

Diferenciales de inflación en las regiones españolas bajo la hipótesis de Balassa-Samuelson

Antonio José Olivera
Universidad Complutense de Madrid

Recibido, Septiembre de 2001; Aceptado, Abril de 2002.

BIBLID [0213-7525 (2003); 67; 55-85]

PALABRAS CLAVE: Unión Monetaria Europea, Diferenciales de inflación, Hipótesis de Balassa-Samuelson, Regiones españolas.

KEY WORDS: European Monetary Union, Inflation differentials, Balassa-Samuelson hypothesis, Spanish regions.

RESUMEN:

Utilizando como modelo teórico la conocida hipótesis de Balassa-Samuelson (BS), en este trabajo se pretende explicar la evolución de los diferenciales de precios entre las regiones españolas tratando de extraer lecciones para el futuro funcionamiento de la UME. Para ello se utiliza una muestra que abarca el periodo muestral 1955-1999 y las 17 Comunidades Autónomas españolas. Asimismo, se emplean técnicas econométricas que permiten aprovechar al máximo la información disponible. Como principal resultado se obtiene que si bien es posible que la hipótesis de BS sea un factor explicativo relevante en la evolución de los diferenciales de precios en uniones monetarias, no se puede descartar la influencia de otros factores. Por ello se hace necesario seguir profundizando en su estudio.

ABSTRACT:

By using the well-known Balassa-Samuelson (BS) hypothesis, in this paper we aim to draw some lessons on the future of the European Monetary Union (EMU). To this end the evolution of price differentials among Spanish regions are studied using a sample spanning from 1955 to 1999 for the 17 Spanish *Comunidades Autónomas*. The results show that the BS hypothesis is a relevant variable in explaining the evolution of price differentials in monetary unions, although we cannot disregard the influence of another set of variables. Consequently, future work must be devoted to analyse this subject.

1. INTRODUCCIÓN

Con la formación de la Unión Monetaria Europea (UME), doce países del continente europeo han perdido dos mecanismos de ajuste importantes para hacer frente a shocks económicos: el tipo de cambio nominal y la política monetaria. Las consecuencias que esta circunstancia puede originar en la evolución económica de estos países han sido ampliamente investigadas durante los años 90's. Sin embargo, creemos que no se ha prestado atención suficiente a uno de los potenciales efectos que puede ocasionar el cambio de régimen: la existencia de diferenciales de inflación persistentes.

En un marco económico como una unión monetaria, la existencia de un diferencial de inflación persistente entre dos regiones se puede convertir en un problema económico de cierta importancia, en la medida que supone la pérdida de competitividad de una de las regiones en relación a la otra. Para la teoría monetaria convencional esta no parece ser una preocupación evidente porque siempre que exista una autoridad monetaria que actúe a nivel central, la tasa de inflación tenderá a igualarse en todo el territorio y no hay cabida para la aparición de diferenciales de precios. De hecho, esta afirmación deriva de que la inflación es, fundamentalmente, un fenómeno monetario en el medio y en el largo plazo. En la medida en que la oferta monetaria es controlada por el banco central, no existen factores relevantes que puedan originar diferencias regionales en materia de precios.

Sin embargo, esta visión del proceso inflacionista ha sido cuestionada en los últimos años por una serie de trabajos que sostienen que la inflación no es tan sólo un fenómeno monetario en el medio y en el largo plazo, sino que también puede verse influida por algunos factores reales tales como los shocks de precios o la política fiscal¹. Uno de estos factores es la conocida *hipótesis de Balassa-Samuelson* (BS)², que sugiere que el crecimiento del diferencial de productividades sectoriales está asociado con los cambios en los precios relativos. En una unión monetaria esto equivale a decir que, en aquellas regiones donde el crecimiento del diferencial de productividades sectoriales es más intenso que en el resto, se tenderá a experimentar un diferencial de inflación negativo y, por lo tanto, una pérdida de competitividad.

1. En Ball y Mankiw (1995) y Balke y Wynne (2000) se proponen los shocks de precios como factores explicativos de la inflación en el medio y largo plazo. Por otra parte, Christiano y Fitzgerald (2000) y Woodford (2001) constituyen trabajos recientes sobre la denominada *teoría fiscal del nivel de precios* que destaca la influencia que la política fiscal ejerce sobre la política monetaria y, en definitiva, sobre la inflación.
2. Véase Balassa (1964) y Samuelson (1964).

A lo largo del trabajo se tratará de determinar si la hipótesis de BS, tal y como fue originalmente formulada, es un factor suficiente para dar una explicación apropiada a la evolución de los diferenciales de precios en España o si, por el contrario, se requiere el uso de otros factores explicativos. De este modo, se podrían extraer conclusiones útiles para el funcionamiento de la UME. Los resultados obtenidos en este trabajo parecen apuntar hacia que, si bien la hipótesis de BS puede constituir un factor explicativo relevante de la evolución de los diferenciales de precios, no se puede descartar la influencia de otros factores.

Para proceder a realizar este análisis, el trabajo se organiza como sigue. En un primer apartado se presentará teóricamente la hipótesis de BS, así como un resumen de algunos trabajos recientes que han estudiado la misma. Se prestará especial importancia a aquellos trabajos que analizan la hipótesis de interés en el marco de una unión monetaria.

En un segundo apartado se comentarán los datos así como las técnicas econométricas que han sido empleados en el análisis empírico.

En el tercer apartado se presentan los resultados de estimar las relaciones propuestas bajo la hipótesis de BS. En primer lugar, se contrasta si los diferenciales de precios entre las regiones españolas son persistentes o permanentes. En segundo lugar, se estima tanto la hipótesis interna como la hipótesis externa de BS, lo que constituye una novedad respecto a trabajos anteriores aplicados a España.

Un último apartado presenta las conclusiones, donde se destaca la necesidad de seguir profundizando en el estudio de los determinantes de los diferenciales de precios en las regiones españolas, pues de él se pueden extraer importantes lecciones para el funcionamiento de la UME.

2. LA HIPÓTESIS DE BALASSA-SAMUELSON

A continuación presentaremos una derivación sencilla de la hipótesis de BS. Como se tendrá la ocasión de comprobar, esta conocida hipótesis puede ser descompuesta en dos relaciones diferenciadas. Una primera relaciona los precios relativos internos con los diferenciales de productividad sectoriales. Una segunda establece lazos de unión entre el tipo de cambio real (o diferencial de precios) y los diferenciales de precios relativos internos entre regiones. En segundo término, se presenta un resumen de algunos trabajos relevantes sobre la validez empírica de la hipótesis de BS.

2.1 El Modelo Teórico

Supongamos que nos encontramos en una economía donde las empresas fijan sus precios en un marco de competencia imperfecta y la producción se puede dividir en un conjunto de bienes comerciables (c) y otro conjunto de no comerciables (nc). Bajo estas circunstancias los precios en cada sector vendrían determinados por:

$$p_c = w_c - h_c + \mu_c \quad (1)$$

$$p_{nc} = w_{nc} - h_{nc} + \mu_{nc} \quad (2)$$

Donde las variables se encuentran expresadas en logaritmos³ y w representa el salario nominal, p el precio, h la productividad marginal del trabajo⁴ y μ el margen que los empresarios fijan sobre los precios. Restando (2) a (1) obtenemos:

$$p_{rel\ int} = (p_{nc} - p_c) = (h_c - h_{nc}) - (w_c - w_{nc}) - (\mu_c - \mu_{nc}) \quad (3)$$

Los precios relativos internos ($p_{rel\ int}$) dependen de los diferenciales de productividad, salarios y márgenes. Además se asume, bajo la hipótesis de BS, que los salarios son idénticos en ambas ramas⁵ y que las empresas se desenvuelven en un marco de competencia perfecta por lo que los márgenes no pueden diferir persistentemente entre los dos sectores mencionados, obteniéndose:

$$p_{rel\ int} = (p_{nc} - p_c) = (h_c - h_{nc}) \quad (4)$$

A esta condición la denominaremos *hipótesis interna de BS* y sugiere que cuanto mayor sea la diferencia entre la productividad del trabajo de los sectores de bienes comerciables y no comerciables, mayor será el diferencial de precios relativos. Nótese que la igualación salarial entre las dos ramas es un factor fundamental a la hora de obtener esta condición.

