
La pérdida del tipo de cambio como instrumento de ajuste macroeconómico: efectos sobre la balanza comercial e implicaciones para Andalucía

José Luis TORRES CHACÓN¹

1. Introducción

Una de las implicaciones que se derivan del acceso a la tercera fase de la Unión Económica y Monetaria por parte de España, es la pérdida del tipo de cambio como instrumento de ajuste macroeconómico. En efecto, la introducción de una moneda única (el euro), elimina la posibilidad de efectuar una política cambiaria propia y por tanto, elimina la autonomía de la política monetaria (al igual que ocurrirá con otras políticas, situación que de hecho ya se está produciendo). El instrumento del tipo de cambio se utiliza tradicionalmente en dos sentidos. En primer lugar, y quizás el más conocido, para aumentar el nivel de competitividad vía precios con el exterior a través de las denominadas devaluaciones competitivas. En segundo lugar, como un ancla para la fijación de la política monetaria interna, que permita un mayor control de la evolución de los precios. La introducción de una moneda única en la mayoría de países europeos supondrá la eliminación *de facto*, de la posibilidad de realizar devaluaciones competitivas con respecto a estos países, y dados los criterios de estabilidad fijados, también con respecto al resto del mundo.

El artículo 109 del Tratado de la Unión establece como uno de los criterios de convergencia nominal, el mantenimiento del tipo de cambio dos años como mínimo dentro de los márgenes normales de fluctuación del Mecanismo de Cambios e Intervención de los tipos de

cambios del Sistema Monetario Europeo, sin que se haya producido devaluación a petición propia, frente al resto de monedas y sin tensiones graves. En un principio, se entendía que los márgenes normales hacían referencia a la banda de fluctuación del +/- 2,25 por ciento que mantenían la mayoría de monedas integradas en el mecanismo de cambios. Sin embargo, la ampliación de las bandas de fluctuación en agosto de 1993 hasta el +/- 15 por ciento como consecuencia de las presiones especulativas que sufrieron la mayoría de las monedas, significó un cambio en los objetivos últimos del Sistema Monetario Europeo. Actualmente, se hace referencia al criterio de estabilidad de los tipos de cambio, sin especificar unas determinadas bandas de fluctuación para el mismo.

Cuando se habla de la evolución y/o de la situación del saldo de la balanza comercial, habitualmente se está haciendo referencia al nivel de competitividad de la economía con respecto al exterior. Este nivel de competitividad exterior, la mayoría de las veces, hace referencia exclusivamente a la competitividad exterior vía precios o equivalentemente, al tipo de cambio real.² Sin embargo, existen otros componentes, como la productividad, calidad, existencia de canales de comercialización internacionales, etc, que determinan dicho nivel de competitividad exterior, al margen de la evolución de los precios y del tipo de cambio nominal. En este sentido, Argandoña (1988) distingue entre competitividad a corto

1. Agradezco los comentarios realizados por Consuelo Gámez y la ayuda de Felisa Becerra en la elaboración del trabajo.

2. Véase Lipschitz y McDonald (1992) para una descripción de los diferentes conceptos de competitividad exterior vía precios, a través del uso de diferentes definiciones del tipo de cambio nominal y de los diferentes índices de precios.

plazo y a largo plazo. El nivel de competitividad a corto plazo depende del tipo de cambio, de la moderación en los costes de producción, la inflación reducida, ayudas a la exportación y las barreras a la importación. A largo plazo estos factores son menos relevantes y el nivel de competitividad depende de la especialización productiva.

Existe una percepción general, derivada de los modelos simples de balanza comercial, que suponen que una depreciación nominal del tipo de cambio implica una mejora del saldo comercial con el exterior, si bien no inmediatamente, si pasado un determinado período de tiempo. Esta depreciación o devaluación del tipo de cambio nominal, supondrá, al menos en el corto plazo, una depreciación o devaluación del tipo de cambio real, que hará aumentar la demanda de exportaciones y disminuirá la demanda de importaciones. Estos modelos se conocen como el enfoque elasticidades, el modelo de Bickerdike-Robinson-Metzler o los modelos de bienes sustitutivos imperfectos. La devaluación tendrá efectos positivos sobre la balanza comercial si se cumple la denominada condición Marshall-Lerner.

