

LA RESTRICCIÓN EXTERNA AL CRECIMIENTO: NUEVOS ENFOQUES*

JOSÉ ANTONIO ALONSO

Universidad Complutense

CARLOS GARCIMARTÍN

Universidad de Salamanca

El presente artículo se enmarca, de forma crítica, en la tradición *keynesiana*, que atribuye a la demanda un papel relevante en la determinación de la dinámica económica. Más específicamente, el artículo investiga el papel que el equilibrio externo tiene como condicionante del proceso de crecimiento. El trabajo parte de discutir los procedimientos habitualmente utilizados para contrastar el papel de la restricción externa, sirviendo el caso español para ejemplificar, a través de técnicas de cointegración, las limitaciones que tiene una estricta aplicación de la Ley Thirlwall, basada en la apriorística eliminación de los precios en el proceso de ajuste externo. Frente a ese proceder, se sugiere un enfoque alternativo, basado en la directa identificación de la variable –precios o renta– sobre la que descansa el proceso de ajuste externo. Se formularon al efecto dos sistemas de ecuaciones diferenciales, que fueron estimadas como modelos en desequilibrio en tiempo continuo. Para el ejercicio de contrastación se utilizó una amplia muestra compuesta por diez de los más representativos países de la OCDE. Los resultados son predominantemente confirmatorios del protagonismo que la renta tiene en el proceso de ajuste externo, confirmando, de este modo, la hipótesis *keynesiana*.

Palabras clave: restricción externa, crecimiento, equilibrio exterior, Ley Thirlwall, postkeynesianos.

La literatura económica de los últimos años revela un interés creciente por los problemas relacionados con el crecimiento económico. Una buena parte de este esfuerzo teórico se ha centrado en la investigación de dos fenómenos de difícil explicación en el marco que emana de la originaria aportación de Solow (1956). El primero alude a la repentina y generalizada reducción en los ritmos de progreso de la productividad a partir de comienzos de los setenta; el segundo, a la existencia de tasas de crecimiento sostenidamente diferentes entre países.

(*) Los autores desean agradecer los comentarios recibidos por parte del profesor Padoan y de un evaluador anónimo.

La respuesta que a esta última cuestión ha venido ofreciendo la tradición neoclásica apunta, como posibles causas, a la dispar dinámica que sigue la dotación de inputs primarios y/o al nivel de eficiencia agregada con el que, en cada caso, éstos son utilizados. Lamentablemente, el hecho de que ambos factores hayan sido considerados exógenos minó seriamente el potencial explicativo de este proceder teórico. Por lo demás, difícilmente podía dar explicación de la sostenida disparidad en las tasas de crecimiento de los países una teoría que incorporaba entre sus prescripciones básicas la existencia de un proceso de convergencia. Como es sabido, el requerido supuesto de rendimientos marginales decrecientes de los factores sobre el que se erige la función de producción neoclásica, justifica el acercamiento hacia una tasa de crecimiento estacionario común entre aquellos países con parámetros básicos semejantes.

La renovación habida en este campo de la teoría económica a partir de los años ochenta –la llamada teoría del “crecimiento endógeno”– supuso un cambio notable en la forma de abordar este problema, ya que, al permitir la presencia de un factor con productividad marginal no decreciente, abrió paso a la eventual existencia de diferencias sostenidas en las tasas de crecimiento entre países. Cabría decir que se amplía el espectro de posibles factores explicativos, al identificar a la forma de la función de producción como una de las posibles causas del dispar comportamiento dinámico entre economías. Pese a las diferencias que puedan existir entre ambos enfoques, a los dos es común atribuir a los factores de oferta un protagonismo exclusivo en la explicación del crecimiento: éste depende del volumen de los inputs, incluido el progreso técnico, y de la forma que adopta la función de producción.

Aun cuando la mayor parte de las aportaciones a la teoría del crecimiento comparten estos postulados, no faltan contribuciones que otorgan a la demanda un mayor protagonismo en la determinación de la dinámica económica. Una posibilidad que se fundamenta en el abandono del supuesto de competencia perfecta, con pleno empleo de recursos, y se acepta la existencia de capacidad ociosa, también en el largo plazo. Desde esta perspectiva, enraizada en la tradición keynesiana, se considera que no basta con que los países posean inputs aptos para ser incorporados a la función de producción; es necesario, además, que dispongan de la demanda necesaria para hacer efectiva la plena utilización productiva de dichos inputs. Como corolario, los países pueden crecer a tasas diferentes si se enfrentan a demandas con comportamientos dinámicos dispares.

De ahí que sea relevante para una economía conocer los factores que impulsan y condicionan el dinamismo de su demanda. En un principio, la tradición keynesiana identificó a la inversión como el componente exógeno de la demanda al que cabía atribuir el protagonismo básico en la determinación del crecimiento. Desde los años sesenta, sin embargo, esta función se reserva al comercio exterior, donde se encuentra, por una parte, el componente más claramente exógeno de la demanda –las exportaciones– y, por otra, uno de los factores que más severamente condiciona la sostenibilidad del crecimiento –el equilibrio externo–. En la fundamentación inicial de este enfoque tuvo un papel crucial Harrod (1933), quien identificó a las exportaciones, a través del multiplicador del comercio, como la variable independiente que gobierna la evolución del producto y del empleo. Una

versión posterior del modelo de Harrod fue desarrollada por Thirlwall (1979), quien insistió en el papel de la restricción externa como condicionante del crecimiento, dando origen a una más reciente colección de trabajos teóricos y aplicados, en los que se somete a estudio los fundamentos y el respaldo empírico de la relación postulada.

El presente trabajo se enmarca de manera crítica en esta tradición. A lo largo de las páginas que siguen se tratará de discutir los procedimientos habitualmente utilizados para contrastar la *Ley de Thirlwall*, y de sugerir métodos alternativos para comprobar el papel que el equilibrio externo tiene como condicionante del crecimiento. El caso de la economía española y de nueve economías más de la OCDE constituyen la muestra sobre la que se realizan los diversos ejercicios empíricos.

1. PLANTEAMIENTO Y LIMITACIONES DE LA LEY THIRLWALL

En Harrod (1933) se encuentre el primer análisis de corte keynesiano en el que se introduce el sector exterior como determinante fundamental del crecimiento, si bien las versiones más actuales de este enfoque se derivan del trabajo seminal de Thirlwall (1979). Parte este autor de admitir, como condición de largo plazo, el requerido equilibrio de la balanza corriente:

$$XP = MP^*, \quad [1]$$

donde X son las exportaciones de bienes y servicios; M representan las importaciones; P y P^* los niveles de precios doméstico y foráneo, respectivamente, expresados en una moneda común. A su vez, exportaciones e importaciones de bienes y servicios se modelizan a través de sendas funciones multiplicativas de demanda:

$$X = A \left(\frac{P}{P^*} \right)^\gamma Y^{*\varepsilon} \text{ con } \gamma < 0, \varepsilon > 0 \quad [2]$$

y

$$M = B \left(\frac{P^*}{P} \right)^\eta Y^\pi \text{ con } \eta < 0, \pi > 0 \quad [3]$$

siendo A y B dos constantes; Y^* la renta mundial; η y γ las elasticidades precio de importaciones y exportaciones, respectivamente; y π y ε las elasticidades renta de importaciones y exportaciones, respectivamente.

Tomando logaritmos de [2] y [3] y derivando respecto al tiempo, se obtiene la versión dinámica de ambas funciones¹:

$$\dot{x} = \gamma (\dot{p} - \dot{p}^*) + \varepsilon \dot{y}^* \quad [4]$$

(1) A lo largo del presente trabajo se indicarán mediante letras minúsculas los logaritmos de las variables, mientras que su tasa de crecimiento se expresará con un punto sobre las mismas

y

$$\dot{m} = \eta (\dot{p}^* - \dot{p}) + \pi \dot{y} \quad [5]$$

Finalmente, de [1], [4] y [5] se deriva la tasa de crecimiento de la producción compatible con el equilibrio de balanza de pagos:

$$\dot{y} = \frac{(1 + \gamma + \eta) (\dot{p} - \dot{p}^*) + \varepsilon \dot{y}^*}{\pi} \quad [6]$$

Para que esta ecuación no sea expresión de una mera identidad contable, debe postularse la exogeneidad de todas las variables de la parte derecha de la igualdad. Un supuesto altamente plausible en el caso de la renta externa, pero más cuestionable cuando se refiere a los precios relativos. La matriz keynesiana del modelo de Thirlwall deriva del supuesto de que los precios relativos no desempeñan papel alguno en la determinación de la renta de equilibrio. Dos razones, hasta cierto punto incompatibles, aporta Thirlwall para justificar semejante supuesto: la primera hace alusión a la estabilidad de los precios relativos, suponiendo el cumplimiento a largo plazo de la Paridad del Poder Adquisitivo (es decir, $\dot{p} - \dot{p}^* = 0$); la segunda remite al bajo valor de las elasticidades precios, en virtud del protagonismo adquirido por nuevos resortes de la competencia, como la calidad, el nivel técnico u otros mecanismos de diferenciación de los productos (en cuyo caso, $1 + \gamma + \eta = 0$). De este modo, la ecuación [6] podría ser reescrita como

$$\dot{y} = \frac{\varepsilon \dot{y}^*}{\pi} \quad [7]$$

expresión conocida como la *ley de Thirlwall*. En suma, el crecimiento de la renta compatible con el equilibrio externo depende de la evolución del output internacional y del cociente de elasticidades renta de exportaciones e importaciones. A igual expansión del entorno, una economía crecerá tanto más cuanto mayor sea su cociente de elasticidades renta, una variable que expresa, en opinión de Thirlwall, la competitividad no-precios de la economía en cuestión.