Por otra parte, el tipo de cambio real q se define como el precio relativo de los bienes producidos en el extranjero (medido en moneda doméstica) en relación a los bienes producidos internamente:

3. Representaremos en letras minúsculas las variables en logaritmo neperiano.
4. Hemos de comentar que, tal y como han propuesto Canzoneri *et al.* (1998), con una tecnología Cobb-Douglas la productividad marginal del trabajo es proporcional al producto medio del trabajo, o productividad aparente del trabajo, de tal modo que a partir de ahora nos referiremos a la productividad del trabajo como productividad aparente del trabajo.
5. Ya sea debido a la movilidad del trabajo o a la forma en que se realiza la negociación colectiva.

$$q = s + p^* - p \quad (5)$$

Donde s es el tipo de cambio nominal y p^* , p son un índice de precios extranjero y nacional⁶ respectivamente. En una unión monetaria el tipo de cambio nominal es fijo (c) entre las economías participantes, por lo que el tipo de cambio real es igual al precio relativo externo, es decir:

$$p_{rel\ ext} = q = c + p^* - p \quad (6)$$

Por otra parte, los índices de precios nacional y extranjero están integrados por los índices de precios de los bienes comerciables y no comerciables:

$$p = \phi p_{nc} + (1 - \phi) p_c \quad (7)$$

$$p^* = \phi^* p_{nc}^* + (1 - \phi^*) p_c^* \quad (8)$$

Donde ϕ representa el peso de los bienes no comerciables en el índice total de precios. Sustituyendo las expresiones (7) y (8) en (6), se obtiene:

$$p_{rel\ ext} = q = (c + p_c^*) + f^* (p_{nc}^* - p_c^*) - \phi (p_{nc} - p_c) \quad (9)$$

A partir de la expresión (9) se extrae que el tipo de cambio real entre dos economías pertenecientes a una unión monetaria depende de: a) el diferencial de precios del sector de bienes comerciables; y b) del diferencial de precios relativos internos⁷.

Asumamos, adicionalmente, que la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) se cumpla en el sector de bienes comerciables, lo que supone que el diferencial de precios en el sector de comerciables entre dos países tiende a cero o, menos restrictivamente, es constante⁸. Si, además, introducimos la relación que se deriva de la hipótesis interna de BS en la expresión (9), obtenemos lo que denominaremos *hipótesis externa de Balassa-Samuelson*:

6. Por ejemplo el deflactor del PIB, o el IPC.
7. También hay que considerar que el peso de los bienes no comerciables en el índice general de precios puede jugar un papel porque, si suponemos que esta variable difiere entre países o regiones, entonces pueden existir diferencias en los precios relativos externos aunque el diferencial de precios interno sea igual entre regiones.
8. Creemos que es más adecuada esta segunda opción porque pueden existir algunos factores como los costes de transporte, las barreras arancelarias,... que impidan una igualación total de precios aunque dicha diferencia no crezca a lo largo del tiempo.

$$p_{rel\text{ext}} = q = \alpha + \phi^* (h^*_c - h^*_{nc}) - \phi (h_c - h_{nc}) \quad (10)$$

De acuerdo con esta expresión, aquellos países donde el diferencial de productividades sectoriales sea mayor tenderán a experimentar un mayor diferencial de precios relativos. Si la PPA se cumple en el sector de comerciables, esto equivale a afirmar que en aquellos países donde el diferencial de productividades sea mayor, tenderán a experimentar una apreciación de su tipo de cambio real o, puesto de otro modo, un diferencial de precios negativo respecto a otros países.

Una interpretación alternativa de la expresión (10) se obtiene formulándola en términos dinámicos:

$$\pi^* - \pi = \phi^* (\Delta h^*_c - \Delta h^*_{nc}) - \phi (\Delta h_c - \Delta h_{nc}) \quad (11)$$

A partir de esta expresión se puede concluir que el diferencial de inflación entre dos regiones o países que forman una unión monetaria viene determinado por los diferenciales de crecimiento de las productividades sectoriales. De tal modo que aquellos países donde la productividad del sector de comerciables en relación al de no comerciables sea mayor que en el resto, tenderán a experimentar un diferencial de inflación negativo.

Una vez definido el modelo, vamos a repasar una serie de trabajos en los que se ha evaluado empíricamente la hipótesis de BS, lo que nos ofrecerá una visión de la adecuación del mismo a la hora de explicar la realidad económica.

2.2 Evidencia Empírica: aplicación a la UME

En esta sección se presentan algunos trabajos que han investigado el efecto de la hipótesis de BS sobre la evolución de los tipos de cambios reales. Por una parte, recogeremos algunos estudios relevantes en la literatura y que investigan el papel de la hipótesis de BS en diferentes economías de la OCDE. En segundo lugar, comentaremos un conjunto de estudios que analizan la posible influencia que la existencia de un efecto como el sugerido por la hipótesis de BS podría tener sobre la futura evolución de la UME. En este último grupo de trabajos centraremos nuestro análisis, para extraer conclusiones que pueden ayudarnos a interpretar los resultados empíricos obtenidos en este trabajo.

CUADRO 1
UN RESUMEN DE LA LITERATURA

	Hipótesis	Autores
Modelo Original	Interna	De Gregorio, Giovannini y Wolf (1994) Alberola y Tyrväinen (1998) Canzoneri, Cumby, Diba y Eudy (1998) Canzoneri, Cumby y Diba (1999)
	Externa	Micosi y Milesi-Ferretti (1996) Raymond y García-Greciano (1997) Canzoneri, Cumby, Diba y Eudy (1998) Canzoneri, Cumby y Diba (1999)
Aplicaciones a Uniones Monetarias	UME	Alberola y Tyrväinen (1998) Canzoneri, Cumby, Diba y Eudy (1998) De Grauwe y Skudeny (2000)
	Otras uniones monetarias	Cecchetti, Mark y Sonora (1998) Alberola y Marqués (1999) Nenna (2001)

En el Cuadro 1 se presenta un resumen de esta literatura. En De Gregorio *et al.* (1994) se realizan estimaciones de la hipótesis interna de BS, obteniéndose una relación positiva entre los diferenciales de productividades y precios, aunque los resultados también parecen apuntar a que existen factores de demanda que pueden jugar un papel importante en la determinación de los precios relativos. Otros trabajos interesantes que corroboran la idoneidad de la hipótesis interna de BS son los de Canzoneri *et al.* (1998 y 1999), donde se prueba de forma satisfactoria que para un amplio grupo de países se cumple una relación de cointegración entre los precios y las productividades relativas. Estos autores proponen estimar la siguiente expresión:

$$(\rho_{nc} - \rho_c)_t = \alpha + \beta (h_c - h_{nc})_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Los resultados muestran que β es estadísticamente igual a la unidad en la mayoría de los 13 países estudiados por estos autores, pues esta condición tan sólo se rechaza en tres casos.

Sin embargo, no todos los resultados son tan positivos. En un estudio realizado con técnicas de cointegración, Alberola y Tyrväinen (1998) no encuentran razones suficientes para aceptar que β sea igual a la unidad en la mayoría de países europeos que analizan. Es más, esta hipótesis solo es estadísticamente significativa en Bélgica. Los autores mantienen que los resultados se deben al estricto supuesto de que los salarios son iguales entre sectores, por lo que teniendo en cuenta esta circunstancia se obtienen mejores resultados. Si bien este trabajo introduce alguna duda sobre el modelo, lo cierto es que, en términos generales, la evidencia empírica resulta favorable a la existencia de una relación como la propuesta por la hipótesis de BS.

Los resultados obtenidos sobre la relevancia de la hipótesis externa como teoría explicativa de los tipos de cambio reales son mixtos. Por una parte, en base a los resultados obtenidos en Raymond y García-Greciano (1997) se puede afirmar que los diferenciales de productividades constituyen un factor explicativo relevante en el comportamiento de los tipos de cambio reales, tal y como sugiere la hipótesis de BS. Por otra parte, uno de los supuestos en los que se basa la hipótesis externa, que el diferencial de precios de los bienes comerciables entre diferentes economías se mantiene constante, es más difícil de sostener. Canzoneri *et al.* (1998 y 1999) concluyen que el diferencial de precios de los bienes comerciables no es un factor explicativo relevante en la evolución del tipo de cambio real, pues puede aceptarse el cumplimiento de la PPA en el sector de bienes comerciables. No obstante, en Micossi y Milesi-Ferretti (1996) parece hallarse evidencia de que este factor (el diferencial de precios de los bienes comerciables) es incluso más importante a la hora de explicar los diferenciales totales de precios (evolución del tipo de cambio real) que los diferenciales de productividades relativas entre países.

De estos resultados generales, se puede concluir que la hipótesis de BS realmente constituye un determinante importante de la evolución de los tipos de cambios reales, aunque en base a los resultados obtenidos no puede rechazarse la influencia de otros factores explicativos.

Estos primeros resultados, aunque interesantes en sí mismos, simplemente suponen una primera aproximación al estudio de la influencia que la hipótesis de BS puede tener sobre el discurrir de una unión monetaria. Este problema debería ser estudiado desde un marco analítico más adecuado. Esta línea ha sido seguida por un conjunto de trabajos recientes en los que se trata de extraer conclusiones para el funcionamiento de la UME a través de: a) el comportamiento pasado de los distintos países que forman la propia UME y b) el comportamiento de otras uniones monetarias.

