do consumo e o investimento).

A estrutura do traballo é a seguinte. Na sección 2 especificase que se entende neste traballo por taxa de crecemento sostible e explícase como se determina. Na sección 3 describíense os datos utilizados e analízase a estacionariedade das series. Na sección 4 contrastárase se na economía española existe unha relación no longo prazo entre a demanda interna, a produción interna e a renda do resto do mundo; para iso, realízase un test da posible cointegración destas variables. A continuación, compróbase se a taxa de crecemento da economía española coincide coa taxa de crecemento sostible e, xa que logo, a “Lei de Thirlwall modificada” verificase cando a análise se realiza a partir da demanda interna. Na sección 5 estúdase a posibilidade de que a taxa de crecemento sostible poida predicirse pola evolución da demanda privada da economía. Finalmente, na sección 6 resúmense as principais conclusións.

## 2. A DETERMINACIÓN DA TAXA DE CRECIMENTO SOSTIBLE

Seguindo a Moreno (1998), asumiremos que cando a ratio déficit comercial-PIB é constante, a economía cumpre a condición de equilibrio externo. O déficit comercial é igual ás importacións netas ( $NM=M-X$ ) e igual ao exceso de demanda interna sobre o produto<sup>1</sup>. Se se denomina  $Y$  ao PIB, demanda interna,  $DD$ , á suma

---

<sup>1</sup> De agora en diante as variables en maiúsculas farán referencia ao seu valor en niveis e en minúsculas á súa taxa de crecemento.

do consumo, o investimento e o gasto público ( $C_t + I_t + G_t = DD_t$ ), pódese escribir a seguinte expresión:

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

A condición de equilibrio pode expresarse, xa que logo, de dúas maneiras alternativas:  $\frac{NM_t}{Y_t} = \text{cte.}$  (a)  $\Leftrightarrow \frac{DD_t}{Y_t} = \text{cte.}$  (b).

Nos *modelos de crecemento con restricións de balanza de pagamentos* elíxese a formulación (a) e especificanse as funcións de importacións e exportacións que corresponden. A segunda formulación (b) implica que, en equilibrio, a taxa de crecemento da demanda interna é igual á do PIB. Neste traballo propoñeráse un modelo baseado na segunda formulación.

A taxa de crecemento das importacións netas ( $nm$ ) será:

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

No enfoque de McCombie e Thirlwall (1994) e de Moreno (1998) pártese de que, cando a paridade do poder adquisitivo se cumpre, o crecemento das importacións depende do crecemento da produción interna ( $y$ ) e o crecemento das exportacións depende do crecemento da renda do resto do mundo ( $z$ ), é dicir, considérase que as exportacións son esóxenas para una pequena economía aberta.

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

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

Por definición, as importacións netas son a diferenza entre a demanda interna ( $DD$ ) e a produción ( $Y$ ):  $NM = DD - Y$ , do que se deriva:

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

Será posible, xa que logo, escribir:

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

e, desdexando  $dd$ ,

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

Esta ecuación indica a relación entre a demanda interna, a renda e as exportacións, e pódese reescribir da seguinte forma:

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

Se se denomina:

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

pódese escribir:

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

é dicir, existe unha relación entre a demanda interna, a produción interna e a renda do resto do mundo.

Nun enfoque de demanda a relación (1) indica que a produción reacciona positivamente fronte a aumentos na demanda interna e/ou na demanda externa (as exportacións, que veñen dadas, á súa vez, pola evolución da renda do resto do mundo).

Obviamente, pola definición de  $\pi_{dd}$  e de  $\sigma_{dd}$ , para valores iniciais dados de  $Y$ ,  $M$ ,  $X$  e  $DD$ , o valor de  $\pi_{dd}$  depende directamente de  $\pi$ : canto maior sexa a elasticidade renda das importacións maior é  $\pi_{dd}$  e menor é o impacto que un aceleramento na demanda ten sobre a taxa de crecemento da produción. Pola definición de  $\sigma_{dd}$ , e para valores iniciais dados de  $Y$ ,  $X$  e  $DD$ , está claro que o valor de  $\sigma_{dd}$  depende directamente de  $\sigma$ : canto maior sexa a elasticidade das exportacións respecto á renda do resto do mundo maior é  $\sigma_{dd}$  e maior é o impacto que un aceleramento no crecemento exterior ten na taxa de crecemento das exportacións. Pero, para saber o impacto que a renda do resto do mundo ten sobre a produción nacional, cómpre ter tamén en conta  $\pi_{dd}$ , é dicir, en que medida as exportacións van requirir importacións adicionais. Co cal, o efecto do crecemento da renda do resto do mundo sobre a taxa de crecemento do noso país vén dado polo termo  $\sigma_{dd}/\pi_{dd}$ .

Preténdese determinar a taxa de crecemento dunha economía que ten problemas de déficit externo. Por esta razón, de agora en adiante supoñerase sempre que existe

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

No apéndice explícase que tipo de economía caracterizaría un valor de  $\pi < \frac{M - X}{M}$  e que tipo corresponde a  $\pi = \frac{M - X}{M}$ .

Se denominamos demanda privada á suma do consumo máis o investimento ( $DP=C+I$ ), podemos escribir:  $\mu g+(1-\mu)dp=dd$ , sendo  $\mu = \frac{G}{DD}$ .