Esta versión de la *Ley* ha sido contrastada, entre otros, por Thirlwall (1979), McGregor y Swales (1985, 1986 y 1991), Bairam (1988), Bairam y Dempster (1991), McCombie (1989 y 1992) y Atesoglu (1993, 1994 y 1995), con resultados, en general, confirmatorios.

En el trabajo inicial de Thirlwall se contrastó la *ley* a través del coeficiente de correlación de rango de Spearman entre la tasa de crecimiento efectivo de la renta y la tasa compatible con el equilibrio externo. Tras las críticas formuladas por McGregor y Swales (1985 y 1986), la *ley* se suele contrastar como sigue: en primer lugar, se estiman las funciones de comercio al objeto de obtener las correspondientes elasticidades; en segundo lugar, se calcula la tasa de crecimiento de la renta compatible con el equilibrio externo; y, por último, se regresa la tasa de crecimiento de la renta compatible con el equilibrio externo sobre la tasa efectiva de crecimiento. Es decir

$$\dot{y} = \alpha + \beta \dot{y}_b + e \quad [10]$$

donde $\dot{y}_b$ representa la tasa teórica de crecimiento definida por la *ley de Thirlwall* a es una constante y e indica el término de error. En el caso de que se verifique la *ley*, los parámetros a y β no deberían ser significativamente distintos de 0 y 1, respectivamente.

Aunque la investigación aplicada ha solidado respaldar el modelo de Thirlwall, los ejercicios empíricos sufren de ciertas limitaciones que pueden haber condicionado sus resultados. En concreto, tres tipos de problemas interesa destacar aquí:

a) En primer lugar, las funciones de comercio pueden no estar bien identificadas cuando se refieren a países –y períodos– en los que se registran importantes alteraciones en su estructura productiva. Suponer que la elasticidad renta de las exportaciones está adecuadamente representada a través de un parámetro –un valor constante a lo largo del período de estimación– constituye una simplificación extrema, especialmente cuando la economía en cuestión experimenta cambios significativos en la composición de su oferta exportadora.

b) En segundo lugar, resultan discutibles alguno de los procedimientos que habitualmente se utilizan para contrastar la *ley Thirlwall*. En concreto: las variables suelen ser expresadas en tasas de crecimiento y no en niveles, aun cuando ello puede dar lugar a una pérdida de información relevante respecto de las relaciones de largo plazo entre ellas; a lo largo del procedimiento de estimación la renta aparece simultáneamente como variable exógena en la función de importaciones y como variable endógena al determinar el crecimiento compatible con la restricción externa; y, finalmente, en la estimación de esta última ecuación se incluye una variable estocástica ($\epsilon Y^*/\pi$).

c) En tercer lugar, no parece suficientemente justificado el supuesto defendido por Thirlwall de que los precios no juegan papel relevante alguno en la evolución de los flujos de comercio, ni en la determinación de la renta de equilibrio. Las razones que ofrece Thirlwall no son fácilmente compatibles entre sí; ni parecen debidamente probadas en todos los casos. Es más, como se tratará de argumentar más adelante, el supuesto de Thirlwall respecto a los precios *no es necesario* –ni suficiente– para justificar la eficacia de la restricción externa al crecimiento.

En el presente trabajo se desarrolla un procedimiento de estimación de la restricción externa que elude las limitaciones señaladas. No obstante, antes de entrar en su exposición, conviene ejemplificar el equívoco papel que los precios pueden tener en las versiones tradicionales de la restricción externa, recurriendo para ello a un trabajo previo referido al caso español [Alonso (1997a)].

2. LA RESTRICCIÓN EXTERNA EN EL CASO ESPAÑOL. UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

En Alonso (1997a) se ensaya un procedimiento de contrastación de la restricción externa basado en las posibilidades que brindan las técnicas de cointegración, que se utilizan tanto para estimar las funciones de comercio como para contrastar la ecuación de crecimiento con equilibrio externo, utilizando para ello

datos de la economía española, durante el período comprendido entre 1960 y 1994².

El estudio parte del reconocimiento del importante cambio habido en la composición de la oferta española en el período, lo que obliga a considerar su potencial efecto sobre el dinamismo de las ventas externas. Para captar ese proceso *continuado* de cambio se consideró conveniente incluir en la función de exportaciones una variable que captase el progreso experimentado en la composición y nivel de calidad de la oferta; un progreso directamente asociado a la mejora tecnológica de la economía española. Dado el carácter predominantemente inducido de ese proceso, –basado en la adaptación de tecnología foránea más que en la creación de tecnología propia– se eligió como *proxy* los pagos tecnológicos al exterior (G), tal como figuran en la balanza de pagos³. Así pues, las exportaciones se hicieron depender de la renta mundial (Y^*), de los precios relativos (P/P^*), corregidos por el tipo de cambio, y de la variable aludida, que expresa la mejora de la calidad –en un sentido muy genérico– de los bienes y servicios generados. Por tanto,

$$X = A \left(\frac{P}{P^*} \right)^\gamma Y^{*\varepsilon} G^\delta \quad [9]$$

donde δ expresa la elasticidad de esta última variable.

Dada la mayor estabilidad observada en la composición de las importaciones⁴, éstas se modelizaron de acuerdo a una función clásica de demanda, haciéndolas depender de la renta del país (Y) y de los precios relativos (P^*/P), corregidos por el tipo de cambio:

$$M = B \left(\frac{P^*}{P} \right)^\eta Y^\pi \quad [10]$$

Al objeto de evitar las limitaciones que acompañan a la estimación de las variables en diferencias, se optó por tratarlas en niveles, recurriendo para ello a un análisis con técnicas de cointegración. En concreto, la estimación se realizó a través del método propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1992)⁵, basado en técnicas de Máxima Verosimilitud para procesos VAR(p) (Apéndice 1).

(2) Se hará aquí una referencia forzosamente sumaria a los contenidos básicos de este trabajo. Para un mayor detalle, véase Alonso (1997a)

(3) Obsérvese que el problema al que se trata de hacer frente es muy diferente al que se plantea como consecuencia de la ruptura en la senda temporal de una variable, en cuyo caso basta con una adecuada segmentación de la muestra, tal como realizan Hieke (1997) o Atesoglu (1997). En este caso, sin embargo, se trata de incorporar una variable que exprese el continuado proceso de mejora de calidad de la oferta exportadora y no una mera ruptura fruto de un cambio estructural en la serie.

(4) Una mayor estabilidad contrastada también a nivel internacional. Véase al respecto Bairam (1993).

(5) Los lectores interesados en conocer más en profundidad esta técnica pueden recurrir, entre otros, a Muscatelli y Hurn (1991) o Harris (1995); y, para considerar diversos casos de estudio, a Johansen y Juselius (1994).

Previo a la aplicación de dicha técnica, se comprobó el orden de integración de las variables, dada su naturaleza no estacionaria. La utilización de dos procedimientos complementarios —el test de Durbin-Watson (DW), utilizado por Sargan y Barghava (1983), y los test de Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller Ampliado (ADF), referidos en Dickey y Fuller (1979, 1981) y Engle y Granger (1987)— revelan que, al 1% de significación, todas las variables consideradas en las funciones de comercio tienen una raíz unitaria, condición necesaria para el ejercicio de cointegración.

Tras esta comprobación, se estimaron las funciones de comercio. De acuerdo con los modelos expuestos páginas atrás, los vectores estimados fueron los siguientes:

$$\begin{aligned}x_t &= (x, prx, y^*, g)_t \\ m_t &= (m, prm, y)_t\end{aligned}$$

siendo x_t y m_t los respectivos vectores de cointegración de exportaciones e importaciones; PRX los precios relativos de exportaciones —definidos como deflactor de las ventas externas (PX) sobre los precios de los competidores (P^*)—; PRM los precios relativos de importaciones —definidos como deflactor de las importaciones (PM) sobre deflactor del PIB (P)—; Y^* el PIB de la OCDE; Y el PIB doméstico; y G los pagos tecnológicos. En la modelización de corto plazo, además de las variables contenidas en los vectores de cointegración, se consideraron los efectos debidos a diversas covariables, que se integran en el MCE en diferencias⁶.

Dado que se trabaja con datos anuales, se trataron de modelizar las funciones de comercio como sendos VAR, con el menor orden de retardos que permite su conversión en un Modelo de Corrección del Error (MCE). En el caso de las exportaciones, con un $p=2$ existe evidencia de cointegración. No sucede lo mismo en el caso de las importaciones, en el que hubo de recurrirse a un orden de retardo superior, haciendo $p=3$. En el Anexo I se contienen los resultados de la aplicación de los test de Traza y de Máximo Valor Propio, que revelan la existencia de un —y único— vector de integración en cada una de las funciones de comercio.

Los resultados de la estimación a través de Máxima Verosimilitud de los vectores de cointegración arroja los resultados contenidos en el cuadro 1. El signo de todos los coeficientes es conforme a lo esperado. El contraste realizado sobre los vectores β confirma que ninguna de las variables consideradas en los vectores de cointegración puede ser excluida de las respectivas relaciones de largo plazo (Anexo 1); y los valores de α resultan interpretables como expresión de las velocidades de ajuste.

(6) En concreto, en el caso de las exportaciones se consideró el efecto de corto plazo de la evolución de la demanda interna y de las importaciones; y, en el caso de las importaciones, el efecto segregado de los diversos componentes de la demanda —consumo, inversión y exportaciones—. Dada la irrelevancia de los coeficientes de corto plazo para la determinación de la renta de equilibrio, se omiten aquí los resultados. Los lectores interesados pueden consultar Alonso (1997b).