Dentro del primer grupo destacaríamos el trabajo de Canzoneri *et al.* (1998) en donde se calculan los diferenciales de inflación para un conjunto de nueve países europeos respecto a Alemania. Utilizando la expresión (10) calculan los diferencia-

les de precios que se derivarían tomando valores para el crecimiento de las productividades relativas medias para el periodo (1973-91) y de la participación de los precios de los bienes no comerciables para el año 1991. En el Cuadro 2 se recogen los valores utilizados y los resultados obtenidos. Como se observa, el mayor diferencial de inflación con Alemania se produce en el caso de Bélgica (2,4 puntos porcentuales). Este puede parecer un caso sorprendente porque Bélgica no ha sido tradicionalmente un país altamente inflacionista. Menos sorprendente, resultan los datos de Italia y España, que a tenor de los resultados también pertenecen al grupo de países que podrían padecer problemas inflacionistas dentro de la UME.

CUADRO 2
DIFERENCIALES DE INFLACIÓN ENTRE ALEMANIA Y ALGUNOS PAÍSES DE LA UE

	Alemania	Austria	Bélgica	Francia	Finlandia	Italia	España	Dinamarca	Suecia	Inglaterra
Productividad										
Relativa	0.4	2.1	3.8	1.8	1.7	3.2	2.7	1.7	1.5	2.2
Participación Bs.										
No Com.	0.65	0.67	0.70	0.73	0.71	0.70	0.66	0.76	0.75	0.75
Diferencial de										
Inflación	-	1.2	2.4	1.1	1.0	2.0	1.5	1.0	0.9	1.4

Fuente: Canzoneri *et al.* (1998), p. 34.

En otro de los trabajos que se enfrenta a esta tarea los resultados son bastante similares, lo que parece proporcionar una mayor robustez a las conclusiones obtenidas por Canzoneri *et al.* (1998). Es este el caso de Alberola y Tyrväinen (1998), en donde se presentan cálculos de los diferenciales de inflación entre países de la UME bajo dos supuestos teóricos diferentes: a) igualación de salarios entre sectores y b) no igualación de salarios entre sectores. Al realizar los cálculos los autores añaden un supuesto adicional: que el Sistema Europeo de Bancos Centrales consigue imponer su objetivo de inflación de un 2% en la Eurozona. Teniendo en cuenta estos supuestos, desarrollan un sistema de ecuaciones⁹ que les permite calcular una tasa de inflación para cada una de las economías utilizadas en su análisis, resultados que se presentan en el Cuadro 3.

Como podemos ver, los resultados se asemejan bastante a los obtenidos por Canzoneri *et al.* (1998) en lo que se refiere a la posición ordinal de los países; es

9. Para una descripción detallada del procedimiento, véase Alberola y Tyrväinen (1998), pp. 42-46.

decir, los países que pueden sufrir mayores tensiones inflacionistas debido al modelo de Balassa-Samuelson en la UME son: Bélgica, España e Italia.

CUADRO 3
TASAS DE INFLACIÓN CALCULADAS BAJO LA HIPÓTESIS BS

	Alemania	Francia	Italia	España	Holanda	Bélgica	Austria	Finlandia	UME
Modelo Original	1.8	1.6	2.3	2.7	1.5	3.4	1.7	1.0	2.0
Modelo Extendido	1.7	1.5	2.0	3.6	2.1	3.1	1.5	1.1	2.0

Fuente: Alberola y Tyrväinen (1998), pp. 46 y 58.

Por último, en De Grauwe y Skuldeny (2000) se estudian los posibles efectos de la hipótesis de BS para trece de los quince países miembros de la Unión Europea¹⁰ durante el periodo 1970-1995. Como principal conclusión extraen que, cuando se calcula el diferencial de inflación medio debido a diferenciales de productividad, este puede llegar a alcanzar valores de hasta 0,6 puntos porcentuales, aunque este valor difiere dependiendo del indicador utilizado para medir la inflación. Por otra parte, el efecto que puede tener un shock de productividad puede llegar a causar un diferencial de inflación bastante importante, alcanzando un valor máximo de hasta 8 puntos porcentuales en valor absoluto.

Dentro del segundo conjunto de estudios (los que analizan otras uniones monetarias diferentes de la europea) debe destacarse, en primer lugar, el trabajo de Cecchetti *et al.* (1998), en el que se analiza la evolución de los diferenciales de precios entre algunas ciudades de Estados Unidos. Los resultados obtenidos apuntan a que si bien los diferenciales de precios no parecen ser permanentes, sí que son bastante persistentes¹¹. Este comportamiento es explicado por estos autores sobre la base de dos posibles factores: la existencia de costes de transacción y la existencia de un efecto BS. En lo que se refiere a los costes de transacción, se apunta la posibilidad de que los costes de transporte de las mercancías desempeñen un papel importante al crear ciertos márgenes en los cuales los precios podrían fluctuar sin que ello abriera la posibilidad del arbitraje entre distintos mercados. Diferentes estimaciones certifican que, por una parte, existe una relación significativa y positiva entre la variabilidad de los diferenciales de precios y los costes de

10. Se excluyen del análisis a Grecia y a Irlanda, debido a la falta de datos fiables.

11. Una medida de la persistencia de los diferenciales de precios la constituye la denominada vida media, que representa la mitad del número de años en que tarda en desaparecer los diferenciales de precios. En este caso concreto, las estimaciones apuntan a unas vidas medias de entre 6 y 10 años, dependiendo de los test y del periodo muestral utilizados.

transporte (aproximados estos a través de la distancia física) y que, por otra parte, cuanto mayor sean los diferenciales de precios más rápido tenderán estos a desaparecer, dando crédito así a la teoría de los márgenes o bandas de fluctuación. En lo que se refiere a la hipótesis de BS sus principales conclusiones se pueden resumir del siguiente modo: a) no parece que las desviaciones de los precios de los bienes no comerciables sean más duraderas que las de los bienes comerciables; y b) existen desviaciones persistentes en los diferenciales de precios relativos entre regiones, lo que supone un punto a favor de la hipótesis de BS. De este estudio se concluye que, si bien el modelo de BS puede aportar información sobre los diferenciales de precios entre regiones, no es el único factor capaz de hacerlo. Esta es una idea que, como ya hemos visto, parece ser habitual en la materia.

En un trabajo muy parecido al anterior, Nenna (2001) evalúa los factores que subyacen bajo el comportamiento de los diferenciales de precios entre algunas ciudades italianas. Sus resultados apuntan a que si bien los diferenciales no pueden considerarse permanentes, sí que son muy persistentes alcanzando unas vidas medias que oscilan entre los 23,6 y los 10,9 años. Para explicar esta importante persistencia proponen dos explicaciones alternativas, aunque no excluyentes, como son: la existencia de costes de transacción y la existencia de un efecto BS. Las estimaciones de los efectos de los costes de transacción sobre la variabilidad de los diferenciales de precios apuntan a un efecto positivo y significativo. Las estimaciones de la hipótesis de BS apuntan también hacia un efecto positivo y significativo. Destaca, especialmente, que cuando se incluye al diferencial de salarios entre sectores como un regresor más en la estimación de la hipótesis de BS, esta variable no juega un papel significativo desde el punto de vista estadístico.

Un último estudio relevante es el de Alberola y Marqués (1999), donde se propone la hipótesis de BS como una de las posibles explicaciones de las prolongadas desviaciones que se producen en los niveles de precios entre las provincias españolas¹². En primer lugar, se obtiene que si bien los diferenciales de precios no son permanente, sí que son muy persistentes llegando a alcanzar una duración media cercana a los 4,5 años. Sin embargo, merece destacarse que cuando se analiza un periodo más cercano (1977-98) no se puede rechazar la posibilidad de que dichas desviaciones lleguen incluso a ser permanentes. Para investigar las fuentes de dicha persistencia proceden a la estimación¹³ de la hipótesis externa de BS (expresión (10)), cuyos principales resultados se presentan en el Cuadro 4.

12. Un estudio que analiza detalladamente la hipótesis de la PPA en las regiones españolas es Olloqui y Sosvilla-Rivero (2000).

13. Adicionalmente a la expresión (10) se procede a la estimación de otras tres expresiones, tal y como se muestra en el Cuadro 4, que se derivan de realizar diferentes supuestos sobre el comportamiento de las productividades sectoriales recogidas en la propia expresión (10). Por otra parte, debe señalarse que las estimaciones se realizan con las variables expresadas en tasas de diferencia.

Como se observa, los resultados no parecen validar la hipótesis de BS porque el signo estimado es el contrario al esperado. Sin embargo, este resultado se puede explicar por, al menos, dos hechos: a) el contraste de la hipótesis externa padece algunas dificultades debido a los supuestos que se realizan en su construcción siendo, uno de ellos el que la PPA se cumple para los bienes comerciables; y b) en una unión monetaria ya consolidada, los mecanismos que actúan sobre los procesos de formación de precios y salarios son diferentes a los que se observan entre distintos países, lo cual podría originar una dinámica entre precios y productividades similar a la obtenida en las estimaciones de Alberola y Marqués (1999).