Cando se considera unha función de gasto público do tipo  $g=\varepsilon y$ , pódense igualar a ecuación anterior e a expresión (1) para obter a seguinte expresión:

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

e despxando  $dp$  obtemos estoutra:

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

Se se denomina:

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

a expresión anterior transfórmase en:  $dp = \pi_{dp} y - \sigma_{dp} z$ . Se, ademais, suponse que  $\varepsilon=1$ , e denominamos  $\pi_{dp^*}$  ao valor que toma  $\pi_{dp}$  cando  $\varepsilon=1$ , podemos escribir:

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

Se a expresión (1) indicaba a relación entre a demanda interna, o output interior e a renda do resto do mundo, a ecuación (2) describe a relación entre as dúas últimas variables e a demanda privada da economía, dado o comportamento establecido para o gasto público.

### 3. DESCRIPCIÓN DOS DATOS E ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE

Para contrastar empiricamente o modelo para a economía española utilizáronse os datos da Penn World Table (PWT) para o período 1950-1992. Este é o período para o que esta fonte ofrece valores de todos os datos que necesitamos. As variables que corresponden á economía española utilizadas neste estudo son o consumo ( $C$ ), o investimento ( $I$ ), o gasto público ( $G$ ), a demanda interna ( $DD$ ) (construída como a suma destas tres variables) e o PIB ( $Y$ ). Para a serie que recolle a evolución

da renda do resto do mundo ( $Z$ ) tivéronse en conta todos os países, con excepción de España, para os que a PWT ofrecía datos durante todo o período estudado,  $Z$  non é máis que a agregación do PIB de todos estes países. Os datos son anuais e todas as variables están medidas en unidades internacionais constantes, tomando como base o ano 1985.

Se as variables non son estacionarias<sup>2</sup> a análise baseada nas regresións de mínimos cadrados ordinarios pode dar lugar a regresións espurias.

O primeiro paso será analizar a estacionariedade das variables consideradas. Para iso lévanse a cabo os test de Dickey e Fuller que, como é ben sabido, se basean nas seguintes regresións:

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

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

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

sendo  $p$  o retardo máximo.

O rexeitamento da hipótese nula nestas regresións ( $\gamma=0$ ,  $Y_t$  contén unha raíz unitaria) en favor da alternativa ( $\gamma<0$ ), implica que  $\rho<1$  e  $Y_t$  é integrada de orde cero, é dicir,  $Y_t$  é estacionaria.

Para a elección dos retardos que deben incluírse no test ADF, Campbell e Perron (1991) suxiren un procedemento que consiste en fixar un retardo máximo que se considere suficiente,  $m$ , e comprobar se o estatístico  $t$  de Student para o coeficiente dese retardo indica que é significativo. Se o é, debe fixarse  $p=m$ . Se non o é, deben reducirse progresivamente os retardos ata atopar un que resulte significativo na regresión correspondente. Este procedemento pode levar á elección dun número de retardos moi elevado. Nos tests que se efectuarán a continuación comprobarase se a regresión elixida presenta problemas de autocorrelación. En tal caso, os retardos incluíranse de acordo co criterio de selección de Akaike e co de Schwarz, e comprobarase que co retardo elixido os residuos da ecuación correspondente non presentan problemas de autocorrelación.

O test DF será o test ADF sen retardos (con  $p=0$ ). O procedemento de contraste e os valores críticos son os mesmos para ambos os dous tests. O contraste efectúase do seguinte modo:

- 1) Se o estatístico  $t$  calculado é menor en termos alxébricos ca o valor crítico para o número de observacións correspondente, a hipótese nula (a hipótese da raíz

<sup>2</sup> Unha serie temporal será feblemente estacionaria se a súa media e a súa varianza son independentes do tempo e a súa covarianza  $\text{Cov}(Y_t, Y_s)$  depende exclusivamente da diferenza  $t-s$ , pero non de  $t$  ou de  $s$ . Véxase Greene (1997).

unitaria) debe ser rexeitada en favor da hipótese alternativa de estacionariedade de  $Y_t$  ( $Y_t$  é  $I(0)$ ).

- 2) Se o estatístico  $t$  calculado é maior ca o valor crítico, a hipótese nula non pode ser rexeitada e a variable pode ser integrada dunha orde superior a un ou non estar integrada.

O paso seguinte será contrastar se a orde de integración é 1. Se  $Y_t$  é  $I(1)$ , daquela  $\Delta Y_t$  é  $I(0)$ , polo que se debe repetir o test utilizando  $\Delta Y_t$  en lugar de  $Y_t$  na ecuación ADF correspondente.

Nesta nova regresión:

- 2.1) Se a hipótese nula é rexeitada, acéptase que  $Y_t$  é  $I(1)$ .  
 2.2) Se, pola contra, a hipótese nula non pode rexeitarse haberá que contrastar se  $Y_t$  é  $I(2)$ . É dicir, cómpre efectuar a continuación a regresión ADF utilizando  $\Delta\Delta Y_t$  en lugar de  $\Delta Y_t$ .

Para levar a cabo os tests de Dickey e Fuller cómpre elixir adecuadamente a especificación do modelo, isto é, a elección das ecuacións  $ADF_A$ ,  $ADF_B$  ou  $ADF_C$ , xa que os resultados do contraste poden variar segundo a especificación elixida. A observación gráfica da evolución da variable pode servir para decidir o tipo de regresión que se debe estimar, pero, cando esta observación non proporciona información suficiente, debe procederse de forma ordenada ao contraste.