Cuadro 1: VECTORES DE COINTEGRACIÓN NORMALIZADOS
(Modelos con tendencia)

Exportaciones		Importaciones	
Variable	Vector	Variable	Vector
prx	-1,388	prm	-0,752
y*	2,128	y	1,772
g	0,187		

La estimación de las funciones de exportación e importación proporciona los parámetros necesarios para determinar la renta compatible con el equilibrio exterior. A partir de las variables utilizadas, la renta de equilibrio se define como:

$$ybc = \frac{a - b + px - pm + \gamma prx - \eta prm + \epsilon y^* + \delta g}{\pi} \quad [11]$$

Pues bien, la existencia de una relación de cointegración entre la renta real y la definida por [11] revelaría la presencia de una relación de equilibrio entre la evolución de ambas variables. Y, adicionalmente, si el coeficiente que corresponde a la variable autónoma en el vector normalizado no es significativamente distinto de la unidad, habrá de suponerse que la evolución de una y otra variable sigue la misma tendencia en el largo plazo. Este resultado podría ser interpretado, desde el punto de vista económico, como la existencia de una senda de crecimiento en equilibrio, en torno a la cual deambula la evolución efectiva de la renta. No obstante, dado que la estimación se realiza en niveles, es necesario admitir la presencia de una constante, que es equivalente al parámetro no estimado en la ecuación de equilibrio [es decir, (a-b)].

El ajuste de modelos univariantes a las series y e ybc confirma la presencia de una raíz unitaria en ambas variables. Para comprobar la posible cointegración entre las mismas, se recurrió al procedimiento sugerido por Engle y Granger (1987). En este caso, con un PGD sin tendencia, con constante y dos retardos, se obtiene evidencia de cointegración. El test DF aplicado al residuo permite rechazar al 5% la existencia de raíz unitaria (ADF = -3,72; VC 5% = -3,54). El vector de cointegración que resulta es de la forma:

$$[1, -0,943 \text{ ybc}]$$

con un ajuste: $R^2 = 0,967$. Hay evidencia de autocorrelación y de heterocedasticidad, lo que afecta a la eficiencia de la estimación.

Por este motivo, se decidió modelizar el término de error como un proceso AR(2), estimando la ecuación en niveles a través de Máxima Verosimilitud. Es decir, se modelizó la relación estudiada como:

$$y_t = c + \beta ybc_t + \varepsilon_t \quad [12]$$

$$\varepsilon_t = \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \phi_2 \varepsilon_{t-2} + u_t \quad [13]$$

$$u_t \approx N(0; \sigma^2)$$

Los resultados de la estimación son los siguientes

$$y_t = 2,078 + 0,895 ybc_t$$

$$e_t = 1,097 e_{t-1} - 0,419 e_{t-2}$$

$$R^2 = 0,986; DW = 2,27$$

La aplicación del test Bera-Jarque ($I_{BJ} = 1,425$; $P = 0,49$) confirma la normalidad de los residuos u_t , condición necesaria para la validez del procedimiento aplicado. Finalmente, la aplicación del contraste de Wald a la restricción $\beta = 1$ ($\chi^2 = 3,53$; $P = 0,06$), permite aceptar la hipótesis de que el coeficiente de ybc es igual a la unidad. Estos resultados confirman la eficacia la interpretación de que el equilibrio externo impone una senda de crecimiento potencial en torno a la que parece fluctuar el crecimiento efectivo de la renta.

Conviene llamar la atención sobre el hecho de que esta conclusión es compatible con la contrastada significatividad de los precios en las funciones de comercio y con su presencia en la especificación de la renta de equilibrio. Ambos aspectos se oponen, sin embargo, a la versión simplificada que sobre la restricción externa ofrece Thirlwall. Es más, como se va exponer, el planteamiento de Thirlwall, unido a la mala especificación de las funciones de comercio, puede dar lugar a confirmaciones espurias de la restricción externa.

En efecto, supóngase que se acepta la versión simplificada de Thirlwall de la restricción externa, en la que se excluye el efecto de los precios. En ese caso, la ecuación de equilibrio quedaría:

$$y_{BS} \frac{(a - b) + 2,12y^*}{1,77}$$

Si, siguiendo el procedimiento habitual, se regresase el crecimiento efectivo de la renta sobre el que resulta compatible con esta versión del equilibrio externo, los resultados serían:

$$\dot{y} = 0,0001 + 1,0158 \dot{y}_{BS}$$

$$R^2 = 0,41 \quad SER = 0,024$$

El término constante no es significativamente distinto de cero y el coeficiente no es significativamente distinto de 1. Así pues, quedaría confirmada la *ley Thirlwall*. No obstante, se trata de una confirmación espuria, fruto del efecto compensador que, en el caso español, tienen los precios relativos, por una parte, y el cambio en la calidad técnica de la oferta exportadora, por otro. Ambas variables de peso equivalente pero con un efecto inverso sobre la renta de equilibrio.

En suma, en el caso español se comprueba que la exclusión a priori de los precios puede conducir a conclusiones erróneas. Es más, el hecho de que ambas ecuaciones de equilibrio, con y sin precios, revelen la existencia de restricción externa ilustra, de forma bien notoria, las limitaciones del planteamiento de

Thirlwall. En los siguientes epígrafes se sugiere un enfoque más directo de estimación de la restricción externa que permite eludir este problema. Para ello, y a efectos de generalizar su validez, se aplicará a una muestra, altamente representativa, de diez países de la OCDE.

3. UN ENFOQUE METODOLÓGICO ALTERNATIVO

3.1. Sistema de ecuaciones diferenciales

Antes se ha comentado que el nulo efecto de los precios sobre la ecuación de equilibrio no es una condición necesaria para justificar la existencia de restricción externa al crecimiento. De hecho, puede suceder que los precios influyan sobre los flujos comerciales, pero no se adecuen en su comportamiento a la situación de la balanza de pagos; o, incluso, que aún adecuándose, su efecto sobre el ajuste externo sea menor. En estos dos casos, no cabría desconsiderar el efecto que los precios relativos tienen sobre el comportamiento de los flujos comerciales; pero ello no anula la potencial vigencia de la restricción externa como condicionante de la dinámica económica, pues, en ambos casos, la consecución del ajuste externo se hace descansar, total o predominantemente, sobre la renta.

De hecho, la discrepancia fundamental entre los enfoques neoclásico y keynesiano radica en la identificación de la variable sobre la que descansa el proceso de ajuste. Mientras que para el análisis keynesiano el ajuste lo protagoniza la renta (ya sea por la irrelevancia de las elasticidades precio o por otros motivos), para el enfoque neoclásico son los precios relativos, básicamente, los que realizan ese proceso de ajuste. Dicho de otro modo, si se plantea la relación incluida en (9) como una identidad de la siguiente forma:

$$(1 + \gamma + \eta)(\dot{p} - \dot{p}^*) + \varepsilon \dot{y} \equiv \pi \dot{y} \quad [14]$$

donde, para simplificar, se supondrá constante la renta exterior, existen dos posibilidades para convertir dicha identidad en una ecuación con significado económico: la primera es que la variable dependiente sean los precios relativos, que se modificarán ante cambios en la renta (planteamiento neoclásico); la segunda, es que la variable dependiente sea la renta (planteamiento keynesiano), que variará ante cambios exógenos en los precios relativos. Por tanto, la cuestión es identificar sobre qué variable descansa el proceso de ajuste. Para dilucidar semejante dilema deberían estimarse las siguientes ecuaciones

$$\dot{y} = \alpha_1 (x - m + p - p^*) \quad [15]$$

frente a

$$(\dot{p} - \dot{p}^*) = \alpha_2 (x - m + p - p^*) \quad [16]$$

No obstante, sería incorrecto afrontar semejante tarea de forma directa, ya que las dos ecuaciones presuponen la exogeneidad de las corrientes de comercio, lo que es inconsistente con su dependencia de rentas y precios relativos. Por tanto, es necesario traducir ambos enfoques a sendos sistemas de ecuaciones, que en

este caso se expresan como sistemas de ecuaciones diferenciales, en las que las variables se ajustan a su equilibrio parcial. Los sistemas propuestos son,

$$\begin{aligned}\dot{y} &= \alpha_1 (x - m + p - p^*) \\ \dot{x} &= \alpha_2 (x^e - x) \\ x^e &= a + \gamma (p - p^*) + \varepsilon y^* \\ \dot{m} &= \alpha_3 (m^e - m) \\ m^e &= b + \eta (p^* - p) + \pi y\end{aligned}\quad [17]$$

frente a

$$\begin{aligned}(\dot{p} - \dot{p}^*) &= \alpha_4 (x - m + p - p^*) \\ \dot{x} &= \alpha_5 (x^e - x) \\ x^e &= a + \gamma (p - p^*) + \varepsilon y^* \\ \dot{m} &= \alpha_6 (m^e - m) \\ m^e &= b + \eta (p^* - p) + \pi y,\end{aligned}\quad [18]$$

donde el superíndice e indica los valores de equilibrio parcial de cada variable. De este modo, el sistema [17] expresa la hipótesis keynesiana que atribuye a la renta el protagonismo en el ajuste, lo que exige que α_1 sea positiva y significativa –un déficit genera una reducción correctora de la renta–. Por su parte, el sistema [18] se construye sobre la hipótesis neoclásica de que son los precios relativos –y sólo ellos– los que promueven el ajuste, lo que exige un valor positivo de α_4 –un déficit se corrige con una reducción de precios relativos– y la no significatividad de α_1 .