CUADRO 4
LA HIPÓTESIS DE BS EN LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

	Renta relativa	PIB relativo	Productividad relativa	Diferenciales de productividad relativos
Bianual	-0.21 ^s	-0.16 ^s	-0.16 ^s	-0.01
Décadas	-0.24 ^s	-0.20 ^s	-0.20 ^s	-0.01
Sección Cruzada	-0.19 ^s	-0.16 ^s	-0.20 ^s	0.00

Nota: ^s representa variables estadísticamente significativas. Los autores proponen tres formas diferentes de presentar los datos: 1) utilizan un panel con las 50 provincias españolas y datos para las variables de interés con una periodicidad de dos años; 2) utilizan un panel, pero esta vez con datos promediados cada 10 años; y 3) utilizan un único valor promediado para todo el periodo (sección cruzada). Las estimaciones cubren el periodo 1962-1993.

Fuente: Alberola y Marqués (1999), p. 16.

En conjunto, los trabajos empíricos revisados en nuestro trabajo parecen indicar que la hipótesis de BS es un factor relevante en la explicación de los precios relativos internos y que, por ello, podría ser también un elemento a considerar en la explicación del comportamiento del tipo de cambio real o de los diferenciales de precios externos. Sin embargo, en este último caso se debe tener en cuenta que también existen otras variables que juegan un papel relevante en la explicación de dichos indicadores económicos, siendo la hipótesis de BS sólo un factor explicativo más.

3. DATOS Y TÉCNICAS ECONÓMICAS: ALGUNAS LIMITACIONES

Una vez presentadas las diferentes expresiones que se derivan de la hipótesis de BS y analizada la evidencia empírica existente acerca del análisis de la misma,

en este apartado se procede a la presentación de los datos que utilizaremos en el contraste de la hipótesis de BS en las regiones españolas. Por otra parte, y dadas las características de los datos, también se presenta en esta sección una técnica econométrica apropiada para proceder a la evaluación empírica de la hipótesis que es objeto de nuestro interés.

Los datos utilizados para la contrastación de la hipótesis interna proceden de la serie de publicaciones del BBVA, *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial* (DPRN). Las variables empleadas son: el VAB en pesetas corrientes para las 17 Comunidades Autónomas españolas, el VAB en pesetas constantes de 1986 y el empleo. Dichas variables se encuentran desagregadas para un total de 4 sectores diferentes: Agricultura y Pesca, Industria, Construcción y Servicios. El sector de bienes comerciables se encuentra integrado por la suma de los sectores Agricultura y Pesca e Industria, mientras que el de no comerciables por los sectores Construcción y Servicios. A partir de estas variables se pueden obtener las productividades aparentes del factor trabajo para los sectores de bienes comerciables y no comerciables, así como los consiguientes deflatores. No obstante, los datos utilizados presentan una limitación que no podemos pasar por alto. En la construcción de las variables en pesetas constantes a nivel sectorial se han utilizado como deflatores los valores medios nacionales. Este proceso se siguió a un nivel de desagregación de 24 sectores, de esta forma, cuando se calculan los deflatores para los sectores que hemos establecido en este estudio (comerciables y no comerciables), estos discrepan entre regiones debido tan sólo a la diferente composición sectorial regional¹⁴. Este proceso seguido en la elaboración de los deflatores nos permite concluir que los indicadores de precios empleados no suponen un reflejo fidedigno del comportamiento de los precios a nivel regional. Sin dejar de tener en mente esta importante limitación, procederemos a la estimación de la hipótesis interna porque creemos que puede arrojar resultados interesantes.

Un método adecuado para solventar el problema anterior consistiría en recurrir a otro tipo de fuente a la hora de obtener los datos de precios sectoriales a nivel regional. La alternativa más apropiada la constituye el Instituto Nacional de Estadística (INE), que publica el IPC. Aunque puede parecer una buena opción existen dos problemas importantes que nos impiden su uso: a) en primer lugar, la clasificación sectorial que se utiliza en las series del BBVA es diferente a la que se utiliza en el cálculo del IPC; y b) en segundo lugar, el periodo temporal para el que el dato del IPC está disponible para las Comunidades Autónomas tan sólo abarca desde 1978 en adelante. El primer problema podría evitarse estimando la hipótesis externa, la cual sólo requiere del uso del índice general del IPC. Aún en este caso, seguimos

14. Para una presentación formal de esta problemática puede consultarse Fundación BBV (1999), pp. 36-40.

padeciendo la limitación muestral que impone la disponibilidad de datos del IPC. Esta limitación muestral se ve agravada por la circunstancia de que los datos para la productividad aparente del factor trabajo son bianuales, lo que reduciría aún más el número de observaciones disponibles. Así, si utilizamos datos bianuales para las productividades desde 1979 hasta 1999 sólo podríamos contar con 11 observaciones para cada Comunidad Autónoma. Para paliar, en lo posible, las limitaciones que implicaría contar con un número tan escaso de observaciones muestrales se hace necesario recurrir a técnicas econométricas de datos de panel.

Lo comentado anteriormente muestra que la disponibilidad de datos es uno de los principales hándicaps a los que nos enfrentamos cuando tratamos de evaluar empíricamente la hipótesis de BS. Precisamente por esto, resulta tan importante la elección de la técnica econométrica apropiada. En este trabajo se han utilizado los datos de panel porque permiten aprovechar tanto la información de corte temporal como transversal. Adicionalmente, la hipótesis de BS establece relaciones entre variables que crecen a lo largo del tiempo, variables que muestran desviaciones persistentes de sus respectivos niveles de equilibrio y que incluso en muchos casos se comportan como series no estacionarias. Estas características de los datos nos aconsejan el uso de técnicas de datos de panel que permitan analizar correctamente relaciones entre variables que muestran desviaciones persistentes de sus niveles de equilibrio y entre variables no estacionarias que se encuentran cointegradas¹⁵.

Comprobar que el tipo de cambio real es estacionario o si, por el contrario, se comporta como una serie no estacionaria es una cuestión clave en el análisis de la hipótesis de BS, que precisamente trata de proporcionar una explicación a la persistencia de las desviaciones del tipo de cambio real respecto de su nivel de equilibrio (PPA). Para ello es importante el uso de técnicas y test formales que nos permitan analizar si el tipo de cambio real es estacionario o no. Una de las pruebas más utilizadas es el test de Dickey-Fuller (DF) y el test de Dickey-Fuller aumentado (DFA), que permite contrastar la existencia de raíces unitarias:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad (13)$$

15. Nótese que existen dos categorías en las que se puede insertar el estudio de la hipótesis de BS. Por un lado, cabría la posibilidad de que las variables implicadas en la relación fuesen series no estacionarias que mantuviesen una relación de cointegración, esta es la asunción más habitual en la literatura. Por otra parte, cabría la posibilidad de que las variables implicadas, aunque no fuesen más estacionarias, mostrasen unas desviaciones muy persistentes respecto a sus niveles de equilibrio, en este caso también sería recomendable el uso de técnicas como las que describiremos. Véase a este respecto Strauss (1999).

Donde k ha de elegirse de tal forma que desaparezca cualquier relación entre los residuos¹⁶. Si bien la expresión (13) goza de una amplia aceptación entre los investigadores y resulta sencilla de aplicar, lo cierto es que también presenta algunas limitaciones importantes que debemos recordar. De estas limitaciones destaca su sesgo a aceptar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria cuando realmente la serie es muy persistente. Este sesgo es aún mayor en muestras que, como ocurre con nuestros datos, son reducidas. Un método que se ha propuesto para tratar de solucionar este tipo de problemas son las pruebas de raíces unitarias de panel (Levin y Lin (LL) (1993) e Im, Pesaran y Shin (IPS) (1997)) y que constituyen una aplicación de los test DFA a un panel de datos:

$$\Delta x_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \beta x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_{ij} \Delta x_{i,t-j} + v_{i,t} \quad (14)$$

Donde se incorpora un efecto fijo individual α y un efecto temporal λ . Hemos de realizar dos consideraciones adicionales sobre la relación (14) que se aplican al caso concreto de la evaluación de la PPA. En primer lugar, existe la posibilidad de incluirse un término de tendencia en una relación como (14), sin embargo, en el estudio de la PPA la existencia de un término de tendencia no tiene sentido porque implicaría una evolución creciente o decreciente de la serie en el tiempo, mientras que lo que se espera es que esta fluctúe alrededor de un valor medio. En segundo lugar, es aconsejable que el efecto temporal sea introducido expresando las variables utilizadas en el estudio como su valor respecto a la media.