Os tests de Dickey e Fuller son moi sensibles á correcta elección entre os modelos (A), (B) e (C), polo que Dolado *et al.* (1990) recomentan seguir o procedemento ordenado de contraste, resumido na figura 1.

Ao esquema orixinal engadíronselle as notas I, II e III; a continuación, especificáanse os valores de referencia (ao 5% e dependendo do número de observacións) que se utilizarán nos tests efectuados de agora en adiante, extraídos do traballo de Dickey Fuller (1981).

$$(I) \text{ Se } \begin{cases} \text{estatístico } t \text{ de } a_2 \text{ na regresión C} < |D| & \text{si} \\ \text{estatístico } t \text{ de } a_2 \text{ na regresión C} > |D| & \text{non} \end{cases}$$

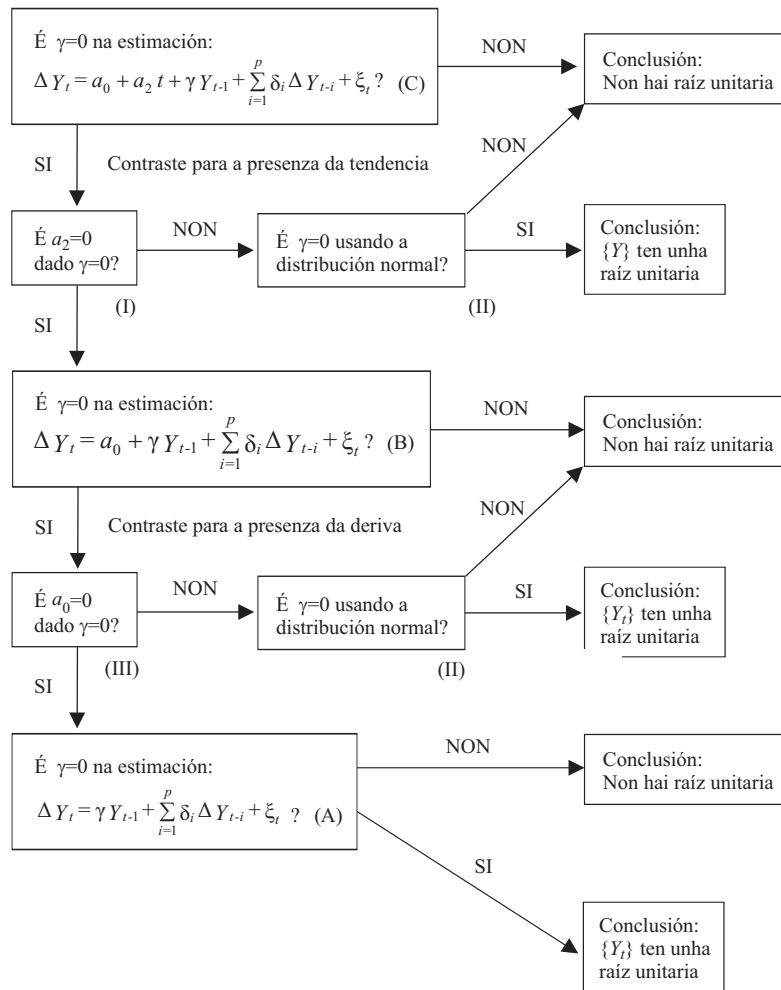
$$\text{sendo } |D| = \begin{cases} 2.85 \text{ para 25 observacións} \\ 2.81 \text{ para 50 observacións} \\ 2.79 \text{ para 100 observacións} \end{cases}$$

$$(II) \text{ Se } \begin{cases} \text{estatístico } t \text{ de } \gamma < |F| & \text{si} \\ \text{estatístico } t \text{ de } \gamma > |F| & \text{non} \end{cases} \quad \text{sendo } |F| = 1.96$$

(III) Se  $\begin{cases} \text{estadístico } t \text{ de } a_0 \text{ na regresión } B < |G| & \text{si} \\ \text{estadístico } t \text{ de } a_0 \text{ na regresión } B > |G| & \text{non} \end{cases}$

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

Figura 1



FONTE: Enders (1995).

Iniciarase o estudo coa análise da natureza das series para o período completo: 1950-1992.

Na táboa 1, a primeira columna indica as variables analizadas. Os nomes das variables van precedidos dunha “L” para indicar que se analiza a variable en logaritmos ou de “ $\Delta L$ ” para indicar que se analizan as primeiras diferenzas da variable en logaritmos.

A primeira vista, os valores obtidos polos tests de Dickey e Fuller parecen indicar que as series estudadas son  $I(1)$ . A hipótese de que as series conteñan unha raíz unitaria non pode ser rexeitada e rexéitase a hipótese de que as series conteñan dúas raíces unitarias. Con todo, os tests de Dickey e Fuller son moi sensibles á correcta elección entre os modelos (A), (B) e (C), polo que se seguirá o procedemento ordenado de contraste que se acaba de indicar.

Na táboa 1 obsérvase que:

- Cando se realiza a análise das series en primeiras diferenzas conclúese que poden considerarse  $I(0)$  todas as variables, rexeitándose así a hipótese da existencia de dúas raíces unitarias.
- Se se efectúa a análise das series en niveis, a existencia dunha raíz unitaria só pode rexeitarse no caso da variable  $LG$ , que parece ser  $I(0)$ . Para todas as demais series a hipótese de existencia dunha raíz unitaria non pode ser rexeitada, polo que se conclúe que son  $I(1)$ .