3.2. La evidencia empírica⁷

Conforme a lo expuesto, los modelos a estimar derivados de (17) y (18) pasan a ser:

$$\begin{aligned}\dot{y} &= \alpha_1 (x - m + px - pm) \\ \dot{x} &= \alpha_2 (x^e - x) \\ x^e &= a + \gamma (prx) + \varepsilon y^* \\ \dot{m} &= \alpha_3 (m^e - m) \\ m^e &= b + \eta (prm) + \pi y\end{aligned}\quad [19]$$

y

(7) Para una exposición precisa del análisis y tratamiento econométrico de los sistemas de ecuaciones diferenciales, véase Gandolfo (1981). Véase también el Apéndice II sobre la solución analítica del sistema (17) y el Anexo III sobre la estabilidad del sistema.

$$(p\dot{r}x) = \alpha_4 (x - m + prx + p^* - pm)$$

$$(p\dot{r}m) = \alpha_5 (x - m + prx + p^* - pm)$$

$$\dot{x} = \alpha_6 (x^e - x)$$

$$x^e = a + \gamma (prx) + \varepsilon y^* \quad [20]$$

$$\dot{m} = \alpha_7 (m^e - m)$$

$$m^e = b + \eta (prm) + \pi y$$

Los sistemas planteados se han estimado con datos correspondientes a diez países de la OCDE, para el período 1965-1994. Además de los datos correspondientes a los flujos de comercio y a la renta de estos países, se utilizaron unos indicadores de precios especialmente contruidos al efecto (véase al respecto el Anexo IV). Los resultados obtenidos en ambos sistemas para la muestra seleccionada se recogen en los cuadros 2 y 3⁸.

Según los resultados recogidos en el cuadro 2, el parámetro a_1 es positivo y significativo en ocho de los diez países analizados. En estos casos cabe concluir que el proceso de ajuste recae fundamentalmente sobre la renta, conforme a la hipótesis keynesiana, de forma que el crecimiento aparece restringido por el equilibrio externo. Las excepciones son los Estados Unidos y Francia, países donde, como se verá más adelante, tampoco los precios relativos se muestran sensibles al desequilibrio exterior. Respecto a Estados Unidos, este resultado, que coincide con lo hallado en otros trabajos, es conforme con la mayor capacidad que Estados Unidos tiene para sostener un déficit comercial sin afectar a la sostenibilidad de su crecimiento. Por el contrario, el caso francés es más sorprendente, máxime teniendo en cuenta lo obtenido para otros países⁹.

En relación a las elasticidades precio, quince de las veinte estimadas (cuadro 2) son significativas al 95% de probabilidad y muestran el signo correcto, mientras que dieciséis lo son al 90%. En el intervalo de confianza más amplio, seis de los diez países tienen ambas elasticidades negativas y significativas, mientras que en el intervalo de confianza del 90% este número se amplía a siete. Únicamente en el caso de Francia ninguna elasticidad de precios es significativa, lo que, hasta cierto punto, corrobora las deficiencias que muestra el modelo para este país. De todos modos, cabe señalar que la mayor parte de las elasticidades precio estimadas son reducidas.

Los resultados de la estimación del modelo basado en la hipótesis neoclásica (recogidos en el cuadro 3) revelan la incapacidad de los precios relativos para corregir el desequilibrio externo, incluso en aquellos países (Estados Unidos y Francia) donde la renta se mostraba insensible a los desequilibrios de balanza de

(8) La estimación econométrica de ambos sistemas se ha realizado con los programas Transf, Resimul y Continst. Queremos agradecer a su autor C. Wymer la cesión de dichos programas.

(9) Conviene, no obstante, mencionar que en caso de Francia se han presentado problemas de convergencia en la estimación, lo que podría explicar los resultados obtenidos.

Cuadro 2: AJUSTE VÍA RENTA. SISTEMA [19] (HIPÓTESIS KEYNESIANA)

País	α_1	α_2	α_3	γ	η	ε	π
Alemania	0,15 (4,15)	0,58 (2,80)	3,92 (2,64)	-0,73 (2,09)	-0,11 (0,96)	1,54 (12,45)	1,90 (31,90)
Canadá	0,12 (2,11)	1,40 (2,85)	0,46 (2,45)	-0,37 (4,68)	-0,98 (3,44)	1,51 (18,61)	1,57 (10,35)
España	0,16 (3,85)	0,23 (1,97)	2,26 (3,50)	-0,59 (2,08)	-0,58 (2,59)	2,18 (2,98)	1,88 (16,10)
EE.UU.	-0,06 (1,78)	0,81 (4,12)	2,22 (2,83)	-0,47 (5,25)	-0,41 (10,36)	1,39 (10,69)	2,02 (53,41)
Francia	-0,05 (1,18)	0,22 (2,17)	0,8 (2,57)	-0,05 (0,17)	-0,29 (1,26)	1,42 (3,87)	1,76 (25,24)
Holanda	0,13 (2,53)	1,99 (3,53)	1,34 (2,86)	-0,29 (5,30)	-0,37 (3,21)	1,27 (40,28)	1,33 (12,97)
Italia	0,16 (3,09)	1,74 (3,82)	1,40 (3,86)	-0,63 (4,73)	-0,44 (11,67)	1,35 (24,51)	1,42 (35,50)
Japón	0,19 (5,04)	0,97(4,31)	1,03(5,76)	-1,45 (3,87)	-0,59 (6,80)	1,89 (17,06)	0,96 (14,97)
Reino Unido	0,11 (2,38)	0,61(2,42)	1,87(3,45)	-0,25 (1,86)	-0,29 (4,68)	0,94 (7,33)	1,77 (30,36)
Suecia	0,09 (1,98)	0,95(2,56)	1,30(2,25)	-0,28 (1,58)	-0,29 (2,70)	1,09 (8,47)	1,65 (14,69)
(signo esperado)	+	+	+	-	-	+	+

Nota: ratio-t entre paréntesis

Cuadro 3: AJUSTE VÍA PRECIOS. SISTEMA [20] (HIPÓTESIS NEOCLÁSICA)

País	α_4	α_5	α_6	α_7	γ	η	ε	π
Alemania	-0,001 (0,56)	-0,001 (0,86)	0,85 (3,40)	3,36 (2,51)	-0,87 (3,74)	-0,11 (1,01)	1,41 (16,08)	1,82 (26,92)
Canadá	-0,01 (1,63)	0,001 (1,19)	1,99 (2,97)	0,76 (2,59)	-0,37 (5,77)	-1,04 (3,80)	1,44 (20,53)	1,35 (8,19)
España	-0,004 (1,14)	-0,001 (0,77)	0,26 (2,20)	1,87 (3,51)	-0,82 (1,98)	-0,42 (1,80)	2,21 (2,76)	1,72 (3,38)
EE.UU.	-0,01 (2,01)	0,0 (0,39)	0,92 (4,68)	2,02 (1,78)	-0,42 (6,47)	-0,49 (13,08)	1,50 (16,08)	1,99 (79,16)
Francia	-0,07 (0,83)	-0,001 (0,65)	0,37 (3,55)	2,52 (2,55)	-0,56 (2,55)	-0,33 (5,66)	1,25 (3,03)	1,56 (38,01)
Holanda	-0,001 (0,49)	-0,001 (0,47)	2,02 (3,57)	2,45 (2,11)	-0,32 (6,45)	-0,28 (2,89)	1,25 (43,97)	1,41 (16,16)
Italia	-0,003 (0,67)	-0,001 (0,52)	0,94 (2,50)	3,56 (3,17)	-0,70 (3,48)	-0,35 (10,80)	1,34 (17,57)	1,36 (43,62)
Japón	-0,001 (0,53)	-0,003 (0,79)	0,54 (3,44)	0,71 (3,53)	-1,83 (3,53)	-0,60 (5,22)	1,76 (10,55)	0,79 (8,22)
Reino Unido	-0,005 (1,45)	-0,001 (0,69)	0,48 (2,18)	2,36 (3,82)	-0,35 (2,11)	-0,28 (5,20)	0,89 (6,03)	1,81 (37,16)
Suecia	-0,004 (0,91)	0,0 (0,10)	0,80 (2,79)	0,80 (2,25)	-0,26 (1,85)	-0,31 (2,36)	0,99 (7,93)	1,44 (11,62)
(signo esperado)	+	-	+	+	-	-	+	+

Nota: ratio-t entre paréntesis.

pagos. Por tanto, la evidencia empírica presentada no parece respaldar la hipótesis neoclásica: una conclusión a la que se accede también al verificar la significación que tiene la renta como mecanismo básico de ajuste del desequilibrio exterior.

4. VELOCIDADES DE AJUSTE Y CRECIMIENTO ESTACIONARIO

4.1. Las velocidades de ajuste de las variables

Los parámetros α_i estimados miden la velocidad de ajuste de las variables a sus valores de equilibrio, siendo su inversa el desfase medio o *mean time lag*, definido como el tiempo necesario para eliminar el 63% de la diferencia existente entre sus valores observados y los de equilibrio¹⁰. La forma de especificar los modelos como ecuaciones diferenciales, con variables que se ajustan a sus valores de equilibrio, permite caracterizar las variables endógenas según su velocidad de ajuste, diferenciando entre las *slave variables* y las *order variables*. Las primeras presentan una mayor velocidad de ajuste que las segundas, gobernando la dinámica del sistema. No obstante, la senda hacia el nivel de equilibrio depende tanto del comportamiento de la variable en cuestión como del correspondiente a aquellas otras que entran en su determinación, por lo que no sólo la velocidad de ajuste parcial de la propia variable resulta relevante, sino también las velocidades del resto de las consideradas en la ecuación de equilibrio. Es decir, aunque una determinada variable pueda presentar una alta velocidad de ajuste parcial, puede ser baja su velocidad de equilibrio final debido a la lentitud de ajuste de otras variables que inciden en su determinación. Mediante los valores de los parámetros α_i se obtienen las velocidades de ajuste para los países donde opera la restricción externa al crecimiento (cuadro 4).