Para la obtención de un estadístico que permita contrastar si la series contenidas en el panel son estacionarias o no, IPS han propuesto dos métodos. Un primer método conduciría a la obtención del *estadístico LM-bar*, un segundo método conduciría al más conocido *estadístico t-bar*. Estos autores han destacado que el estadístico t-bar presenta mejores propiedades que el estadístico LM-bar y que el estadístico LL. Por otra parte, Maddala y Wu (1997) también han destacado que el estadístico t-bar presenta mejores propiedades que el LL. Por este motivo en este trabajo se ha decidido utilizar el estadístico t-bar, que se presenta a continuación. Este sencillo test se calcula como el valor medio de los t-estadísticos obtenidos en la aplicación del test DFA (τ) a cada una de las observaciones de sección cruzada del panel:

$$t - bar = \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N \tau_i \quad (15)$$

16. En este trabajo se seguirá el método propuesto por Campbell y Perron (1991) para la selección de k , que consiste en elegir un valor máximo de forma discrecional e ir eliminando retardos hasta que el t-estadístico individual de alguno de ellos sea significativo.

En IPS se tabulan valores críticos para el estadístico t-bar cuando no se incluyen retardos en la aplicación del test DFA; es decir, cuando se aplican test DF. Cuando las series recomiendan el uso de retardos ($k > 0$) en la aplicación del test DFA, los autores proponen utilizar el siguiente test alternativo:

$$T - BAR = \sqrt{N} \left(\frac{(t - bar) - a_T}{\sqrt{b_T}} \right) \sim N(0, 1) \quad (16)$$

El estadístico T-BAR, que se construye a partir del estadístico t-bar, se distribuye como una normal estándar. En IPS (1997) se tabulan los valores para la media (a_T) y la varianza (b_T) que dependerán del tamaño de la muestra temporal y del número de retardos introducidos en la relación. El estadístico T-BAR contrasta la hipótesis nula¹⁷ de que exista una raíz unitaria en todas y cada una de las series contenidas en el panel contra la hipótesis alternativa de que todas, o algunas, de las series del panel sean estacionarias. Por otra parte, la aplicación de este test nos permitirá el cálculo de la velocidad de reversión del panel hacia su valor medio¹⁸.

El uso de estos test nos permitirá contrastar si las series que componen un panel son estacionarias o no. Ahora bien, también necesitamos una técnica econométrica que permita la estimación de relaciones entre variables con desviaciones muy persistentes de su media, así como la estimación de relaciones de cointegración. Algunos estudios recientes han tratado el problema de la presencia de series no estacionarias en un panel de datos. En particular, se han propuesto dos técnicas diferentes: a) el equivalente en datos de panel al estimador FM (Fully Modified), propuesto por Pedroni (1997); y b) el equivalente en datos de panel al estimador MCO dinámico (MCOD), propuesto por McCoskey y Kao (1998) y Mark y Sul (2001). En la medida en que se ha demostrado que el estimador de panel MCO presenta menos sesgos en muestras pequeñas que otros estimadores alternativos, como los estimadores de panel FM y MCO, y en la medida de que se trata de un estimador fácil de implementar, hemos optado por su uso. Adicionalmente, y para estudiar la robustez de nuestros resultados, utilizaremos el estimador de panel MCO, que también resulta ser de sencilla aplicación.

La especificación particular que adoptará nuestro estimador MCO queda reflejada en la siguiente expresión:

17. Nótese que al tratarse de un contraste de una sola cola (porque el valor esperado para β en el test de DFA debe ser negativo) los valores críticos para el rechazo de la hipótesis nula a un 5 y un 1% de confianza son, respectivamente: -1,645 y -2,33.
18. Simplemente, se promedia el valor obtenido para cada una de las series individualmente. Véase Cecchetti *et al.* (1998).

$$y_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \gamma x_{i,t} + \sum_{j=\rho}^{+\infty} \delta_j \Delta x_{i,t+j} + w_{i,t} \quad (17)$$

Donde y es un escalar, x es un vector de dimensión k , α representa un efecto fijo individual, λ un efecto temporal, γ un vector de cointegración, ρ es el máximo retardo, n es el máximo adelanto y w es un vector de errores. Los retardos y los adelantos de las variables explicativas en diferencias se incluyen para asegurar que el término de error se ortogonaliza. Como ya hemos adelantado, los efectos temporales se incluyen expresando las variables en diferencias respecto a la media. Como ha señalado Pedroni (1997), los errores que se extraen de una expresión como (17) tienen la misma distribución que los datos originales, de tal modo que se pueden aplicar los test estándar de raíces unitarias para contrastar la existencia de cointegración entre las variables implicadas. Esta segunda parte el proceso consistiría en aplicar el test IPS al panel de los residuos:

$$\Delta w_{i,t} = \beta w_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta w_{i,t+j} + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

En (18) no se incluyen ni efectos fijos individuales ni efectos temporales porque ya fueron incluidos en la fase de estimación. Calculando el estadístico T-BAR a partir de (18) podemos determinar si los residuos de la estimación del panel anterior son estacionarios o no. En caso de que fueran estacionarios las variables estarían cointegradas. Nótese que si las variables implicadas en la expresión (17) fuesen estacionarias y mostrasen una gran persistencia en sus desviaciones respecto a la media, se podría aplicar la segunda fase del proceso, expresión (18), tratando de estudiar si las variable o variables explicativas permiten explicar la persistencia de la variable dependiente. En dicho caso esperaríamos obtener mayor facilidad en rechazar, en base al estadístico T-BAR, la existencia de una raíz unitaria en el panel de residuos pero, sobre todo, esperaríamos obtener una velocidad de reversión hacia la media en los residuos mucho mayor que en la variable explicada.

Las expresiones (13) a (18) representan un marco econométrico completo y creemos que resulta apropiado para proceder a la estimación de las relaciones propuestas por la hipótesis de BS, así como novedoso, pues existen pocos trabajos empíricos que utilicen un marco econométrico como el que hemos presentado arriba¹⁹.

19. En la bibliografía que hemos trabajado sobre este tema tan sólo hemos encontrado dos estudios en los que se utiliza un método parecido. Un primer estudio es MacDonald y Ricci (2001), estudio muy reciente en el que se utiliza un estimador de paneles MCO y, en una segunda etapa, el estadístico LL para contrastar si las variables analizadas se encuentran cointegradas. Un segundo estudio, no analiza la hipótesis de BS, sino la relación entre los tipos de cambio nominales y los fundamentos monetarios. Dicho estudio, Mark y Sul (1998), utiliza un estimador de panel MCO y aplica el test propuesto por IPS a los residuos.

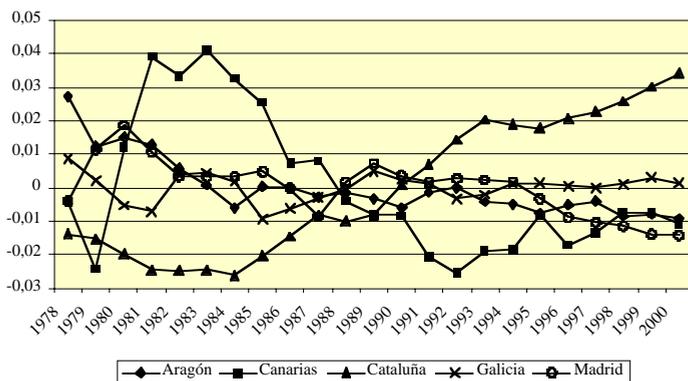
4. RESULTADOS PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS

En esta sección se analizan los diferenciales de precios entre las regiones españolas así como algunos de sus factores explicativos. Este análisis se estructura en tres subapartados diferentes. En un primer subapartado se realizará un análisis descriptivo de la evolución de los diferenciales de precios en España. En el segundo se procederá a una evaluación formal del comportamiento estadístico de las series; en concreto, se aplicarán test de raíces unitarias univariantes, así como test de raíces unitarias de panel. En un último subapartado se contrasta econométricamente si los resultados obtenidos pueden explicarse por la hipótesis de Balassa-Samuelson.

4.1 Análisis descriptivo de los diferenciales de precios en España

En la Figura 1 se representa la evolución de los diferenciales de precios de algunas regiones españolas respecto a la media nacional, que se utiliza en este trabajo como *numerario*. En el comportamiento de las series se pueden observar desviaciones persistentes que se manifiestan en una tendencia creciente para Cataluña y una tendencia decreciente para Aragón, Canarias y Madrid. Galicia constituye una excepción en este comportamiento ya que su diferencial de precios parece fluctuar en torno a un valor medio fijo.

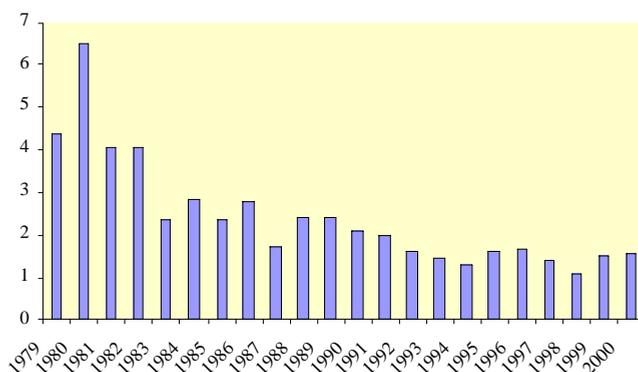
FIGURA 1
EVOLUCIÓN DE LOS DIFERENCIALES DE PRECIOS PARA ALGUNAS REGIONES ESPAÑOLAS



Fuente: Instituto Nacional de Estadística

Como forma de aproximar la dispersión regional de las tasas de inflación, en la Figura 2 se representa la evolución anual de los diferenciales entre las tasa de inflación máxima y mínima entre las regiones españolas. Estos diferenciales han llegado a ser muy importantes a finales de los 70's y principios de los 80's, llegándose a alcanzar valores de hasta más de 6 puntos porcentuales. Sin embargo, si omitimos este periodo, los diferenciales en las tasas de inflación fluctúan en valores en torno a los 2 puntos porcentuales.