Sin embargo, para que ocurra este mecanismo, las variaciones del tipo de cambio nominal tienen que trasladarse al tipo de cambio real, que es la variable que determina el saldo comercial con el exterior, que no sólo viene determinada por el tipo de cambio nominal sino por la evolución del nivel de precios interno y del exterior. Esta transmisión únicamente se produce en el caso de que los precios sean completamente rígidos. Si se producen alteraciones en los precios relativos, la transmisión no es perfecta, por lo que el efecto descrito anteriormente podría no producirse. Por tanto, la variable fundamental en la determinación de la competitividad exterior vía precios es el tipo de cambio real, variable que no es totalmente controlable por parte de las autoridades monetarias, ya que depende de la evolución de los precios (tanto interno como del exterior). Desde el punto de vista teórico no existe ninguna razón por la cual una depreciación del tipo de cambio nominal tiene que tener algún efecto particular sobre la balanza comercial.

En España, ha existido tradicionalmente una gran corriente de opiniones acerca de la conveniencia de realizar devaluaciones de la peseta para aumentar la competitividad exterior vía precios. Estas voces a favor de las devaluaciones competitivas provienen principalmente y, lógicamente, del sector empresarial, aunque desde los sectores académicos también ha existido opiniones favorables a la realización de devaluaciones de la peseta.

Estas opiniones a favor de una devaluación de la peseta fueron particularmente importantes a raíz de la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios e intervención del Sistema Monetario Europeo. Así, Bacchetta (1991) argumenta la necesidad de realizar una devaluación de la peseta, debido a la importante apreciación en términos reales durante principios de la década de los noventa, provocada por la fortaleza de la peseta en el SME y a los diferenciales de inflación que existían. Sin embargo, y como estudiaremos posteriormente, es necesario distinguir entre las devaluaciones competitivas y las devaluaciones fundamentales. Las devaluaciones fundamentales están provocadas por la existencia de desequilibrios en el tipo de cambio nominal con respecto a su valor dado por los fundamentos de la economía. En dicho caso la devaluación estaría justificada en función de las variables reales y únicamente tienen por objeto eliminar dicho desequilibrio. Sin embargo, las devaluaciones competitivas no atienden a la existencia de dichos desequilibrios, sino que tienen como objetivo aumentar la competitividad exterior vía precios.

El objetivo de este trabajo es analizar los efectos de la pérdida del tipo de cambio como un instrumento de ajuste macroeconómico, principalmente, sobre la posibilidad de realizar devaluaciones para aumentar la competitividad exterior vía precios. Para ello analizamos el grado de persistencia que muestra el saldo real comercial, que es una medida de cómo reacciona dicho saldo ante un choque no anticipado, como puede ser una devaluación de la moneda. Las diferentes medidas usadas muestran un gran componente de reversión a la media en el caso del saldo comercial real, lo que indica que los choques no anticipados tienen efectos transitorios sobre la competitividad exterior vía precios. Adicionalmente se estudia la existencia de una relación estable a largo plazo entre el saldo real comercial y el tipo de cambio real.

Una vez analizados en cierta profundidad la relación entre el comportamiento del tipo de cambio de la peseta con la balanza comercial, se extraen algunas implicaciones para Andalucía. La economía andaluza tiene un menor grado de apertura que el conjunto nacional, al tiempo que tiene una alta concentración en los flujos de exportaciones e importaciones, por lo que las alteraciones en el tipo de cambio podrían tener menores efectos sobre la evolución del sector exterior.

La estructura del artículo es la siguiente. En la sección segunda se analiza la relación que existe entre el tipo de cambio nominal, los precios y la balanza

comercial. En la tercera sección se presenta un modelo simple de comercio exterior del cual se deriva la existencia de una relación entre el tipo de cambio real y el saldo real comercial. En la sección cuarta se realiza un análisis empírico, estudiando la existencia de raíces unitarias, la persistencia y la existencia de tendencias comunes a largo plazo entre ambas variables. En la quinta sección se presentan las principales implicaciones para Andalucía de la pérdida del tipo de cambio como instrumento de ajuste. Por último, la sección sexta presenta las principales conclusiones que se derivan del análisis efectuado.

2. Tipo de cambio, precios y balanza comercial

A la hora de analizar el saldo de la balanza comercial de un país, es necesario estudiar la evolución del tipo de cambio nominal y de los precios, tanto nacional como del exterior, o equivalentemente, el precio relativo de un país con respecto al resto del mundo. El instrumento con que cuentan las autoridades monetarias para aumentar la competitividad exterior vía precios es el aumento del tipo de cambio, lo que se conoce como devaluación competitiva. La percepción general es que una devaluación del tipo de cambio nominal tiene efectos positivos sobre el saldo comercial ya que provoca un aumento de las exportaciones y una disminución de las importaciones, al producirse una disminución del coste, en moneda extranjera, de los bienes producidos en el país de referencia y comprados por agentes del exterior, mientras que aumenta el precio, en moneda nacional, de los bienes producidos en el exterior. Sin embargo, es el tipo de cambio real, y no el nominal, la variable que influye en la evolución de las exportaciones e importaciones. El tipo de cambio real se define como:

$$(1) \quad Q = \frac{SP^*}{P}$$

donde Q es el tipo de cambio real, S el tipo de cambio nominal, P es un índice de precios interno y P^* es un

índice de precios del exterior. Por tanto a la hora de estudiar el efecto de una alteración en el tipo de cambio nominal sobre el tipo de cambio real es necesario analizar sus efectos sobre los precios, tanto nacional como del exterior.