**Táboa 1.-** Test de Dickey e Fuller (1950-1992)

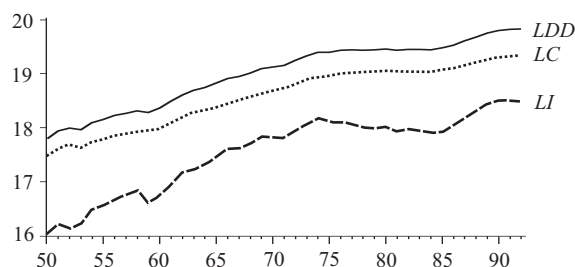
		Nada (A)		Deriva (B)		Deriva e tendencia (C)		$ D =2.8$	$ G =2.6$	
Variable	Ret.	ADF estat.	Prob. LM	ADF estat.	Prob. LM	ADF estat.	Prob. LM	$ a_2 \text{ est}  \text{ en C}$	$ a_0 \text{ est}  \text{ en B}$	
$LI$	0	3.87	0.24	-2.13	0.24	-1.50	0.21	0.8	2.3	
$\Delta LI$	0	-4.08*	1	-4.93*	0.29	-5.05*	0.12			
$LC$	0	7.65	0.17	-3.00	0.47	-0.93	0.41	0.3	<u>3.2</u>	
$\Delta LC$	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>	
$\Delta LY$	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>		
$\Delta LG$	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	
$\Delta LZ$	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>	
$\Delta LDD$	0	-3.23*	1	-4.87*	0.53*	-5.07*	0.32			
*Significativo ao 5%. Os valores críticos tabulados por Dickey e Fuller para as distintas ecuacións son os seguintes:										
		(A)			(B)			(C)		
	1%	-2.62			-3.59			-4.20		
	5%	-1.95			-2.93			-3.52		
	10%	-1.62			-2.60			-3.19		

Na táboa 1 analízase o comportamento da demanda privada da economía, a suma do consumo e o investimento, xa que esta variable será utilizada máis adiante. Aínda que o consumo e o investimentos sexan variables  $I(1)$ , cabe a posibilidade de que estean cointegradas, e que a demanda privada sexa estacionaria. Na táboa 1 obsérvase que non é este o caso e que a demanda privada da economía pode considerarse unha variable  $I(1)$ .

Malia que non existiría ambigüidade na determinación da orde de integración das variables analizadas segundo o método utilizado, cómpre ter en conta que os tests de Dickey e Fuller son moi pouco potentes cando se detecta a presenza de cambios estruturais.

Para as series aquí analizadas a simple observación da gráfica 1 elaborada a partir delas permite distinguir tres etapas: 1950-1976, 1977-1986 e 1987-1992. Estes tres períodos están marcados por dous cambios estruturais fundamentais. O primeiro cambio estrutural corresponde ao ano 1976 e é consecuencia da crise petrolífera de 1973, que se manifestou con retardo na economía española. O segundo cambio corresponde ao ano 1986, ano no que España ingresou como membro da Comunidade Económica Europea, e experimentou fortes cambios institucionais. Na gráfica 1 proporciónase a evolución da demanda interna, o consumo e o investimento e nela obsérvase que a presenza destes cambios estruturais é clara.

**Gráfica 1.-** Evolución do consumo, do investimento e da demanda interna



Os dous últimos períodos son demasiado curtos para poder ser analizados independentemente, polo que dividiremos o período total en dous subperíodos: 1950-1976 e 1977-1992. A continuación analizarase a estacionariedade das series nestes dous subperíodos (táboas 2 e 3).

A partir de agora e utilizando o procedemento ordenado de contraste explicado e seguido anteriormente, cando o estatístico ADF do modelo (C) sexa significativo concluírase que a serie é  $I(0)$ , e non se efectuarán os tests que corresponden ao modelo (B) nin ao (A).

Para este período está claro que todas as series son  $I(1)$ , xa que, utilizando o procedemento ordenado de contraste, a hipótese de que as series conteñan unha raíz unitaria non pode rexeitarse e rexéitase a hipótese de que as series conteñan dúas raíces unitarias.

**Táboa 2.-** Test de Dickey e Fuller (1950-1976)

		Nada (A)		Deriva (B)		Deriva e tendencia (C)		$ D =2.8$	$ G =2.6$
Variable	Ret.	ADF estat.	Prob. LM	ADF estat.	Prob. LM	ADF estat.	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
$\Delta LI$	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
$\Delta LC$	0					-5.62*	0.45		
LY	0	7.2	0.32	-1.02	0.36	-2.52	0.19	2.4	1.2
$\Delta LY$	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
$\Delta LG$	0					-5.60*	0.69		
LZ	0	17.7	0.31	0.18	0.29	-2.28	0.27	2.3	0.05
$\Delta LZ$	0					-4.23*	0.22		
LDD	0	7.2	0.27	-0.89	0.31	-2.40	0.19	2.3	1.08
$\Delta LDD$	0					-5.01*	0.68		
*Significativo ao 5%. Os valores críticos tabulados por Dickey e Fuller para as distintas ecuacións son os seguintes:									
		(A)		(B)		(C)			
1%		-2.65		-3.70		-4.37			
5%		-1.95		-2.98		-3.60			
10%		-1.62		-2.63		-3.24			