FIGURA 2
DISPERSIÓN DE LAS TASAS DE INFLACIÓN REGIONALES EN ESPAÑA



Fuente: Instituto Nacional de Estadística

Cuando se consideran periodos temporales más amplios, los diferenciales de inflación se suavizan, tal y como se recoge en el Cuadro 5. Al tomarse medias quinquenales los diferenciales se reducen a valores cercanos a 1,5 y 1 puntos porcentuales. Adicionalmente, de estos resultados se pueden extraer algunas conclusiones de interés. En primer lugar, unos diferenciales de inflación superiores a 1,5 puntos porcentuales pueden persistir durante un periodo de hasta 5 años. En segundo lugar, parece existir evidencia de que estos diferenciales pueden desaparecer a más largo plazo, como sugiere el hecho de que en el periodo 1979-83 Canarias fuese la región más inflacionista y, por el contrario, en el periodo 1984-88 pasara a ser la menos inflacionista.

CUADRO 5
DIFERENCIALES DE INFLACIÓN QUINQUENALES EN ESPAÑA

	Máximo		Mínimo		Diferencial
	<i>Valor</i>	<i>Región</i>	<i>Valor</i>	<i>Región</i>	
1979-83	15,539	Canarias	13,868	Aragón	1,671
1984-88	8,448	País Vasco	6,820	Canarias	1,628
1989-93	6,637	Cataluña	5,206	Baleares	1,430
1994-00	3,760	Navarra	2,969	Madrid	0,791

Fuente: Instituto Nacional de Estadística

Una vez realizado este análisis descriptivo preliminar se procederá a una evaluación formal del comportamiento estadístico de las series. En particular, se tratará de contrastar si los diferenciales de precios regionales españoles son permanentes o tan sólo persistentes.

4.2 Test de raíces unitarias univariantes y de panel

Contrastar si los diferenciales de precios de una región cualquiera respecto a la región numerario son persistentes en el largo plazo o, por el contrario, permanentes, equivale a contrastar la estacionariedad de dicha serie. Si se concluyera que la serie es estacionaria, podríamos afirmar que los diferenciales de precios, aunque fueran persistentes, tenderían a desaparecer. En esta sección se proponen dos tipos de test univariantes que permiten contrastar la existencia de una raíz unitaria en la estructura estocástica de una serie, dichos test son el DFA y el de Phillips y Perron (PP). Adicionalmente, se propone un test para paneles de datos propuesto por IPS y que ha sido comentado con más detalle en la sección II. En general, en los test se incluyen efectos fijos individuales y efectos temporales.

En el Cuadro 6 se recogen los resultados de aplicar los test DFA y PP. Los resultados ofrecen pocas dudas al respecto, en la medida en que tan sólo 2 de 17 series pueden ser consideradas como estacionarias al 95% de confianza. Los test univariantes apuntan a que, en general, los diferenciales de precios entre las regiones españolas se comportan como series no estacionarias y muestran desviaciones persistentes respecto a la región numerario. Sin embargo, el limitado poder de estos test cuando se aplican a series temporales cortas exige la aplicación de otro tipo de test con mejores propiedades estadísticas en muestras pequeñas. Por este motivo hemos aplicado a continuación el test IPS a los paneles de datos.

CUADRO 6
TEST DE RAÍCES UNITARIAS UNIVARIANTES

Región	DFA	PP
Andalucía	-0,271	-0,312
Aragón	-3,815 [*]	-4,279 [*]
Asturias	-2,741	-2,495
Baleares	-1,459	-1,447
Canarias	-1,406	-1,514
Cantabria	-2,731	-0,641
Castilla-La Mancha	-1,262	-1,158
Castilla y León	-1,500	-0,568
Cataluña	-0,053	0,503
Comunidad Valenciana	-2,742	-2,788
Extremadura	-0,614	-0,596
Galicia	-5,110 [*]	-3,630 ^{**}
Madrid	-0,436	-1,437
Murcia	-2,113	-2,237
Navarra	-0,677	-0,384
País Vasco	-2,188	-0,947
La Rioja	-0,256	-0,253

Nota: Se utilizó el programa estadístico Eviews 3.0. (*) y (**) representa que una variable es estadísticamente significativa al 1 y al 5% respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Para implementar el test IPS se utilizarán dos muestras diferentes. Una primera muestra tomará en consideración todas y cada una de las observaciones de sección cruzada; o sea, todas las regiones españolas. En una segunda se excluye a Galicia puesto que muestra un comportamiento bastante diferenciado al resto de las observaciones. En el Cuadro 7 se recogen los resultados de aplicar el test a las dos muestras sugeridas, obteniéndose como principal conclusión que no se puede rechazar la existencia de una raíz unitaria en todas y cada una de las series: las desviaciones de los diferenciales de precios pueden ser consideradas como permanentes.

CUADRO 7
TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE PANEL (IPS)

	T-BAR	Rechazo Raíz Unitaria
Muestra completa	-0,96	No
Muestra sin Galicia	-0,04	No

Nota: no se presentan datos de velocidad de ajuste, ni de vidas medias porque la serie es no estacionaria lo que implica, por definición, una velocidad de ajuste nula y una vida media infinita.

Fuente: Elaboración propia.

Similares resultados a los contenidos en el Cuadro 7 fueron obtenidos por Alberola y Marqués (1999) para las provincias españolas en el periodo 1977-1998. Por otra parte, en Bayoumi y MacDonald (1998) y Culver y Papell (1999) se concluye que mientras que el cumplimiento de la hipótesis de la PPA se puede aceptar cuando se utilizan datos a nivel internacional, no sucede lo mismo cuando se estudia a nivel regional dentro de una unión monetaria. Estos diferentes estudios apoyan los resultados obtenidos en esta sección.

4.3 Estimación de la hipótesis de Balassa-Samuelson

A continuación se pretende proporcionar una explicación al comportamiento observado en los diferenciales de precios en las regiones españolas. Como se evidenció en el subapartado anterior, dicha variable parece mostrar desviaciones permanentes respecto de sus niveles de equilibrio, lo que sugiere la existencia de algún factor explicativo de este comportamiento. En este estudio se propone la hipótesis de BS como explicación a esta observación, dedicándose esta sección a su estimación.

Bajo la hipótesis de BS se pueden diferenciar dos hipótesis diferentes, la que denominamos hipótesis interna y la hipótesis externa. En este trabajo se procede a la estimación de ambas hipótesis para las regiones españolas, lo que supone una novedad en la literatura. Por otra parte, antes de proceder a las estimaciones se debe realizar un estudio previo de las propiedades estadísticas de las series involucradas en las mismas. Para poder establecer relaciones de largo plazo entre variables es condición necesaria que ambas muestren un perfil de comportamiento similar, de tal modo que una serie que sea una raíz unitaria debe ser explicada por una serie similar. Del mismo modo, una serie que muestre importantes desviaciones respecto de sus valores de equilibrio debe ser explicada por una serie con características similares. En el Apéndice se realiza un estudio comparativo de las

series involucradas en las estimaciones que se realizarán a continuación, demostrándose que todas las relaciones estimadas en este apartado son consistentes con este criterio.

CUADRO 8
ESTIMACIÓN DE LA HIPÓTESIS INTERNA EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS

Variable explicada: Precios relativos internos		
	φ	T-estadístico
MCO	<i>Productividad</i>	0,7782
		89,333*
		R ² =0,95
	SE=0,106	DW=0,39
		N=391
	φ	T-estadístico
MCO	<i>Productividad</i>	0,7095
		54,233*
		R ² =0,96
	SE=0,053	DW=1,09
		N=238
	T-BAR=-5,32*	d=0,351
		Vida-media=1,3

Nota: En la estimación de MCO se establecieron $p=4$ y $n=4$. $N=17$ y $T=23$. (*) representa una variable estadísticamente significativa al 1%. δ es la velocidad de reversión de la serie hacia la media. La vida media se calcula como: $\ln(2)/\ln(\delta)$.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de la estimación de la hipótesis interna de BS durante el periodo 1955-1999, tal y como aparece en la expresión (4), y bajo el marco econométrico explicado en la sección II, se recogen en el Cuadro 8. En primer lugar, los resultados de la estimación confirman la existencia de una relación positiva y estadísticamente significativa, tal y como señala la teoría. El valor puntual estimado está muy cercano a la unidad y se asemeja al obtenido en otros estudios similares (De Gregorio *et al.*, 1994). Los resultados obtenidos por MCO parecen sobrevalorar el efecto de las productividades relativas sobre los precios en relación a las estimaciones MCO.