En el caso de que exista una rigidez total de los precios, tanto nacionales como extranjeros, ante un cambio en el tipo de cambio nominal, dicho cambio se transmitirá totalmente al tipo de cambio real. Sin embargo, una devaluación nominal de la moneda nacional no siempre tiene efectos sobre el tipo de cambio real, ya que puede provocar cambios en el nivel de precios, y, por tanto, en el precio relativo que anulen la variación inicial. Existen una serie de factores que pueden implicar que una devaluación de la moneda nacional no se transmita al tipo de cambio real y por tanto no tenga los efectos deseados sobre el saldo comercial.

En primer lugar, la hipótesis de la ley de un precio o su generalización, la paridad del poder adquisitivo (PPA) supone el arbitraje en los mercados de bienes internacionales. Si se cumple la PPA, al menos en el largo plazo, esto implica la existencia de un tipo de cambio real de equilibrio, por lo que el nivel de competitividad vía precios se va a mantener constante en el largo plazo, aunque a corto plazo puedan existir desviaciones. La ley de un precio propone que, en los mercados internacionalmente integrados, los precios de bienes homogéneos tienen que ser los mismos en todos los países, si se expresan en una moneda común, haciendo abstracción de los costes de transporte, barreras arancelarias y cualquier otro impedimento al libre comercio. Esta igualación se produce a través de las operaciones de arbitraje: si los mercados de bienes son eficientes, los precios se mueven hasta que desaparezcan las oportunidades de beneficios anormales obtenidas al comprar y vender el mismo bien en diferentes mercados. El cumplimiento de esta ley, o de la paridad del poder adquisitivo a nivel agrado, provocará que una depreciación nominal derive en un aumento de los precios nacionales, manteniendo constante el tipo de cambio real, por lo que no tendrá efectos sobre el saldo comercial, al menos en el largo plazo.³

3. Véase Gámez, Morales y Torres (1996), para un análisis del cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo en el caso de España.

En segundo lugar, en la determinación del índice de precios nacional influye el precio de las importaciones. El índice de precios nacional puede definirse como:

$$(2) \quad P = \alpha P_I + (1 - \alpha) P^* S$$

donde P_I es el precio de los bienes producidos en el país nacional, P^* es el índice de precios del exterior y α es el porcentaje de bienes nacionales que se consumen con respecto a las importaciones. En este caso un devaluación del tipo de cambio nominal provoca un aumento del precio de las importaciones en moneda nacional, lo que provoca un aumento del precio de los bienes nacionales.⁴ En este caso, la devaluación nominal no se traslada totalmente al tipo de cambio real, aunque tiene un efecto positivo debido a que la proporción de bienes importados es menor que el consumo de bienes producidos en el país. Sin embargo, la devaluación generaría presiones inflacionistas.

En tercer lugar, la neutralidad del dinero a largo plazo también tiene importantes implicaciones en los efectos de una devaluación nominal sobre el tipo de cambio real, ya que implica que las devaluaciones nominales son neutrales en el largo plazo. Una devaluación de la moneda nacional tiene que ir acompañada de un aumento de la cantidad de dinero, y en el largo plazo, se trasladaría a precios, por lo que el tipo de cambio real se mantendría constante.

En cuarto lugar, la devaluación o depreciación de la moneda nacional puede generar inconsistencias entre la política de tipo de cambio y la política monetaria. Al llevar a cabo políticas monetarias restrictivas se produce un aumento de los tipos de interés nacionales, lo que provoca fuertes entradas de capital, que aprecian la moneda nacional. Con objeto de evitar esta apreciación se producen intervenciones en los mercados de divisas, a través de la venta de moneda nacional, con el consiguiente aumento en las reservas exteriores lo que provoca un mayor crecimiento de la cantidad de dinero y a su vez, tensiones inflacionistas, que tienen que ser contrarrestadas a través de la instrumentación de una política monetaria más restrictiva, repitiéndose el proceso descrito anteriormente.