**Táboa 3.-** Test de Dickey e Fuller (1977-1992)

		Nada (A)		Deriva (B)		Deriva e tendencia (C)		$ D =2.8$	$ G =2.6$
Variable	Ret.	ADF estat.	Prob. LM	ADF estat.	Prob. LM	ADF estat.	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
$\Delta LI$	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
$\Delta LC$	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
$\Delta LY$	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
$\Delta LG$	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
$\Delta LZ$	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
$\Delta LDD$	0	-1.38	0.88	-1.56	0.47	-1.93	0.35	1.12	0.81
*Significativo ao 5%. Os valores críticos son os seguintes:									
		(A)		(B)		(C)			
1%		-2.72		-3.92		-4.67			
5%		-1.96		-3.06		-3.73			
10%		-1.62		-2.67		-3.30			

Os resultados para este período non son claros, a aplicación dos tests de Dickey Fuller non permite rexeitar en case ningún caso a presenza de dúas raíces unitarias e o procedemento ordenado de contraste leva nalgúns casos a contradicións co resultado anterior. De calquera modo, non é posible aceptar que todas as variables sexan  $I(1)$ .

En resumo, respecto da orde de integración das series é posible concluír que:

- A aplicación dos tests de Dickey e Fuller para o período completo permite aceptar que as series son  $I(1)$ , aínda que os cambios estruturais existentes advirtan da fragilidade desta conclusión.
- A conclusión de que as series son  $I(1)$  durante o período 1950-1976 é robusta.
- Non se pode considerar que as series son  $I(1)$  durante o período 1977-1992.

Por esta razón, a análise realizarase exclusivamente para o período completo (1950-1992) e para o subperíodo 1950-1976.

#### 4. A RELACIÓN ENTRE A DEMANDA, A PRODUCCIÓN E A RENDA DO RESTO DO MUNDO

Na sección 2 obtívose unha relación entre as variables  $dd$ ,  $e$  e  $z$ , especificada na ecuación (1). Para a estimación econométrica desta ecuación utilizarase a súa versión lineal logarítmica equivalente<sup>3</sup>:

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

expresión que se transforma na ecuación (1) mediante a diferenciación dos seus membros.

Posto que se comprobou que as tres variables que interveñen na expresión anterior son estacionarias en primeiras diferenzas –son  $I(1)$ –, analizarase a relación que hai entre elas no longo prazo utilizando o contraste da existencia dunha relación de cointegración.

Considérase que nun conxunto de series temporais integradas de orde un existe cointegración cando algunha combinación lineal delas é estacionaria, é  $I(0)$ . Utilizaráse o test de cointegración de Johansen, que precisa da estimación previa dun vector autorregresivo (VAR) (Enders, 1995).

Estimaré un VAR para o período completo (1950-1992) e outro VAR para o subperíodo 1950-1976 (táboa 4).

<sup>3</sup> A especificación lineal-logarítmica é moi frecuentemente utilizada nos modelos de crecemento con restricións externas. Véxanse Moreno (1998) e Atesoglu (1997).

Para seleccionar a orde do VAR utilízase o criterio de selección de Akaike e o de Schwarz. Cando ambos os dous criterios levan a distintas conclusións elixírase o VAR cuxas regresións non presenten problemas de autocorrelación ou de heterocedasticidade nos residuos.

**Táboa 4.-** Especificación estatística dos VAR seleccionados para *LDD*, *LY* e *LZ*. Períodos 1950-1992 e 1950-1976

Período	Criterio estatístico para seleccionar a orde		Orde do VAR <i>K</i>	Probabilidade de ausencia de autocorrelación (AC) e de heterocedasticidade nos residuos (HC)					
	<i>AIC</i>	<i>SIC</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. \*Rexeitamento da hipótese nula de ausencia de autocorrelación ou de heterocedasticidade nos residuos, *e* denota a orde do VAR elixido.

Dados os resultados obtidos e reflectidos na táboa 4, elixírase un VAR de orde dous para ambos os dous períodos.

A continuación efectúase o test de Johansen, cuxos resultados se presentan na táboa 5.

**Táboa 5.-** Test de cointegración de Johansen para *LDD*, *LY* e *LZ* sen tendencia determinística nin constante

Período	H0	H1	EV	Ecuación de cointegración estimada (erros estándar entre parénteses)
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*=Estatístico de verosimilitude. \*Denota rexeitamento da hipótese nula (H0) ao 5%.

Os resultados indican a existencia dun vector de cointegración. A ecuación de cointegración resultante é a que se ofrece no lado dereito da táboa.

#### 4.1. A TAXA DE CRECIMENTO SOSTIBLE EN FUNCIÓN DA EVOLUCIÓN DA DEMANDA INTERNA E DA RENDA DO RESTO DO MUNDO

A partir da expresión derivada da ecuación (1):

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

considerando que a condición de equilibrio externo se satisfai,  $LDD=LY$ , a taxa de crecemento sostible virá dada por:

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

Se se denomina multiplicador estimado ( $\Omega e$ ) ao que resulta de calcular  $\Omega$  na ecuación anterior, utilizando os coeficientes da ecuación de cointegración e o multiplicador real ( $\Omega r$ ) á ratio  $LY/LZ$ . O valor que toman estes multiplicadores cos datos aquí utilizados é o que se presenta na táboa 6.