El análisis de los residuos de las estimaciones MCO resultan extremadamente interesante, en nuestra opinión. Como se puede extraer de los mismos, los residuos parecen comportarse como una serie estacionaria con unas desviaciones respecto a sus niveles de equilibrio que tienen una vida media de tan sólo 1,3 años. Este punto es indicativo de la significativa influencia de las productividades relativas sobre los precios ya que, mientras que la vida media de las desviaciones de los precios relativos respecto a sus niveles de equilibrio llegaba a alcanzar unos valores

de 18 años y medio, al tenerse en cuenta el efecto de las productividades, ésta disminuye espectacularmente, tal y como ya hemos señalado.

CUADRO 9
ESTIMACIÓN MCO DE LA HIPÓTESIS INTERNA EN 2 SUBPERIODOS

		Variable explicada: Precios relativos internos	
		φ	T-estadístico
MCO	<i>Productividad</i>	0,9358	106,01*
(1955-77)		R ² =0,97	DW=0,68
		SE=0,082	N=204
		φ	T-estadístico
MCO	<i>Productividad</i>	0,4090	24,208*
(1979-99)		R ² =0,74	DW=0,72
		SE=0,061	N=187

Nota: En el primer subperiodo, N=17 y T=12. En el segundo subperiodo, N=17 y T=11. (*) representa una variable estadísticamente significativa al 1%. Fuente: Elaboración propia.

Con el propósito de completar la información anterior, en el Cuadro 9 se presentan los resultados de estimar por MCO la hipótesis interna en dos subperiodos diferentes. El primer subperiodo se extiende desde 1955 hasta 1977, mientras que el segundo abarca desde 1979 hasta 1999. El objetivo de esta distinción es doble. En primer lugar, se persigue aislar los resultados obtenidos en el periodo 1979-1999 porque la hipótesis externa tan sólo podrá ser estimada durante el mismo. En segundo lugar, en 1977 se produce un cambio institucional importante en España el cual desencadenó cambios importantes en las relaciones laborales y quizás, también, en la relación precios-productividades. La información contenida en el cuadro parece apuntar hacia un cambio estructural importante, pues las estimaciones puntuales pasan de un valor prácticamente unitario en el periodo 1955-1977, tal y como sugiere la teoría, a un valor muy lejano a la unidad en el periodo siguiente.

Sobre estas conclusiones, no obstante, hemos de hacer algunas observaciones. En primer lugar, debe señalarse que no se han podido realizar estimaciones MCO por el reducido tamaño muestral y, como ya hemos señalado, las estimaciones MCO podrían conducir a sesgos importantes en las estimaciones. En segundo lugar, y con carácter más general, debe señalarse que las estimaciones de la hipótesis interna padecen una limitación importante: las variables empleadas como

indicadores de precios no son las más apropiadas, lo que puede conducir a resultados erróneos.

Para salvar esta limitación hemos procedido a la estimación de la hipótesis externa. En el Cuadro 10 se recogen los resultados de dicha estimación para el periodo 1979-1999. Lejos de obtenerse una relación positiva entre el tipo de cambio real y el diferencial de productividades relativas, las estimaciones reflejan la existencia de una relación negativa entre ambas variables. Este primer resultado plantea serias dudas sobre la adecuación de la hipótesis de BS como factor explicativo exclusivo del tipo de cambio real entre las regiones españolas. A pesar de este resultado, hemos de señalar que el análisis de los residuos parece indicar que las variables implicadas mantienen una relación de largo plazo (una relación de cointegración). En primer lugar, la existencia de una raíz unitaria en la estructura de los residuos se puede rechazar y, en segundo lugar, la velocidad de ajuste de las desviaciones de los residuos respecto a sus niveles de equilibrio es especialmente rápida, llegando a alcanzar la vida media de las desviaciones seis meses de duración.

Aunque este último punto confirma la relación de largo plazo que esperábamos obtener, el signo estimado cuestiona la idoneidad de la hipótesis de BS como explicación de la evolución de los diferenciales regionales de precios en España. Nosotros proponemos dos posibles explicaciones a este comportamiento en este apartado. Una de las explicaciones se encuentra en armonía con la hipótesis de BS, mientras que la otra propone un nuevo marco explicativo.

La primera explicación tiene una base estadística, en la medida en que resulta sobradamente conocido que cuando en una estimación se omiten variables relevantes, se produce un sesgo en las estimaciones puntuales de los parámetros incluidos. En esta sección hemos demostrado que la hipótesis interna se cumple para las regiones españolas y, por otro lado, en secciones anteriores hemos señalado que otros factores, como los costes de transacción, también pueden jugar un papel importante en la explicación de los tipos de cambio reales. En la medida en que en nuestras estimaciones no se ha incluido ninguna variable que recoja el comportamiento de los costes de transacción, puede que sea esta omisión la que produzca un sesgo en la estimación del parámetro que recoge el comportamiento de la hipótesis de BS.

CUADRO 10
ESTIMACIÓN DE LA HIPÓTESIS EXTERNA EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS

Variable explicada: Tipo de cambio real		
	γ	T-estadístico
MCO	<i>Productividad</i>	-0,0665
		-7,618*
		DW=0,78
	R ² =0,18	N=187
	SE=0,014	
	γ	T-estadístico
MCO D	<i>Productividad</i>	-0,1084
		-9,528*
		DW=1,15
	R ² =0,44	N=119
	SE=0,011	
	T-BAR=-4,61*	Vida-media=0,5

Nota: En la estimación de MCO D se establecieron $p=1$ y $n=2$. $N=17$ y $T=11$. (*) representa una variable estadísticamente significativa al 1%.
Fuente: Elaboración propia.

Frente a la explicación estadística anterior podríamos añadir otra que incorpora elementos teóricos diferentes a los recogidos en la hipótesis de BS. En concreto, se podría considerar que los salarios se determinan a nivel central dentro de una unión monetaria, de tal modo que los salarios se igualarían no sólo entre sectores, sino también entre regiones. Bajo este supuesto, se podría demostrar fácilmente la existencia de una relación positiva entre las productividades y los precios relativos internos (tal y como sugiere la hipótesis interna de BS) y una relación negativa entre los diferenciales de productividades relativas y el tipo de cambio real o diferencial de precios.

Para demostrar esta proposición, supongamos que tenemos dos regiones A y B, con idénticas productividades del factor trabajo en el sector de bienes no comerciables. Como ambas regiones pertenecen a una unión monetaria, con sindicatos que actúan a nivel central, los salarios vendrían determinados por la productividad media de la unión monetaria (h^*), que sigue el siguiente proceso:

$$h_A^c > h^* = w^* > h_B^c > h_A^{nc} = h_B^{nc} \quad (19)$$

Utilizando las expresiones (1) y (2) bajo los supuestos de competencia perfecta y de que el salario en ambas regiones y sectores se igualan (w^*), a partir de (19) se obtiene: a) los precios en las regiones A y B en el sector de bienes no comerciables

son iguales; y b) el precio en el sector de bienes comerciables en la región A es menor que en la región B. Por lo tanto, si calculamos los precios relativos internos de los bienes no comerciables en relación a los comerciables en las regiones A y B, tendríamos que dichos precios relativos tomarán un mayor valor en la región A²⁰. De esta forma se obtendría que en la región con mayor diferencial de productividades (entre el sector de comerciables y no comerciables), el precio relativo de los bienes no comerciables sería mayor. Esta relación positiva es igual a la que se obtiene bajo la hipótesis interna de BS.

Ahora bien, si calculamos el índice de precios agregado en ambas regiones, obtendremos que dicho índice de precios será menor en la región A. Bajo este resultado, se puede comprobar que la región con mayor diferencial de productividad (región A) tiene un índice de precios menor y, debido a ello, un diferencial de precios negativo; es decir, una relación negativa contraria a la hipótesis externa de BS. Este modelo parece constituir una explicación adecuada a las estimaciones obtenidas en nuestro trabajo y ha sido defendido también por Alberola y Marqués (1999); sin embargo, carecemos de información suficiente para poder afirmar que esta opción es la correcta, por encima de otras explicaciones alternativas.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo constituye un primer paso en el estudio del comportamiento de los tipos de cambio reales (diferenciales de precios) en un unión monetaria como España. La importancia del estudio de esta variable radica en las importantes lecciones que se pueden extraer para entender y prever la futura evolución de los diferenciales de precios entre los países integrantes de la UME.