Por último, existen otra serie de mecanismos por los cuales se puede argumentar que una depreciación nominal puede que no tenga efectos beneficiosos sobre el saldo de la balanza comercial, debido al hecho de que los exportadores, tanto nacionales como extranjeros, trasladan parcialmente los cambios en el tipo de cambio nominal al precio de sus bienes. Dornbusch (1987) partiendo de una serie de modelos de organización industrial en economías abiertas, intenta explicar los ajustes que experimentan los precios en función del grado de integración entre mercados, del grado de homogeneidad o sustituibilidad de los productos y del grado de poder de mercado de las empresas, tanto nacionales como extranjeras. En un contexto de equilibrio parcial son salarios nominales no plenamente flexibles ante un cambio en el tipo de cambio nominal, las empresas tanto extranjeras oferentes en los mercados nacionales como las nacionales en los mercados extranjeros, experimentarán un cambio en sus costes que conducirá a ajustes de precios.

Por otro lado, Baldwin (1988), también en un modelo de equilibrio parcial basado en el de Dixit-Stiglitz (1977), muestra que fluctuaciones temporales del tipo de cambio puede tener efectos persistentes sobre los precios de las importaciones y sobre las cantidades. Si suponemos que la estructura de mercado es de competencia monopolística, cada productor actúa como monopolista ante su marca pero el comportamiento de los monopolistas no es independiente. Baldwin observa que si existen costes hundidos para entrar al mercado, un cambio en el tipo de cambio nominal puede alterar la estructura del mercado doméstico y tener efectos reales persistentes.

Los efectos de los cambios del tipo de cambio sobre el nivel de precios (y la estructura de mercado) van a depender de la magnitud y persistencia de los mismos. Si la apreciación del tipo de cambio es pequeña, las empresas disminuyen los precios importados (y no hay cambios en el número de empresas que integran el mercado). Cuando el tipo de cambio vuelve a su posición inicial, el precio también retorna a su nivel inicial. Sin embargo, si la apreciación es sustancial el precio disminuye debido a la reducción del coste marginal y la estructura de mercado cambia incrementándose el número de empresas. Cuando el tipo de cambio vuelve a su nivel inicial, los costes marginales también lo hacen.

4. Este efecto se está produciendo actualmente debido a la importante apreciación del dólar con respecto a la peseta, generando importantes incrementos del precio de la energía, que se trasladan al índice de precios nacional.

Sin embargo, el número de empresas es mayor que antes del cambio, por lo que el precio se mantiene permanentemente por debajo de su nivel inicial. Baldwin y Krugman (1989) desarrollan un modelo con incertidumbre, en la línea del anterior, obteniendo resultados similares.

En Dixit (1989), de nuevo, la existencia de costes hundidos, en los que han de incurrir las empresas para entrar en nuevos mercados, son la causa principal de que las alteraciones en el tipo de cambio nominal no vengán acompañadas de cambios tan frecuentes en los precios. Desarrollando una estructura de mercado de competencia perfecta, los resultados son similares a los anteriores: una vez que el tipo de cambio vuelve a su nivel inicial, los precios y otras variables afectadas, no vuelven necesariamente a sus valores iniciales.

Vemos, por tanto, como la visión tradicional de que una depreciación o devaluación de la moneda es un instrumento útil para aumentar el nivel de competitividad vía precios con el exterior y mejorar el saldo comercial con el exterior, puede no ser cierta ya que descansa sobre la base de que las alteraciones del tipo de cambio nominal se transmiten íntegramente a variaciones en el tipo de cambio real, efecto que sólo se produce bajo el supuesto de que los precios son rígidos.

En el gráfico 1 se muestra el índice de posición efectiva nominal de la peseta con respecto a las divisas de la UE y de la OCDE, con base 1988. Como podemos observar,

la peseta ha experimentado durante el período 1975-1997 diversas devaluaciones dentro de un proceso significativamente depreciatorio. La primera devaluación tiene lugar el 9 de febrero de 1976, seguida de una devaluación más intensa el 12 de julio de 1978. Después de esta segunda devaluación, la peseta experimenta una ligera apreciación para posteriormente depreciarse hasta la devaluación del 6 de diciembre 1982. El factor común de estas devaluaciones es que se realizaron como un instrumento para aumentar la competitividad exterior vía precios de la economía española.

La situación es ligeramente diferente a partir de 1987, ya que la peseta experimenta un proceso ligeramente apreciatorio. Con la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios e intervención del Sistema Monetario Europeo el 19 de junio de 1989, las autoridades monetarias intensifican una política de peseta fuerte. De hecho durante estos años, la peseta se convierte en la divisa más fuerte dentro del Sistema Monetario Europeo. Esta política de apreciación tenía como principal objetivo reducir la inflación, a través de la importación de la inflación de Alemania. Sin embargo, durante este período se mantuvieron altos diferenciales de inflación con respecto al resto de países europeos, por lo que dicha política no fue completamente eficaz.