**Táboa 6.-** Multiplicadores  $\Omega$

	$\Omega e$ derivado da ecuación de cointegración	$\Omega r$ media de $LY/LZ$
1950-1992	0.58	0.71
1950-1976	0.66	0.71

A diferenza entre ambos os dous non é moi grande, aínda que é maior no caso do período completo. En calquera caso, cómpre contrastar estatisticamente a posibilidade de que  $\Omega e = \Omega r$ . A técnica de Johansen permite contrastar restricións sobre o vector de cointegración, posibilitando así os tests de hipótese. Os tests de hipótese baséanse no feito de que se existen  $r$  vectores de cointegración, só estas  $r$  combinacións lineais entre as variables son estacionarias. Supóñase que o modelo ten  $r$  raíces características distintas de cero, se se denomina  $\lambda_i$  ás raíces características do modelo sen restrinxir e  $\lambda_i^*$  ás correspondentes raíces características do modelo restrinxido, o estatístico

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

distribúese asintoticamente como unha  $\chi^2$  con tantos graos de liberdade como restricións sobreidentificadoras impostas. Intuitivamente pode verse que para aceptar a restrición os dous termos no corchete deben ser moi similares. A probabilidade asociada a este estatístico permítenos decidir se se rexeita ou non a restrición imposta (Enders, 1995).

Se a taxa de crecemento da economía española é a taxa de crecemento sostible,

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

O procedemento que se seguirá neste caso consistirá en impoñer a restrición:

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

é dicir, fíxase o coeficiente que corresponde a  $LY$  no seu valor estimado, e imponse a restrición de que o coeficiente de  $LZ$  tome o valor que garanta a igualdade entre o multiplicador real e o estimado. Os resultados obtidos resúmense na táboa 7.

**Táboa 7.-** Test de hipótese sobre  $\pi_{dd}$  e  $\sigma_{dd}$

	1950-1992	1950-1976
Restrición	$\pi_{dd} = \hat{\pi}_{dd} = 1.06 \quad \hat{\sigma}_{dd} = 0.04$	$\pi_{dd} = \hat{\pi}_{dd} = 1.05 \quad \hat{\sigma}_{dd} = 0.04$
Probabilidade do estatístico	$P=0.192$	$P=0.171$

Estes resultados sinalan a imposibilidade de rexeitar o modelo tanto para o período completo (1950-1992) como para o subperíodo 1950-1976.

## 5. A TAXA DE CRECIMENTO SOSTIBLE EN FUNCIÓN DA DEMANDA PRIVADA DA ECONOMÍA E DA RENDA DO RESTO DO MUNDO

Se se supón que a taxa de crecemento do gasto público é función da taxa de crecemento do PIB español e que o crecemento da renda do resto do mundo non é unha variable relevante na determinación do crecemento do gasto, a cuestión será determinar a elasticidade do gasto público respecto da renda. No longo prazo, a elasticidade do gasto respecto da renda debe ser igual a un ( $g=y$ ), xa que do contrario se tendería a un tamaño do sector público excesivamente grande ou insignificante.

Cos datos utilizados, que se resumen na táboa 8, non é posible rexeitar a hipótese de que a taxa de crecemento do gasto público e do PIB sexan iguais en media, en moda e en varianza.

**Táboa 8.-** Crecemento do gasto público *versus* crecemento do PIB

		1950-1992	1950-1976
Media	P.E. F Anova	0.48	0.76
Moda	P.E. Chi cadrado axustado	0.83	0.16
Varianza	P.E. Levene	0.58	0.58
P.E.= Probabilidade do estatístico.			

Polo tanto, como xa se viu na sección 2, é posible considerar a relación (2):

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

e estimar esta ecuación na súa forma lineal logarítmica, mediante a busca da ecuación de cointegración que indica a relación entre as tres variables que contén. Para iso, en primeiro lugar, determínase un VAR cuxa especificación se resume na táboa 9. Os resultados do test de cointegración aplicados resúmense na táboa 10.

**Táboa 9.-** Especificación estatística dos VAR seleccionados para *LDP*, para *LY* e para *LZ*. Períodos 1950-1992 e 1950-1976

Período	Criterio estatístico para seleccionar a orde		Orde do VAR <i>K</i>	Probabilidade de ausencia de autocorrelación (AC) e de heterocedasticidade nos 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. \*Rexeitamento da hipótese nula de ausencia de autocorrelación ou de heterocedasticidade nos residuos. *e* denota a orde do VAR elixido.

**Táboa 10.-** Test de cointegración de Johansen para *LDP*, para *LY* e para *LZ* sen tendencia determinística nin constante

Período	H0	H1	EV	Ecuación de cointegración estimada (erros estándar entre parénteses)
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*=Estatístico de verosimilitude. \*Denota rexeitamento da hipótese nula (H0) ao 5%.

### 5.1. A TAXA DE CRECIMENTO SOSTIBLE EN FUNCIÓN DA EVOLUCIÓN DA DEMANDA PRIVADA E DA RENDA DO RESTO DO MUNDO

Os valores do multiplicador real e do estimado son os que se presentan na táboa 11.

**Táboa 11.-** Multiplicadores de  $\Omega^{dp}$ 

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

Pola condición de equilibrio definida anteriormente (*LDD*=*LY*) e supoñendo que o gasto público medra á mesma taxa que o PIB (*g*=*y*), resulta claro, como xa se viu na sección 21, que para que a economía medre a unha taxa de sostible debe cumprirse:

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

Para realizar este contraste procederáse da mesma maneira ca no punto anterior. Os resultados móstranse na táboa 12.