Para proceder a este análisis hemos partido de una teoría bien conocida como la hipótesis de Balassa-Samuelson, tal y como fue inicialmente formulada. Nuestra intención consistía en confirmar o rechazar la afirmación de Canzoneri *et al.* (1998) para quienes los diferenciales de precios en la UME pueden venir explicados por una sencilla teoría como la propuesta por Balassa y Samuelson. Si bien los resultados obtenidos en este trabajo apuntan a una persistencia muy importante de los diferenciales de precios entre las regiones españolas (que incluso se puede considerar permanencia), los cuales podrían ser explicados por la hipótesis de BS, parece haber evidencia suficiente para pensar que no se trata del único factor explicativo, tal y como sugieren Canzoneri *et al.* (1998).

20. Debido, principalmente, al menor precio de los bienes comerciables en la región A.

Hay varias razones que podrían explicar estos resultados. Un primer conjunto de razones se relacionan directamente con la denominada hipótesis interna de BS. Tal y como sugieren Alberola y Tyrväinen (1998), es posible que los salarios relativos entre sectores puedan diferir de forma permanente convirtiéndose en un factor explicativo importante en la evolución de los precios relativos internos. En esta misma línea, Estrada y López-Salido (2001) han apuntado la posibilidad de que no rija un marco de competencia perfecta, de tal modo que los márgenes empresariales puedan diferir entre sectores, convirtiéndose así en otro factor explicativo relevante en la evolución de los precios relativos.

Un segundo conjunto de razones se encuentra en el comportamiento de la denominada hipótesis externa de BS. Si como parece sugerir la literatura sobre los tipos de cambio reales, la existencia de costes de transacción o la política de *pricing-to-market* pueden ser factores que influyen sobre la evolución de los mismos, la no consideración de estos factores explícitamente en las estimaciones realizadas, podría originar sesgos importantes que condujeran a obtener relaciones contrarias a las esperadas.

En último lugar, debe señalarse que los resultados econométricos obtenidos pueden ser racionalizados bajo un marco teórico diferente al propuesto por la hipótesis de BS. Bajo dicho marco, la relación entre precios y productividades cambiaría, obteniéndose así una conclusión importante en este trabajo: a medida que la UME se consolide y aparezcan sindicatos dispuestos a operar a nivel central, es muy posible que la relación establecida bajo la hipótesis de BS cambie de signo y desaparezcan los motivos para pensar que aquellas economías con mayores incrementos en sus productividades relativas tenderán a sufrir una apreciación de su tipo de cambio real.

Sin embargo, para poder discriminar entre estas hipótesis alternativas sería necesario realizar un estudio detallado de los factores antes mencionados, lo que constituye el objetivo de futuros estudios.

BIBLIOGRAFÍA

- ALBEROLA, E. y TYRVÄINEN, T. (1998): "Is there scope for inflation differentials in EMU An empirical evaluation of the Balassa-Samuelsen model in EMU countries", *Documento de Trabajo* nº 9823, Servicio de Estudios, Banco de España.
- ALBEROLA, E. y MARQUÉS, J. M. (1999): "On the relevance and nature of regional inflation differentials: the case of Spain", *Documento de Trabajo* nº 9913, Servicio de Estudios, Banco de España.
- BALASSA, B. (1964): "The purchasing power parity doctrine: a reappraisal", *The Journal of Political Economy*, vol. 72, pp. 584-596.
- BALKE, N. y WYNNE, M. (2000): "An equilibrium analysis of relative price changes and aggregate inflation", *Journal of Monetary Economics*, 45, pp. 269-292.
- BALL, L. y MANKIW, G. (1995): "Relative price changes as aggregate supply shocks", *Quarterly Journal of Economics*, February, pp. 161-193.
- BAYOUMI, T. y MACDONALD, R. (1999): "Deviations of exchange rates from purchasing power parity: a story featuring two monetary unions", *IMF Staff Papers*, 46, pp. 89-102.
- CAMPBELL, J. y PERRON, P. (1991): "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots", *NBER Macroeconomics Annual*, 6, pp. 141-198.
- CANZONERI, M. B.; CUMBY, R.; DIBA, B. y EUDY, G. (1998): "Trends in european productivity: implications for real exchange rates, real interest rates and inflation differentials", *Working Paper 27*, Oesterreichische National Bank.
- CANZONERI, M. B.; CUMBY, R. y DIBA, B. (1999): "Relative labor productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries", *Journal of International Economics*, v 47, n 2, april, pp. 245-266.
- CECCHETTI, S. G.; MARK, N. C. y SONORA, R. (1998): "Price level convergence among United States cities: lessons for the European Central Bank", *Working Paper 32*, Oesterreichische National Bank.
- CHRISTIANO, L. y FITZGERALD, T. (2000): "Understanding the fiscal theory of price level", *NBER working papers* nº 7668, National Bureau of Economic Research.
- CULVER, S. y PAPELL, D. (1999): "Panel evidence of purchasing power parity using intranational and international data", *mimeo* University of Houston.
- DE GRAUWE, P. y SKULDENY, F. (2000): "Inflation and productivity differentials in EMU", *mimeo* University of Leuven.
- DE GREGORIO, J.; GIOVANNINI, A. y WOLF, H. C. (1994): "International evidence on tradables and nontradables inflation", *European Economic Review*, nº 38, pp. 1225-1244.

- ESTRADA, A. y LÓPEZ-SALIDO, J. D. (2001): "La inflación dual en la economía española: la importancia relativa del progreso tecnológico y de la estructura de mercado", *Boletín Económico*, Banco de España, Mayo.
- Fundación BBVA (1999): *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial. Serie Homogénea. Años 1955 a 1993 y avances 1994 a 1997*, Ed. Fundación BBV, Bilbao.
- Fundación BBVA (2000): *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial. Año 1995 y avances 1996-1999*, Ed. Fundación BBV, Bilbao.
- IM, K., PESARAN, H. y SHIN, Y. (1997): "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *mimeo* University of Cambridge.
- INE: "Base de Datos TEMPUS", www.ine.es.
- LEVIN, A. y LIN, C. (1993): "Unit root tests in panel data: new results", *Discussion paper 93-56*, University of California, San Diego.
- MACDONALD, R. y RICCI, L. (2001): "PPP and the Balassa Samuelson effect: the role of the distribution sector", *IMF working papers*, WP/01/38, March.
- MADDALA, G.S y WU, S. (1997): "A comparative study of unit root tests with panel data and a simple test", *Working papers*, Ohio-State University.
- MARK, N y SUL, D. (1998): "Nominal exchange rates and monetary fundamentals: evidence from a small post-Bretton Woods panel", *mimeo* Ohio-State University.
- MARK, N. y SUL, D. (2001): "A computationally simple cointegration vector estimator for panel data", *mimeo* Ohio-State University.
- MCCOSKEY, S. y KAO, C. (1998): "A residual-based test of the null of cointegration in panel data", *mimeo*.
- MICOSSI, S. y MILESI-FERRETTI, G. M. (1996): "Real exchange rates and the prices of non-tradable goods", en *Inflation and wage behaviour in the EMS*, Oxford University Press, pp. 209-230.
- NENNA, M. (2001): "Price level convergence among italian cities: any role for the Harrod-Balassa-Samuelson hypothesis?", *Working Papers n° 64*, May, University of Rome La Sapienza.
- OLLOQUI, I. y SOSVILLA RIVERO, S. (2000): "Paridad del poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-92", *Documento de Trabajo 2000-24*, FEDEA.
- PEDRONI, P. (1997): "Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis (new results)", *mimeo* Indiana University.
- RAYMOND, J. L. y GARCÍA GRECIANO, B. (1997): "El tipo de cambio real de la peseta y el comportamiento diferencial de la productividad: una visión de largo plazo", *Documento de Trabajo n° 137*, FUNCAS.
- SAMUELSON, P. A. (1964): "Theoretical notes on trade problems", *Review of Economic and Statistics*, 46, pp. 1-60.

STRAUSS, J. (1999): "Productivity differentials, the relative price of non-tradables and real exchange rates", *Journal of International Money and Finance*, 18, pp. 383-409.

WOODFORD, M. (2001): "Fiscal requirements for price stability", *mimeo* Princeton University.

APÉNDICE

A continuación se estudian las propiedades estadísticas de las 4 series implicadas en las dos hipótesis que se han estimado en el texto. Los precios relativos internos y las productividades sectoriales relativas, como determina la hipótesis interna de BS. Y por otra parte, los tipos de cambio reales regionales y los diferenciales de productividades sectoriales relativas, tal y como establece la hipótesis externa de BS. Para ello se aplica el test de raíces unitarias de panel IPS.

TEST DE RAÍCES UNITARIAS

		T-BAR	Vida media
Hipótesis interna	Precios relativos	-3,63*	18
regiones españolas	Productividades	-2,34*	12,5
Hipótesis externa	TCR	-0,96	-
regiones españolas	Productividades	-1,33	-

Nota: TCR significa tipo de cambio real. (*) representa variables significativas al 1%. En el caso de que las variables no fuesen estacionarias no se ha incluido la vida media.

Fuente: Elaboración propia.