A pesar de la estabilidad de la peseta durante el período 1989-1992, los fundamentos de la economía española indicaban un tipo de cambio más depreciado

Gráfico 1. Evolución del tipo de cambio efectivo nominal de la peseta

Base 1988=100

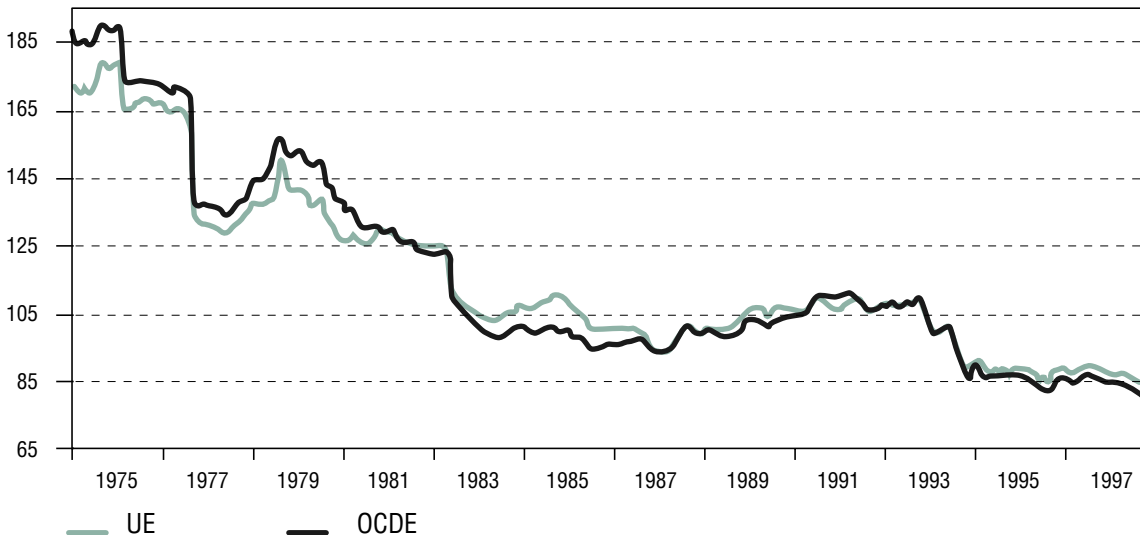
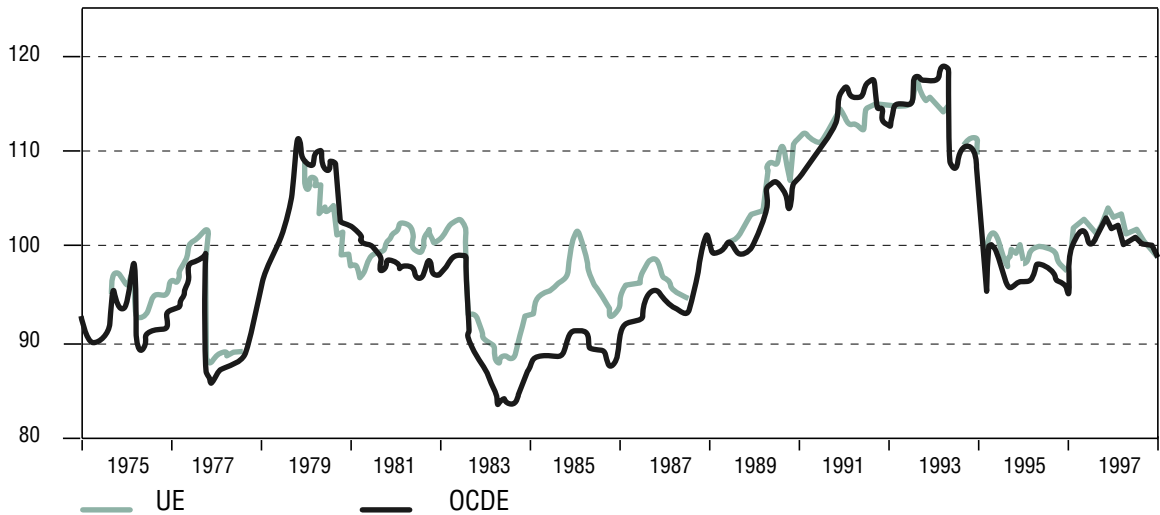


Gráfico 2: Evolución del tipo de cambio efectivo real de la peseta con precios al consumo

Base 1988=100



para la peseta. Así, el 17 de septiembre de 1992, la peseta sufre la primera devaluación dentro del SME, del 5 por ciento. Sin embargo, esta devaluación no era suficiente para cancelar los desequilibrios acumulados durante el período de pertenencia al SME, por lo que las autoridades monetarias se ven obligadas de nuevo a devaluar la peseta, en un 6 por ciento, el 23 de noviembre de 1992.