Cuadro 4: VELOCIDAD DE AJUSTE DE LAS VARIABLES ENDÓGENAS A SU NIVEL DE EQUILIBRIO

País	<i>Mean time lag</i> (años)		
	y	x	m
Alemania	6,6	1,7	0,3
Canadá	8,3	0,7	1,6
España	6,2	4,5	0,4
Holanda	7,7	0,5	0,7
Italia	6,2	0,6	0,7
Japón	5,3	1,0	1,0
Reino Unido	9,1	1,6	0,5
Suecia	11,1	1,0	0,8

(10) Para la justificación de semejante resultado, véase de nuevo Gandolfo (1981). Asimismo, nótese que la estabilidad parcial de los sistemas anteriores requiere valores negativos para los parámetros a_2 , a_3 , a_5 y a_6 , lo que se cumple para el sistema (19).

De acuerdo a estos resultados, la velocidad de ajuste de las variables de comercio es superior a la correspondiente a la producción. De ello se deriva que esta última condiciona –esclaviza– la senda de acercamiento al equilibrio global, lo que sucede de manera más acusada en Canadá, Reino Unido y Suecia. Por otro lado, la velocidad de ajuste de las exportaciones también puede interpretarse como la eficacia de los diferentes sistemas económicos para responder a variaciones del entorno que afecten a las variables determinantes del comercio. En este sentido, los países que muestran una respuesta más rápida son Italia, Holanda, Canadá, Japón y Suecia. Por el contrario, Alemania, Reino Unido y, sobre todo, España, presentan una menor capacidad de ajuste de sus ventas exteriores ante modificaciones en los determinantes de éstas.

4.2. La tasa de crecimiento del estado estacionario

El objeto de este epígrafe es resolver el sistema [19] para las tasas de crecimiento en el estado estacionario de las diversas variables. La solución de dicho sistema, cuya operativa se recoge en el Anexo II, es para el caso de la renta:

$$\lambda_y = \frac{\lambda_{px} - \lambda_{pm} + \gamma\lambda_{prx} - \eta\lambda_{prm} + \varepsilon\lambda Y^*}{\pi} \quad [21]$$

donde (λ_i) recoge la tasa de crecimiento de la variable respectiva. Es decir, expresa la tasa de crecimiento de la renta compatible con el equilibrio externo (cuadro 5).

Utilizando los valores de los parámetros recogidos en el cuadro 2 se obtienen las siguientes tasas de crecimiento de equilibrio para aquellos países donde se confirma la restricción externa (cuadro 5 y gráficos 1 a 8).

Cuadro 5: TASAS DE CRECIMIENTO REALES Y DE EQUILIBRIO (1965-1994)

País	Tasa real	Tasa de equilibrio estimada (*)
Alemania	75	87
Canadá	101	96
España	99	110
Holanda	92	107
Italia	90	92
Japón	144	157
Reino Unido	62	56
Suecia	63	60

(*) Para la tasa de crecimiento de equilibrio se utilizan las variables significativas al 90%.