**Táboa 12.-** Test de hipótese sobre  $\pi_{dp}$  e  $\sigma_{dp}$

	1950-1992	1950-1976
Restrición	$\pi_{dp*} = \hat{\pi}_{dp*} = 1.10 \quad \hat{\sigma}_{dp} = 0.07$	$\pi_{dp*} = \hat{\pi}_{dp*} = 1.10 \quad \hat{\sigma}_{dp} = 0.07$
Probabilidade do estatístico	$P=0.023$	$P=0.995$

O modelo rexéitase para o período completo pero os seus resultados son moi satisfactorios para o subperíodo 1950-1976. Como xa se viu, o período completo presenta fortes cambios estruturais, polo que os resultados deben interpretarse con cautela.

## 5.2. A TAXA DE CRECIMENTO SOSTIBLE EN FUNCIÓN DA EVOLUCIÓN DO INVESTIMENTO E DA RENDA DO RESTO DO MUNDO

Co obxectivo de simplificar aínda máis a análise engadirase unha nova hipótese ao modelo: ademais de supoñer que o gasto público medra á mesma taxa que o PIB, supoñeráse que o consumo permanece constante como proporción do PIB. Se isto é así, a taxa de crecemento sostible vén dada unicamente pola evolución do investimento e da renda do resto do mundo.

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

Procedendo da mesma maneira ca nos casos anteriores, especificase un VAR e realízase o test de cointegración. Os resultados de ambos os dous procedementos reflíctense nas táboas 13 e 14.

**Táboa 13.-** Especificación estatística dos VAR seleccionados para  $LI$ , para  $LY$  e para  $LZ$ . Períodos 1950-1992 e 1950-1976

Período	Criterio estatístico para seleccionar a orde		Orde do VAR	Probabilidade de ausencia de autocorrelación (AC) e de heterocedasticidade nos residuos (HC)					
	AIC	SIC		LDP		LY		LZ	
				AC	HC	AC	HC	AC	HC
1950-1992	270.5	259.5	1	0.13	0.17	0.35	0.00*	0.03*	0.60
	$K=2$	$K=1$	2 e	0.51	0.37	0.35	0.03*	0.88	0.75
1950-1976	156.7	150.5	1	0.87	0.24	0.99	0.03*	0.53	0.22
	$K=2$	$K=1$	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. \*Rexeitamento da hipótese nula de ausencia de autocorrelación ou de heterocedasticidade nos residuos. e denota a orde do VAR elixido.

**Táboa 14.-** Test de cointegración de Johansen para  $LI$ , para  $LY$  e para  $LZ$  sen tendencia determinística nin constante

Período	H0	H1	EV	Ecuación de cointegración estimada (erros estándar entre parénteses)
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 verosimilitude. \*Denota rexeitamento da hipótese nula (H0) ao 5%.

### 5.3. A TAXA DE CRECIMENTO SOSTIBLE EN FUNCIÓN DA EVOLUCIÓN DO INVESTIMENTO

A comparación entre os multiplicadores e o resultado do test de hipótese sobre os coeficientes da ecuación de cointegración preséntanse nas táboas 15 e 16.

**Táboa 15.-** Multiplicadores de  $\Omega^I$ 

	$\Omega^I$ e derivado da ecuación de cointegración	$\Omega^I$ r media de $LY/LZ$
1950-1992	0.82	0.71
1950-1976	0.79	0.71

**Táboa 16.-** Test de hipótese sobre  $\pi$  e  $\sigma$ 

	1950-1992	1950-1976
Restrición	Non aplicable	$\pi^* = \hat{\pi} = 1.79$ $\hat{\sigma} = 0.55$
Probabilidade do estatístico	Non aplicable	$P=0.085$

Neste caso, o test de Johansen detecta a existencia de tres vectores de cointegración durante o período completo, o que indica que as tres variables son estacionarias. Como os tests de Dickey e Fuller non achegan unha evidencia clara sobre a estacionariedade das series non é posible determinar se efectivamente son estacionarias ou se hai un erro de especificación. Para o período 1950-1976 o modelo non pode ser rexeitado, pero a probabilidade de que os coeficientes tomen os valores indicados é pequena, polo que o modelo non sería moi fiable á hora de predicir.

## 6. CONCLUSIÓNS

Ao longo deste traballo contrastouse, cos datos estatísticos dispoñibles para o período 1950-1992, un modelo de crecemento con restricións de balanza de pagamentos. O obxectivo principal dese contraste era comprobar se a taxa de crecemen-

to sostible (obtida a partir da relación entre demanda interna, produción nacional e renda do resto do mundo) predicía adecuadamente o crecemento da economía española. Seguidamente realizouse unha análise que permitiu identificar as compoñentes da demanda interna máis relevantes para predicir o crecemento.

Cando se analiza o período completo conxuntamente, os resultados permiten afirmar que a taxa de crecemento da economía española pode predicirse en función da evolución da demanda interna e da renda do resto do mundo. Pero os cambios estruturais que tiveron lugar, como consecuencia da crise petrolífera e da entrada de España na Comunidade Económica Europea, advirten da fragilidade do resultado. A posibilidade de que a demanda privada ou o investimento sexan, alternativamente, dentro da demanda interna, as variables relevantes para predicir o crecemento non puideron confirmarse para o intervalo 1950-1976.