Posteriormente a estas devaluaciones, se mantienen las presiones depreciatorias, y la peseta tiene que ser devaluada de nuevo, en este caso en un 8 por ciento, el 3 de mayo de 1993. Al mismo tiempo, las presiones sobre el resto de monedas del SME se intensificaron, por lo que el 31 de julio de 1993 se procedió a la ampliación de las bandas de fluctuación hasta el +/- 15 por ciento. Posteriormente a esta ampliación, la peseta sufrió una nueva devaluación, en este caso del 7 por ciento, el 5 de marzo de 1995.

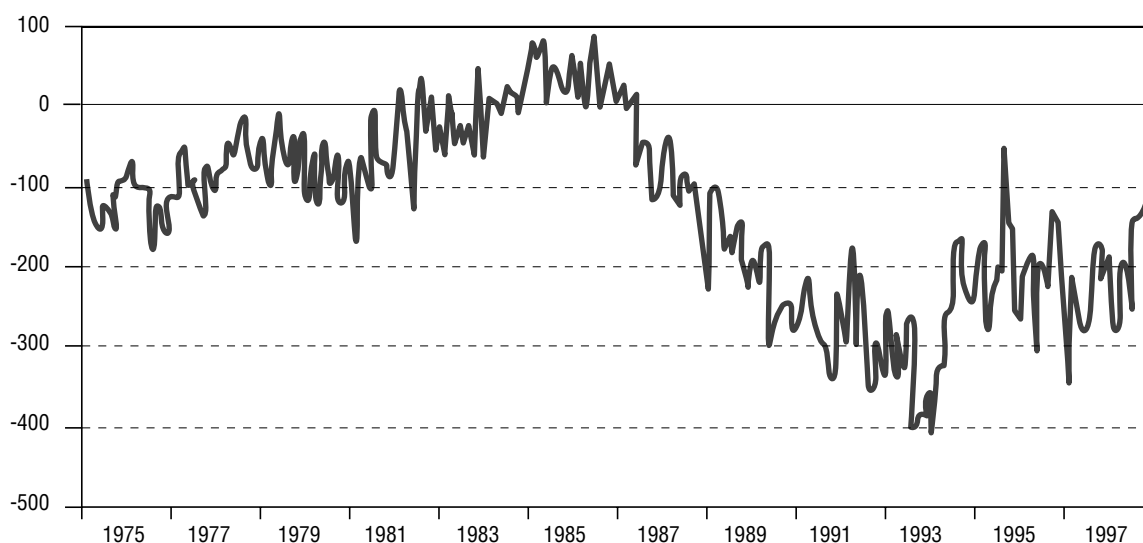
Sin embargo, existe una gran diferencia entre las tres primeras devaluaciones comentadas, y las que posteriormente ha sufrido la peseta dentro del Mecanismo de Cambios e Intervención del Sistema Monetario Europeo. En los tres primeros casos, las devaluaciones fueron intencionadas, en el sentido de que fueron

decisiones de política y tenían como objetivo el aumento de la competitividad exterior vía precios de la economía española, es decir, fueron devaluaciones competitivas. Sin embargo, las devaluaciones que ha sufrido la peseta en el SME han sido devaluaciones obligadas por los mercados de divisas, debido a que el tipo de cambio difería significativamente de su nivel de equilibrio en base a la evolución de los fundamentos de la economía. Estas son las denominadas devaluaciones fundamentales, como consecuencia de las continuas intervenciones por parte de las autoridades monetarias en los mercados de divisas para mantener un determinado tipo de cambio, debido a la pertenencia de la peseta a un mecanismo de cambios semi-fijo.

El gráfico 2 muestra el índice de posición efectiva real de la peseta, usando los precios al consumo, en base 1988.⁵ Como se puede comprobar, en el corto plazo las devaluaciones nominales se han trasladado al tipo de cambio real. Sin embargo, el efecto ha sido transitorio, puesto que después de un corto período de tiempo se ha producido un nuevo aumento del tipo de cambio real, para las primeras tres devaluaciones, que se habían realizado con objeto de aumentar la competitividad exterior vía precios. Este efecto ha estado provocado por un aumento de los precios internos. La

5. Se ha elegido el año 1988 como año base en un intento de aproximar el índice de posición efectiva real de la peseta al tipo de cambio de equilibrio que se obtendría de la Paridad del Poder Adquisitivo. La elección de este año se basa en que durante 1997 existió equilibrio en la balanza por cuenta corriente.