Gráfico 1: TASAS DE CRECIMIENTO REAL Y DE EQUILIBRIO DE ALEMANIA

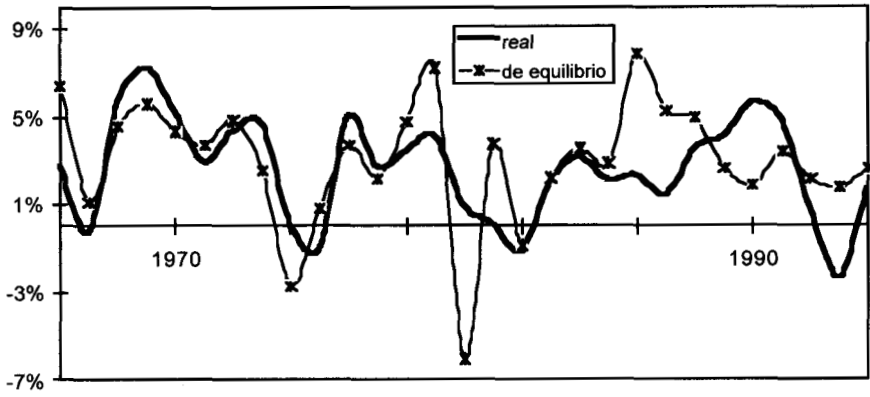


Gráfico 2: TASAS DE CRECIMIENTO REAL Y DE EQUILIBRIO DE CANADÁ

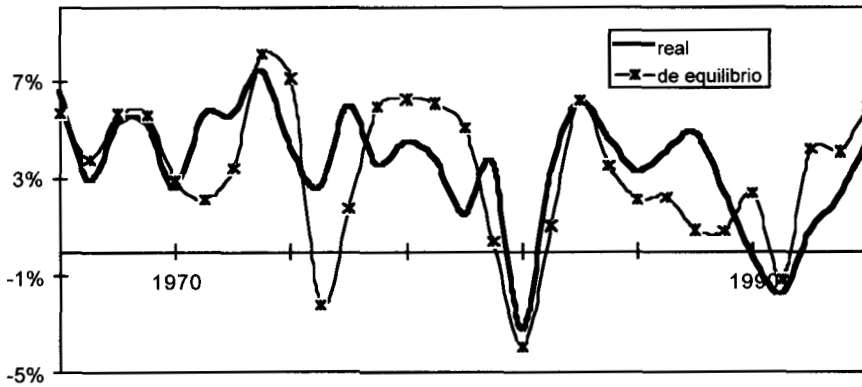


Gráfico 3: TASAS DE CRECIMIENTO REAL Y DE EQUILIBRIO DE ESPAÑA

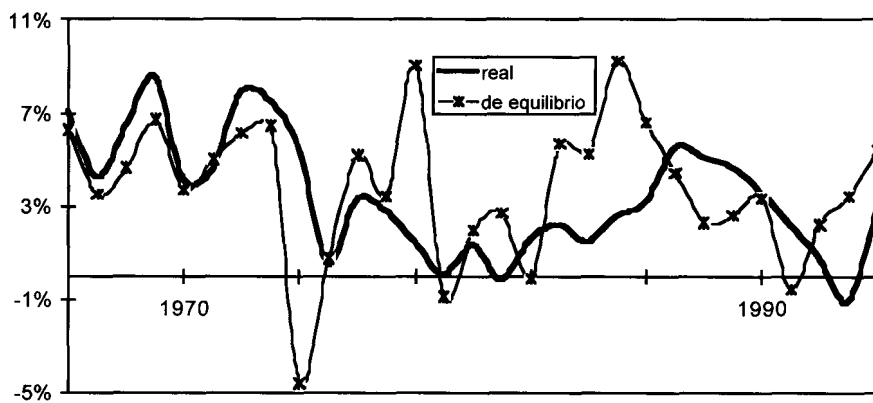


Gráfico 4: TASAS DE CRECIMIENTO REAL Y DE EQUILIBRIO DE HOLANDA

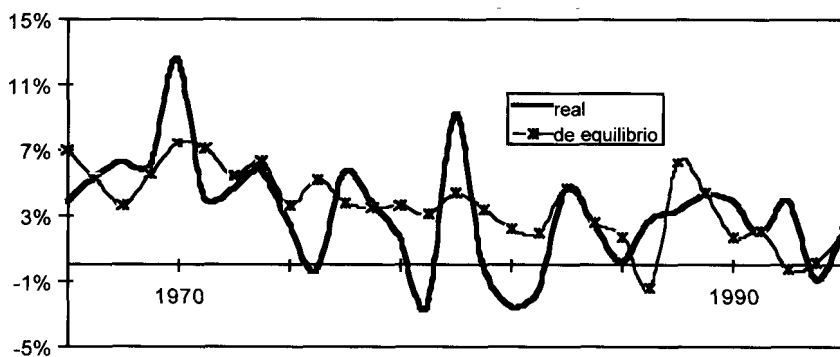


Gráfico 5: TASAS DE CRECIMIENTO REAL Y DE EQUILIBRIO DE ITALIA

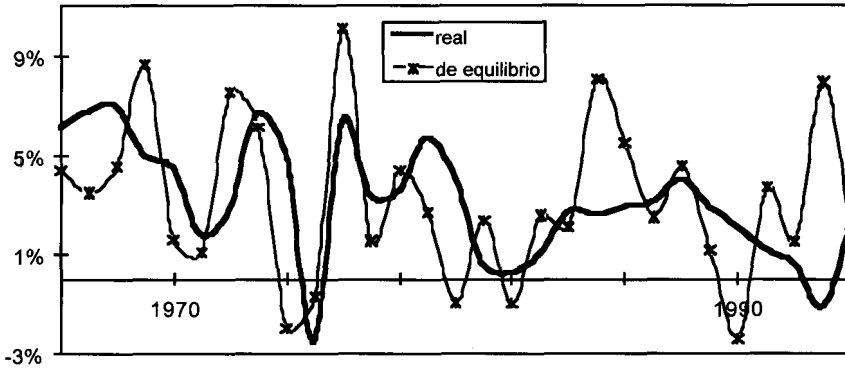


Gráfico 6: TASAS DE CRECIMIENTO REAL Y DE EQUILIBRIO DE JAPÓN

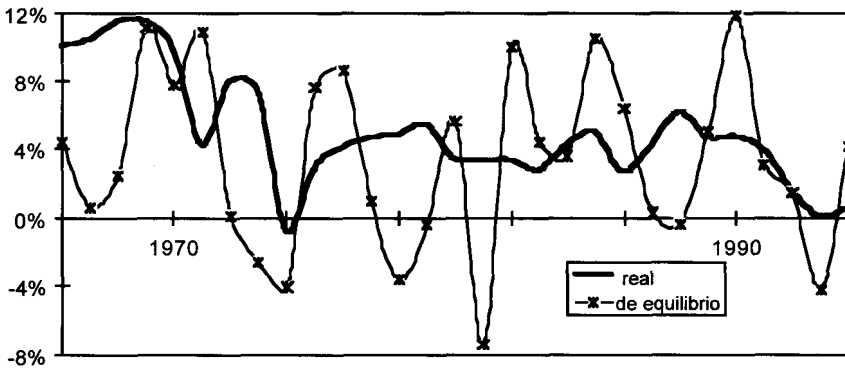


Gráfico 7: TASAS DE CRECIMIENTO REAL Y DE EQUILIBRIO DEL REINO UNIDO

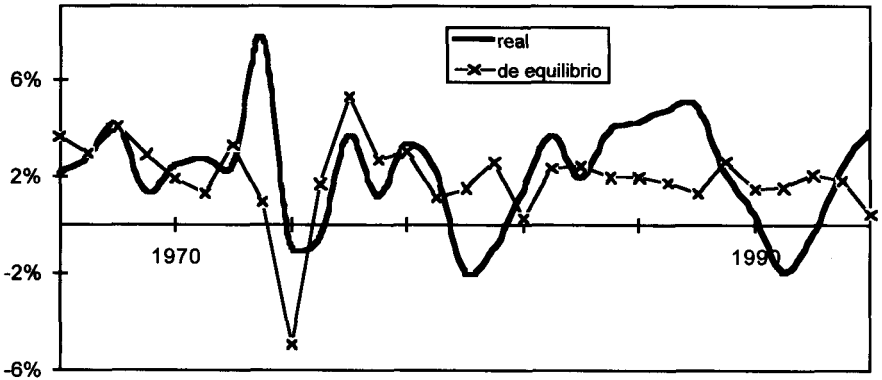
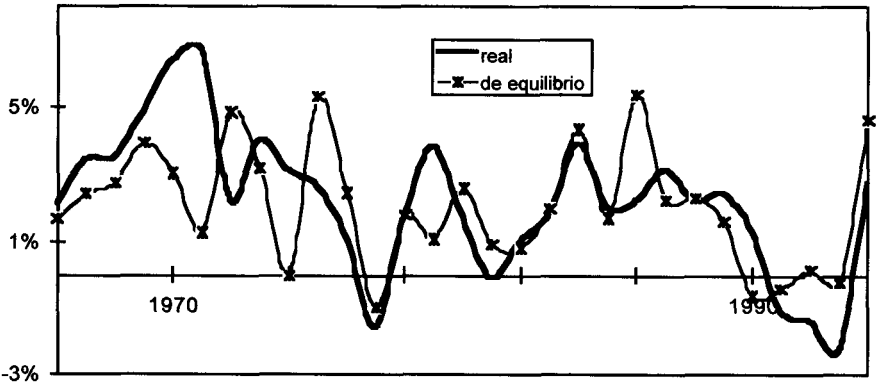


Gráfico 8: TASAS DE CRECIMIENTO REAL Y DE EQUILIBRIO DE SUECIA



Cuadro 6: TASAS DE CRECIMIENTO REALES Y DE EQUILIBRIO EXTERNO (1965-1994)

País	Tasa de equilibrio estimada (%) (a) (*)		Contribución en (a) (%) (**)	
			de la renta externa	de los precios relativos
Alemania	87		88	12
Canadá	96		94	6
España	110		98	2
Holanda	107		84	16
Italia	92		96	4
Japón	157		118	-18
R. Unido	56		89	11
Suecia	60		103	-3

(*) Para la tasa de crecimiento de equilibrio se utilizan las variables significativas al 90%.

(**) La contribución de los precios a la tasa de crecimiento de equilibrio estimada se define como el peso porcentual de la expresión

$$\frac{\lambda_{px} - \lambda_{pm} + \gamma \lambda_{prx} - \eta \lambda_{prm}}{\pi}$$

en dicha tasa, mientras que la contribución de la renta externa es la participación porcentual del componente $\frac{\varepsilon \lambda y^*}{\pi}$

Como puede comprobarse, los mayores desajustes entre la tasa real y la estimada para el conjunto del período analizado se localizan en Japón, Alemania y Holanda: los países que han mostrado un mejor comportamiento de su sector exterior. Dado el signo del error, ello podría interpretarse como que, en estos países, ha sido más decisiva la restricción de oferta que la de demanda. El buen comportamiento del sector exterior de estas economías no ha comportado elevaciones de sus precios relativos, sino que ha propiciado un incremento de la producción, por una parte, y una expansión de los excedentes comerciales, por la otra.

La tasa de crecimiento de equilibrio de los diversos países puede descomponerse en función de la contribución que a la misma realizan los precios relativos y la renta externa. El cuadro 6 recoge las correspondientes aportaciones de estos dos factores.

En todos los países las variaciones de precios presentan una cierta contribución, positiva o negativa, a la tasa de crecimiento compatible con el equilibrio externo. No obstante, el peso porcentual de dicha contribución sobre el total no es muy elevado. La media de las contribuciones en valor absoluto es del 9%, correspondiendo el 91% restante a modificaciones en la renta externa. El peso relativo de los precios oscila entre un máximo del 18%, en el caso de Japón, y un mínimo del 2%, en el caso de España.

5. CONSIDERACIONES FINALES

A lo largo del presente trabajo se han puesto de manifiesto las limitaciones que presenta, a nuestro juicio, el análisis tradicional sobre la restricción externa desarrollado a partir del originario trabajo de Thirlwall (1979). El estudio del caso español (1969-1994), recurriendo a técnicas de cointegración, revela que una estricta aplicación de la *ley de Thirlwall* puede conducir a conclusiones erróneas. La apriorística eliminación de los precios no resulta ni justificada ni necesaria para confirmar la eficacia que la restricción externa tiene en el crecimiento de la economía española.

Para confirmar este juicio, se desarrolló un procedimiento alternativo de contrastación de la restricción externa, basado en la directa identificación de la variable sobre la que descansa el proceso de ajuste externo. Dos sistemas de ecuaciones diferenciales fueron contruidos para contrastar las hipótesis que, al respecto, formulan la tradición neoclásica, por una parte –ajuste a través de los precios–, y la keynesiana, por la otra –ajuste a través de la renta–. Los sistemas fueron estimados como modelos de desequilibrio en tiempo continuo, utilizando para ello una muestra representativa compuesta por diez países pertenecientes a la OCDE. Los resultados obtenidos revelan que para ocho de los casos analizados existe evidencia de que el sector exterior condiciona el crecimiento económico, mientras que en ninguno de los países estudiados los precios protagonizan el proceso de ajuste externo. Con las cautelas que impone la discutible construcción de indicadores de precios a nivel internacional, los resultados respaldan la propuesta keynesiana, revelando el papel condicionante que tiene la restricción externa en la dinámica de crecimiento económico.

ANEXO I: CONTRASTES BÁSICOS DEL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN

Cuadro I.1: CONTRASTE DE TRAZA Y DE MVP: FUNCIÓN DE EXPORTACIÓN
(Modelo con tendencia)

Modelo: VAR(2)							
H0	H _{alt}	Test de MVP			Test de Trazas		
		$\lambda_{\max}$	95%	90%	J _T	95%	90%
r=0	r=1(r>=1)	34,14	27,97	24,73	53,80	47,21	43,95
r<=1	r=2(r>=2)	14,72	20,97	18,59	19,65	29,68	26,78
r<=2	r=3(r>=3)	3,04	14,07	12,07	4,94	15,41	13,32
r<=3	r=4	1,90	3,76	2,69	1,90	3,76	2,69

Se rechaza r=0 vs r>=1; y se acepta r<=1 vs r=2 (r>=2). Por tanto, la decisión es r=1.

Cuadro I.2: CONTRASTE DE TRAZA Y DE MVP: FUNCIÓN DE IMPORTACIÓN
(Modelo con tendencia lineal)

H0	H _{alt}	Modelo: VAR(3)					
		Test de MVP			Test de Traza		
		$\lambda_{\max}$	95%	90%	J _T	95%	90%
r=0	r=1(r>=1)	20,64	20,97	18,60	30,82	29,68	26,78
r<=1	r=2(r>=2)	10,01	14,07	12,07	10,18	15,41	13,32
r<=2	r=3	0,16	3,76	2,69	0,16	3,76	2,69

Se rechaza r=0 vs r>=1 (a un nivel de error tipo I entre 0,05 y 0,1 en el test MVP); y se acepta r<=1 vs r=2. Por tanto, la decisión es r=1.