Os datos indican que, dentro do período analizado, a etapa máis longa sen cambios estruturais relevantes é a que comprende os anos 1950-1976. A taxa de crecemento da economía española para este subperíodo pode predicirse en función da evolución da demanda interna e da renda do resto do mundo. Se se supón que o gasto público medra á mesma taxa que o PIB, o que no longo prazo resulta verificado polos datos, é posible predicir cunha maior precisión o crecemento da economía española en función da evolución da demanda privada da economía e da renda do resto do mundo. Pode, xa que logo, concluírse que a evidencia empírica, no caso español, é favorable ao enfoque dos modelos de crecemento con restricións de balanza de pagamentos.

O intento de simplificar aínda máis o modelo, mediante o suposto de que son só o investimento e a renda do resto do mundo as variables que determinan a taxa de crecemento sostible, non achega resultados moi satisfactorios en canto á predición. Aínda que estatisticamente, para a etapa 1950-1976, este modelo non se ve rexeitado pola evidencia empírica, a súa precisión é limitada; e non é posible realizar o contraste para o período completo (1950-1992).

## APÉNDICE

A “Lei de Thirlwall modificada” (especificada por Moreno no ano 1998) establece que a taxa de crecemento é sostible se xera un crecemento das importacións netas igual ao do PIB. As identidades contables indican que a taxa de crecemento sostible se alcanza cando o exceso de demanda e, xa que logo, a demanda interna, medra á mesma taxa que o PIB. Así que en equilibrio:

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

Moreno parte do suposto de que  $\pi_{dd} \neq 1$ . Analizárase este caso para ver se este suposto é ou non restritivo:

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

Nesta situación, a economía só pode alcanzar a súa taxa de crecemento sostible ( $dd=y \Leftrightarrow mm=y$ ) se as exportacións se manteñen constantes ( $x=0$ ).

Se  $\pi_{dd}=1$  e  $x=0$ , calquera taxa de crecemento sería sostible. Se  $\pi_{dd}=1$  e  $x \neq 0$ , ningunha taxa de crecemento o sería, xa que o déficit por unidade de PIB nunca permanecería constante.

Que a elasticidade renda das importacións,  $\pi$ , sexa exactamente igual a  $(M-X)/M$  é unha casualidade moi pouco probable, polo que o suposto  $\pi_{dd} \neq 1$  non é moi restrictivo, e considerárase de agora en adiante que  $\sigma_{dd}, \pi_{dd} > 0$  e que  $\pi_{dd} \neq 1$ .

*A priori* considérase que  $\pi > 0$  e que  $\pi_{dd} > 0$ . Admítese que  $\pi_{dd} \neq 1$ , pero é posible que  $\pi_{dd}$  sexa maior ou menor que 1. Como xa se viu:

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

Veremos como o valor dos distintos parámetros describe as diferentes estruturas produtivas posibles:

$$1) \frac{M - X}{M} < 0: \text{trátase dunha economía que presenta un superávit inicial na balanza}$$

comercial, e como  $\pi > 0$ :  $\pi > \frac{M - X}{M}$  ou, o que é o mesmo,  $\pi_{dd} = 1$ .

$$2) \frac{M - X}{M} > 0: \text{trátase dunha economía que presenta un déficit inicial na balanza co-}$$

mercial, e  $\pi$  pode ser maior ou menor que  $(M-X)/M$ , é dicir,  $\pi_{dd}$  pode ser maior ou menor que 1.

2.1)  $\pi_{dd} < 1$ . Dada a definición de  $\pi$ , esta condición pódese escribir da forma:

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

É dicir, un aumento da renda nacional, permanecendo as exportacións constantes, fai que o déficit por unidade do PIB diminúa, polo que o crecemento non causa un problema de desequilibrio externo. É máis, neste caso (cando  $\pi_{dd} < 1$ ) se a economía satisfai a condición de equilibrio externo, para manter o déficit comercial por unidade do PIB constante o PIB debe diminuír. A taxa de crecemento sostible é negativa, xa que un aumento da renda do resto do mundo (e, por conseguinte, das exportacións) implica unha redución da taxa de crecemento sostible. No traballo de Moreno (1998) analízase esta posibilidade e afirmase que ese comportamento, ademais de ser contraintuitivo, non se ve verificado pola evidencia empírica, o que parece indicar que nas economías cuxa estrutura produtiva e cuxas preferencias sexan tales que un aumento na renda nacional descenda o déficit por unidade de PIB, a condición de equilibrio externo non se satisfai.

2.2)  $\pi_{dd} > 1$ . Para as economías con problema de déficit comercial a condición  $\pi > \frac{M - X}{M} \Leftrightarrow \pi_{dd} > 1$  garante a existencia dunha taxa de crecemento sostible positiva.

Neste caso esa condición require  $\frac{dM + M - X}{dY + Y} > \frac{M - X}{Y}$ .

Esta condición satisfaise cando un incremento na renda nacional, manténdose constantes as exportacións, vai acompañado dun aumento do déficit comercial por unidade do PIB. Neste contexto, o crecemento causa un problema de desequilibrio externo.

Para as economías descritas pola situación 2.1) os modelos de crecemento con restricións de balanza de pagamentos non son aplicables, xa que o crecemento non ten esa restrición. Aínda que estes modelos son aplicables ás situacións descritas nas aliñas 1) e 2.2), neste traballo preténdese determinar a taxa de crecemento dunha economía que ten problemas de déficit externo, polo que só estudarán economías que se caractericen por unha situación como a que se describe na aliña 2.2). Por esta razón, de agora en adiante supoñeráse sempre que existe un déficit comercial inicial  $\left(\frac{M - X}{M} > 0\right)$  e 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): "Autorregressive 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.