Gráfico 3: Evolución del saldo real comercial



devaluación de 1982 tampoco consiguió aumentar la competitividad exterior vía precios de manera significativa, a pesar de que el tipo de cambio nominal se mantuvo estable.

A partir de 1987 se observa una pérdida importante de competitividad vía precios, debido a la apreciación del tipo de cambio real. Sin embargo, las devaluaciones sufridas por la peseta durante 1992 y 1993 provocan la corrección de este desequilibrio, hasta situar al tipo de cambio real alrededor de su equilibrio a largo plazo.

Comparando la evolución del tipo de cambio efectivo real con el nominal, se puede comprobar como la mayor parte de los movimientos en el tipo de cambio real han sido debidos a los cambios en el tipo de cambio nominal. Esta similitud está provocada por el hecho que las devaluaciones nominales se trasladan, en el muy corto plazo, a devaluaciones del tipo de cambio real, debido a las rigideces en los precios. Sin embargo, también se observa que después de una devaluación nominal, el tipo de cambio real tiende a aumentar como consecuencia del aumento de los precios nacionales, excepto durante los últimos dos años debido al proceso de reducción de la inflación que se ha producido.

El gráfico 3 muestra el saldo comercial de España en términos reales, es decir, la diferencia entre el valor de las exportaciones y de las importaciones en términos reales. Como se puede observar durante el período

1975-1983 el saldo es negativo, siendo positivo durante el período 1983-1986. Sin embargo, a partir de 1987 se observa un progresivo empeoramiento del saldo comercial, efecto que puede estar provocado principalmente por la apreciación en términos reales de la peseta. Este saldo desfavorable se corrige en parte a partir de 1992, fecha en que tuvieron lugar las devaluaciones de la peseta en el SME, aunque sigue siendo negativo.

De la comparación del gráfico 2 y 3 se pueden extraer, a priori, algunas conclusiones importantes. En primer lugar, se observa como las devaluaciones competitivas de 1976 y 1977 no tuvieron un efecto claro sobre el saldo comercial real, aunque éste mejoró ligeramente. Por el contrario, la devaluación competitiva de 1982 estuvo acompañada de una mejora significativa del saldo real comercial, que alcanzó valores positivos durante los años siguientes, como consecuencia de una disminución significativa del tipo de cambio real. Sin embargo, a partir de 1987, fecha en que el tipo de cambio real sufre un importante aumento como consecuencia de la apreciación de la peseta y del aumento de los precios nacionales, el saldo real comercial se deteriora rápidamente y de manera significativa. Este deterioro se produce hasta la primera devaluación de la peseta en 1992, que ocasiona una importante disminución del tipo de cambio real. Estos resultados muestran que puede existir una relación estrecha entre el tipo de cambio real y el saldo comercial real, tal y como postula la teoría, relación que será investigada en mayor

profundidad en las siguientes secciones. No obstante, hemos de indicar que la existencia de una relación a largo plazo entre ambas variables no implica necesariamente que las devaluaciones competitivas tengan efectos positivos sobre el saldo comercial, debido a la presencia de devaluaciones fundamentales, y de cuantía importante, durante el período analizado.

3. Un modelo teórico simple de la balanza comercial

Con objeto de ilustrar los efectos e interrelaciones entre el tipo de cambio y la cuenta corriente presentamos un modelo teórico simple de comercio internacional, debido a Rose y Yellen (1989) y Rose (1991). El modelo se basa en la existencia de dos países, suponiendo que los bienes que se importan y los que se producen en cada país son sustitutivos imperfectos. Este tipo de modelo es el usado tradicionalmente para analizar los efectos del tipo de cambio sobre la balanza comercial.

Suponemos que la demanda de bienes importados por el país nacional depende del nivel de renta real y del precio relativo de los bienes importados:

$$(3) \quad V = V(P_v, Y)$$

donde V es la cantidad demandada por los agentes nacionales de los bienes y servicios producidos en el país extranjero, P_v es el precio relativo de los bienes y servicios importados con respecto a los bienes nacionales, medidos en moneda nacional e Y es el nivel de renta real. El precio relativo de los bienes importados, puede expresarse como:

$$(4) \quad P_v = \frac{SP_x^*}{P} = \frac{SP_x^* P^*}{P} = QP_x^*$$

donde P_x^* es el precio en moneda extranjera de los bienes y servicios importados, S es el tipo de cambio nominal, definido como el precio en moneda nacional de una unidad extranjera, P es un índice de precios de todos los bienes y servicios producidos en el país nacional, y Q es el tipo de cambio real definido como SP_x^*/P .

De forma similar, la demanda del país extranjero de bienes y servicios nacionales, la demanda de importaciones extranjera se define como:

$$(5) \quad V^* = V^*(P_v^*, Y^*)$$

donde V^* es la cantidad importada por el país extranjero, P_v^* es el precio relativo de los bienes importados por el exterior, e Y^* es el nivel de renta real del exterior.