Cuadro I.3.: CONTRASTE SOBRE LOS PARÁMETROS

Variable	β	LRT, H: $\beta=0$	$P(\chi^2_1)$
<i>Exportaciones</i>			
prx	-1,388	18,22	0,000
y*	2,128	15,05	0,000
g	0,187	17,13	0,000
<i>Importaciones</i>			
prm	-0,752	7,58	0,006
y	1,772	10,60	0,001

Cuadro I.4: PESO DE LOS COEFICIENTES α

Exportaciones		Importaciones	
Variable	Peso	Variable	Peso
x	-1,107	m	-0,136
prx	-0,008	pm	-0,508
y*	-0,244	y	0,033
g	0,904		

ANEXO II: LA TASA DE CRECIMIENTO EN EL ESTADO ESTACIONARIO

Para hallar dicha solución, se utilizará la técnica de los coeficientes indeterminados, asumiendo, por tanto, que todas las variables, tanto endógenas (X , M e Y) como exógenas (PRX , PRM e Y^*) crecen a una tasa constante (λ_i), de manera, que cada variable puede definirse como

$$Z_t = Z_0 e^{\lambda_z t}, \quad Z = Y, X, M, PRX, PRM, Y^* \quad [I.1]$$

Substituyendo (I.1) en (25) se llega a

$$\lambda_y = \alpha_1 (x_0 + \lambda_x t - m_0 - \lambda_m t + p x_0 + \lambda_{px} t - p m_0 - \lambda_{pm} t), \quad [I.2]$$

$$\lambda_x = \alpha_2 (-x_0 + \lambda_x t + a + \gamma (prx_0 + \lambda_{prx} t) + \varepsilon (y^*_0 + \lambda_{y^*} t)), \quad [I.3]$$

$$\lambda_m = \alpha_3 (-m_0 - \lambda_m t + b + \eta (prm_0 + \lambda_{prm} t) + \pi (y_0 + \lambda_t t)) \quad [I.4]$$

Una condición necesaria para que se cumplan estas ecuaciones es que los coeficientes de la variable t sean cero, por tanto,

$$0 = \alpha_1 (\lambda_x - \lambda_m + \lambda_{px} - \lambda_{pm})^t, \quad [I.5]$$

$$0 = \alpha_2 (-\lambda_x + \gamma (\lambda_{prx}) + \varepsilon (\lambda_{y^*}))^t, \quad [I.6]$$

$$0 = \alpha_3 (-\lambda_m + \eta (\lambda_{prm}) + \pi (\lambda_y))^t \quad [I.7]$$

de donde se deduce que

$$\lambda_x = \lambda_m - \lambda_{px} + \lambda_{pm}, \quad [I.8]$$

$$\lambda_x = \gamma \lambda_{prx} + \varepsilon \lambda_{y^*}, \quad [I.9]$$

$$\lambda_m = \eta \lambda_{prm} + \pi \lambda_y \quad [I.10]$$

Se obtiene, por tanto, un sistema de tres ecuaciones con tres incógnitas, cuya solución es

$$\lambda_y = \frac{\lambda_{px} - \lambda_{pm} + \gamma \lambda_{prx} - \eta \lambda_{prm} + \varepsilon \lambda_{y^*}}{\pi} \quad [I.11]$$

$$\lambda_x = \gamma \lambda_{prx} + \varepsilon \lambda_{y^*}, \quad [I.12]$$

$$\lambda_m = \gamma \lambda_{prx} + \varepsilon \lambda_{y^*} + \lambda_{px} - \lambda_{pm} \quad [I.13]$$

ANEXO III. ESTABILIDAD DEL MODELO [19]

Para analizar la estabilidad del sistema [19], es útil reescribirlo como

$$\begin{aligned}\dot{y} &= \alpha_1 (x - m) + \alpha_1 (px - pm) \\ \dot{x} &= \alpha_2 x^e - \alpha_2 x \\ x^e &= a + \gamma prx + \epsilon y^* \\ \dot{m} &= \alpha_3 (\pi y - m) + \alpha_3 8b + \eta prm\end{aligned}\quad [\text{II.1}]$$

o en forma matricial:

$$\dot{y} = Ay + Bx, \quad [\text{II.2}]$$

siendo y el vector de variables endógenas, x el vector de variables endógenas y A y B las matrices de parámetros de dichas variables, respectivamente. El modelo será, entonces, estable siempre que las raíces características de la matriz A no sean positivas en su parte real, denotando la existencia de raíces imaginarias la presencia de ciclos. Dicha matriz es

$$\begin{pmatrix} 0 & \alpha_1 & -\alpha_1 \\ 0 & -\alpha_2 & 0 \\ \alpha_3 \pi & 0 & -\alpha_3 \end{pmatrix},$$

cuyas raíces para los países de la muestra donde se cumple el ajuste vía renta son:

Cuadro III.1: ESTABILIDAD DEL MODELO

País	Raíces características (ratio-t)			
	Reales	Imaginarias		
Alemania	-0,32(3,7)	-0,58(2,8)	-3,60(2,4)	+/-0,18(1,4)
Canadá		-1,4(2,8)	-0,23(2,4)	
España	-0,23(2,6)	-0,41(3,0)	-5,85(3,1)	
Holanda	-0,16(2,5)	-1,5(3,0)	-1,99(3,5)	
Italia	-0,28(2,0)	-1,12(2,3)	-1,74(3,8)	
Japón	-0,26(2,4)	-0,48(2,3)	-0,63(2,4)	
Reino Unido	-0,23(2,1)	-0,61(2,4)	-1,64(2,6)	
Suecia	-0,17(2,6)	-0,95(2,5)	-1,13(1,8)	

Como puede comprobarse ninguna de estas raíces es positiva en su parte real, lo que indica que el modelo es estable.

ANEXO IV: DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES Y LAS FUENTES ESTADÍSTICAS UTILIZADAS

Las variables utilizadas en el presente trabajo, así como sus fuentes estadísticas, se recogen los cuadros III.1 y III.2.

Cuadro IV.1: VARIABLES INCLUIDAS EN EL ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN Y FUENTES DE LAS MISMAS

Variable	Definición	Fuente
Y	PIB real	OCDE
Y*	PIB real de la OCDE	OCDE
PX	Deflactor de las exportaciones	OCDE
PM	Deflactor de las importaciones	OCDE
P	Deflactor del PIB	OCDE
P*	Precios de los competidores foráneos (en pts.)	Ministerio de Economía y Hacienda (DGPC)
X	Exportaciones reales de bienes y servicios	OCDE
M	Importaciones reales de bienes y servicios	OCDE
C	Consumo real	OCDE
I	Inversión real	OCDE
DI	Demanda interna real	OCDE
G	Pagos tecnológicos	Ministerio de Economía y Hacienda

Cuadro IV.2: VARIABLES INCLUIDAS EN LA ESTIMACIÓN DE [19] Y [20] Y FUENTES DE LAS MISMAS

Variable	Definición	Fuente
Y	PIB real	Cuentas nacionales
Y*	PIB real de la OCDE	OCDE
PX	Deflactor de las exportaciones	Cuentas nacionales
PM	Deflactor de las importaciones	Cuentas nacionales
P	Deflactor del PIB	Cuentas nacionales
Tc _{ij}	Tipo de cambio (unidades de la moneda j por una unidad de la moneda i)	FMI
X	Exportaciones reales de bienes y servicios	Cuentas nacionales
M	Importaciones reales de bienes y servicios	Cuentas nacionales
X _{ij}	Exportaciones reales de bienes y servicios del país i al país j	Cuentas nacionales

Construcción de los indicadores de precios

Los indicadores de precios para un determinado país i se definen como

$$PRX_i = \frac{PX}{P_j^*} \quad \text{y} \quad PRM_i = \frac{PM_i}{P_i},$$

siendo PX , PM_i y P_i los deflatores de las exportaciones, importaciones y PIB, respectivamente, del país i y P_j^* el deflator del PIB del conjunto de países que constituyen el mercado de las ventas exteriores de i . Por tanto, P_j^* se define como

$$P_j^* = \frac{\sum_j P_j w_{ij}}{tc_{ij}},$$

donde P_j es el deflator del PIB del país j , tc_{ij} expresa el tipo de cambio entre las monedas de los países i y j (unidades monetarias de j por una unidad monetaria de i) y w_{ij} recoge el peso del país j como receptor de las exportaciones de i , en media de cinco años. Dicho peso se determina como

$$w_{ij} = \frac{X_{ij}}{X_i},$$

siendo X_{ij} las exportaciones del país i al país j y X_i el total de exportaciones de i . Únicamente se han incluido para el cálculo de estos indicadores los mercados de países pertenecientes a la OCDE. En el caso de Japón, donde las exportaciones destinadas a países extra OCDE representan, en media del período considerado, alrededor del 40% del volumen total de exportaciones japonesas, se ha optado por utilizar el indicador de tipo de cambio efectivo real elaborado por el FMI. No obstante, para los años previos a 1972, para los que no existe este indicador, se ha utilizado el construido según la formulación anterior.

APÉNDICE I. COINTEGRACIÓN

Se parte de un vector de series temporales:

$$X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}); n > 2 \quad [1]$$

en el que todas las X_t se suponen I [1]. Dicho vector admite una representación como vector autorregresivo VAR (p):

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \mu + e_t \quad [2]$$

con $e_t \sim I.N(0, \Omega)$

donde Φ_1 representa una matriz de parámetros $n \times n$, μ un vector de constantes y Ω la matriz de covarianzas. Este sistema puede representarse como un sistema de corrección del error:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-p} + e_t \quad [3]$$

O, más generalmente, aceptando la existencia de una tendencia μ y variables exógenas $I(0)$: Z_t , puede ser:

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-p} + \gamma Z_t + \varepsilon_t \quad [4]$$

Todos los vectores X diferenciados se compondrán de variables $I(0)$; por tanto, las n combinaciones lineales de las variables $\Gamma_p \Delta X_{t-p}$ han de ser también $I(0)$, aun cuando las variables originales que las componen sean $I[1]$. Dado que X_t está constituido por n variables, la dimensión de Γ es $n \times n$ y su rango igual o menor a n . De hecho, el rango de Π coincidirá con el número de vectores de cointegración linealmente independientes que existan entre las n variables de X . Si se supone que dicho número es r ($r < n$), será posible definir una matriz β ($n \times r$), tal que sus columnas sean los vectores de cointegración. Es decir:

$$\beta' X_{t-p} \sim I(0)$$

Y también será posible construir una matriz α ($n \times r$), en la que se contendrán, por filas, los coeficientes con los que entran, en cada ecuación, las distintas relaciones de cointegración del sistema. Es decir:

$$\alpha \beta' = \Pi$$

Así, la matriz β ofrecerá las relaciones de equilibrio y la matriz α la proporción de desequilibrio corregida en un período para cada una de las variables. A la matriz Π se le denomina matriz de impacto.

Pues bien, en función de estas matrices α y β , la ecuación [4] podría expresarse:

$$\Delta X_t - \alpha \beta' X_{t-p} = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + e_t \quad [5]$$

donde ΔX_t y X_{t-p} pueden ser sustituidas por los residuos que resulten de la regresión de cada una de ellas respecto a las $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-p+1}$, denominados R_{0t} y R_{pt} , respectivamente. Por tanto, [5] queda:

$$R_{0t} - \alpha \beta' R_{pt} = e_t \quad [6]$$

cuya función de verosimilitud es $L(\beta, \alpha, \Omega)$. Una vez conocido β , se pueden estimar α y Ω , mediante una regresión de R_{0t} respecto a $\beta' R_{pt}$: Johansen muestra cómo estimar β hallando determinados autovalores y sus correspondientes autovectores. No obstante, los parámetros α y β no están identificados; y, de hecho, cualquier normalización de las correspondientes matrices será igualmente válida, por lo que es necesario que la normalización elegida sea debidamente justificada. Adicionalmente, y para determinar el número de vectores de cointegración, Johansen y Juselius (1990) proponen un contraste basado en la ratio de verosimi-

litudes que deriva del Máximo Valor Propio de la matriz estocástica y de la Traza de dicha matriz.

APÉNDICE II. ANÁLISIS Y ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS DE DESEQUILIBRIO EN TIEMPO CONTINUO

I. Especificación de los modelos

La ecuación típica del modelo es de la forma:

$$\dot{Y} = \alpha (Y^e - Y) \quad [1]$$

donde Y^e representa el valor de equilibrio de la variable Y . Por su parte, el parámetro α indica la velocidad de ajuste de la variable Y , cuya inversa puede también ser interpretado como el tiempo necesario para eliminar el 63% de la discrepancia entre el valor real de la variable y su valor de equilibrio. En forma matricial el modelo tiene la siguiente forma

$$\dot{Y} = AY + BX, \quad [2]$$

donde Y representa la matriz de variables endógenas, X la matriz de variables exógenas y A y B las matrices de los respectivos parámetros.

II. Análisis de los modelos

1) Estabilidad

Una de las propiedades que debe tener el modelo es la estabilidad, que existirá siempre que las raíces características de la matriz A en [2] sean negativas en su parte real.

2) Sensibilidad

El objetivo del análisis de sensibilidad es calcular las derivadas de las raíces de A respecto a los parámetros del modelo, con objeto de indagar cómo los cambios en los valores de los parámetros pueden alterar el nivel de estabilidad del modelo. Se denomina *puntos de bifurcación* al valor de los parámetros donde un pequeño cambio en los mismos modifica la estabilidad del sistema, definiendo de igual modo las *variaciones de bifurcación*.

3) Búsqueda del estado estacionario

Suponiendo que el modelo sea estable, debe contener un estado estacionario donde todas las variables crecen a una tasa constante.

4) Dinámica

El objetivo es analizar las interrelaciones existentes entre las velocidades de ajuste de las variables a sus niveles de equilibrio. Al ser éstas distintas, pueden clasificarse las variables en dos grandes grupos: las *order* variables y las *slave* variables. Las primeras son las que presentan un ajuste más lento y, por tanto, gobiernan la dinámica del sistema.

III. Estimación de los modelos

La solución de un modelo de la forma

$$\dot{Y} = AY + BX + u \quad [3]$$

es

$$Y_t = e^{\delta A} Y_{t-1} + \varphi + w, \quad [4]$$

donde δ representa la unidad de tiempo especificada y

$$\varphi = \int_0^{\delta} A e^{A\theta} B X (r\delta - \theta) d\theta \quad [5]$$

y

$$W = \int_0^{\delta} e^{A\theta} \delta \xi (r\delta - \theta) d\theta \quad [6]$$

siendo $r=1..T$ (amplitud de la muestra) y $0 < \theta < 1$. La solución exacta equivalente en tiempo discreto de (III.6) (la *exact discrete analogue*) es

$$Y_t = e^A Y_{t-1} + \sum_1^3 C_i X_i + w, \quad [7]$$

para δ (unidad de tiempo de los intervalos de observación) igual a la unidad, donde

$$C_1 = \left(\left(-\frac{A}{2} + I \right) E + \frac{I}{4} \right) B, \quad [8]$$

$$C_2 = \left((-2I + A^2) E + I + \frac{A}{2} \right) B, \quad [9]$$

$$C_3 = \left(\left(I - \frac{A}{2} \right) E - \frac{I}{4} \right) B \quad [10]$$

y

$$E = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{A^k}{(k+3)!} \quad [11]$$

Aunque es posible estimar por métodos ordinarios el *exact discrete analogue*, su complejidad para modelos multiecuacionales de cierta dimensión

aconseja utilizar una aproximación a este modelo, el llamado *approximate discrete analogue*:

$$\Delta Y = \Delta MY + \Delta BX + \eta, \quad [12]$$

donde

$$\Delta = \frac{I}{\delta} (I - L) \quad [13]$$

y

$$M = \frac{I}{2} (I + L) \quad [14]$$

siendo L el operador en diferencias.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alonso, J.A. (1997a): "Growth and the external constraint: Lessons from the Spanish case", *Applied Economics*, forthcoming.
- Alonso, J.A. (1997b): "Funciones de comercio: una nueva estimación", *Información Comercial Española*, n.º 765, septiembre, págs. 55-72.
- Atesoglu, H.S. (1993): "Balance of Payments Constrained Growth. Evidence from the United States". *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 15, n.º 4.
- Atesoglu, H.S. (1994): "Balance of Payments Determined Growth in Germany", *Applied Economic Letters*, vol. 1, n.º 6, págs. 89-91.
- Atesoglu, H.S. (1995): "An Explanation of the Solowdown in US Economic Growth" *Applied Economic Letters*, vol. 2, n.º 5, págs. 91-4.
- Atesoglu, H.S. (1997): "Balance-of-payments constrained growth: a reconsideration of evidence for the U.S. economy", *Journal of Post Keynesian Economics*, págs. 19-3.
- Bairam, E. (1988): "Balance of Payments, the Harrod Foreign Multiplier and Economic Growth: the European and North American Experience", *Applied Economics*, December, n.º 20, págs. 1.635-1.642.
- Bairam, E. (1993): "Income elasticities of exports and imports: a re-examination of the empirical evidence", *Applied Economics*, 25, págs. 71-74.
- Bairam, E. y Dempster, G. (1991): "The Harrod Foreign Trade Multiplier and Economic Growth in Asian Countries", *Applied Economics*, vol. 23, n.º 11, november, págs. 1.719-24.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979): "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 75, págs. 427-31.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, págs. 1.057-72.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, págs. 251-76.

- Gandolfo, G. (1981): *Qualitative Analysis and Econometric Estimation of Continuous Time Dynamic Models*. North Holland.
- Harrod, R. (1933): *International Economics*, Cambridge.
- Harris, R.I.D. (1995): *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Harvester Wheatsheaf, London.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, págs. 231-54.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1992): "Maximum Likelihood Estimation and inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, págs. 169-210.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1994): "Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure: An Application to the IS-LM Model", *Journal of Econometrics*, vol. 63, págs. 7-36.
- Mauleón, I. y Sastre, L. (1994): "El Saldo Comercial en 1993: Un Análisis econométrico", *Información Comercial Española*, n.º 735, págs. 167-72.
- McCombie, J.S.L. (1989): "Thirlwall's Law and Balance-of-Payments Constrained Growth: A Comment on the Debate", *Applied Economics*, n.º 21, págs. 611-629.
- McCombie, J.S.L. (1992): "Thirlwall's Law and Balance-of-Payments Constrained Growth: More on the Debate", *Applied Economics*, n.º 5, págs. 493-512.
- McGregor, P.G. y Swales, J.K. (1985): "Professor Thirlwall and Balance of Payments Constrained Growth", *Applied Economics*, vol. 17, n.º 5, February, págs. 17-32.
- McGregor, P.G. y Swales, J.K. (1986): "Balance of Payments Constrained Growth: A Rejoinder to Professor Thirlwall", *Applied Economics*, vol. 18, n.º 12, December, págs. 1.265-74.
- McGregor, P.G. y Swales, J.K. (1991): "Thirlwall's Law and Balance of Payments Constrained Growth: Further Comment on the Debate", *Applied Economics*, February, vol. 23, n.º 1, February, págs. 9-20.
- Muscatelli, V.A. y Hurns, S. (1991): "Cointegration and Dynamic Time Series Models", *Journal of Economic Surveys*, vol. 6, págs. 1-43.
- Sargan, J.D. y Bhargava (1983): "Testing Residuals from Least Squared Regression for Being Generated by a Gaussian Random Walk", *Econometrica*, vol. 51, págs. 153-74.
- Solow, R. (1956): "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, págs. 65-94.
- Thirlwall, A.P. (1979): "The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences". *Banca Nazionale del Lavoro, Quarterly Review*, vol. 32, n.º 128.

Fecha de recepción del original: junio, 1997

Versión final: julio, 1998

ABSTRACT

This paper falls, albeit critically, within the Keynesian tradition that assigns a relevant role to demand in the determination of the economic dynamic. Specifically, it examines the role played by the external trade balance as a conditioning factor in the growth process. The starting point is a discussion of the procedures habitually used to test the role of the external constraint, with the Spanish case serving, by way of co-integration

techniques as an example of the limitations presented by a strict application of Thirlwall's law, which is based on a priori elimination of prices in the external adjustment process. As against this procedure, the paper offers an alternative approach, based on the direct identification of the variable –prices or income– upon which the external adjustment process rests. To that end, two systems of differential equations are formulated and subsequently estimated as disequilibrium models in continuous time. A broad sample made up of ten of the most representative OECD countries is used for the testing exercise. The results, in their majority, confirm the role of income in the external adjustment process, thereby confirming the Keynesian hypothesis.

Keywords: external constraint, growth, external trade balance, Thirlwall's law, post-Keynesianism.