La oferta de bienes exportables de cada país se supone depende únicamente del precio relativo de dichos bienes:

$$(6) \quad X = X(P_x)$$

$$(7) \quad X^* = X^*(P_x^*)$$

donde X y X^* son las ofertas de exportaciones del país nacional y del extranjero, respectivamente. Los precios y las cantidades de equilibrio se determinan por las siguientes condiciones:

$$(8) \quad V = X^*$$

$$(9) \quad V^* = X$$

El valor de la balanza comercial del país nacional, en términos reales B , se define como el valor de las exportaciones netas en moneda nacional dividido por el nivel general de precios:

$$(10) \quad B = P_x V^* - QP_x^* M$$

Sustituyendo las ecuaciones (8) y (9) en (10) obtenemos:

$$(11) \quad B = B(Q, Y, Y^*)$$

El efecto de una depreciación del tipo de cambio real sobre la balanza comercial depende del signo de la derivada total de B con respecto a Q , suponiendo que se mantengan constantes los niveles de renta nacional y del exterior. Este efecto será positivo, si se cumple la condición Bickerdike-Robinson-Metzler, derivada por Bickerdike (1920) y ampliada poste-

riormente por Robinson (1947) y Metzler (1949), que es una generalización de la condición de Marshall-Lerner:⁶

$$(12) \quad \frac{dB}{dQ} = V^* P_x \left[\frac{(1+\theta)\epsilon^*}{\epsilon^* + \theta} \right] - QVP_x^* \left[\frac{(1-\epsilon)\theta^*}{\epsilon + \theta^*} \right] > 0$$

donde θ , θ^* y ϵ , ϵ^* son los valores absolutos de las elasticidades precio de la demanda y oferta, en el país nacional y en el exterior, respectivamente. En el caso particular en el que las ofertas de exportaciones sean perfectamente elásticas, ($\theta = \theta^* = \infty$) la expresión anterior se reduce a:

$$(13) \quad 1 - \epsilon^* < 0$$

que es la tradicional condición Marshall-Lerner. En este caso, una devaluación provoca una mejora en la balanza comercial si y solo si la suma de las elasticidades precio de las importaciones es mayor que uno. Sin embargo, no existe ninguna razón teórica por la que la condición Marshall-Lerner tenga que cumplirse, por lo que desde este punto de vista, no se conocen con exactitud cuales puede ser los efectos de una alteración del tipo de cambio real sobre el saldo comercial.

Tal y como apuntan Gardeazabal y Regúlez (1993), una de las principales críticas a este tipo de modelo teórico es su carácter estático. Sin embargo, en el análisis empírico utilizaremos un análisis dinámico, por lo que se subsana esta limitación teórica al realizar el análisis práctico, siendo el objetivo la verificación de la existencia de una relación estable a largo plazo entre el tipo de cambio real y el saldo comercial real.

Con posterioridad al enfoque elasticidades surgió el concepto de **curva J**. Connolly y Taylor (1976) y Gerlach (1989) desarrollan un modelo en el cual la balanza comercial empeora temporalmente después de una devaluación, y sólo mejora cuando ha pasado un determinado tiempo, dando lugar a la curva en forma de J. El saldo de la balanza comercial ante una devaluación depende de dos efectos: un efecto precio relativo y un

efecto precio intertemporal. Del modelo se obtienen tres casos. En el caso de que los precios sean perfectamente flexibles, el saldo de la balanza de pagos no se ve afectado por la devaluación, ya que produce un aumento instantáneo de la balanza de capital con objeto de satisfacer la demanda interna de dinero y todos los precios aumentan en la misma proporción. Debido a esto, el precio relativo de los bienes comercializables permanece constante.

En segundo lugar, se obtiene el denominado caso *normal* cuando los precios son rígidos. En este caso, una devaluación provoca un aumento del precio relativo de los bienes comercializables, lo que produce un aumento del saldo de la balanza comercial. Por tanto, en este caso una devaluación del tipo de cambio nominal se trasmite íntegramente al tipo de cambio real, generando efectos positivos sobre el saldo comercial.

Por último, el tercer caso es el de la curva en forma de J. En este caso, el saldo de la balanza comercial empeora inmediatamente después de la devaluación, aunque posteriormente el efecto es positivo. Esto ocurre si el efecto precio relativo es pequeño. Dado que el precio de los bienes aumenta, durante un determinado período de tiempo con objeto de ajustarse a un nuevo equilibrio después de la devaluación, y dado que inmediatamente después de la devaluación los agentes aumentan su demanda de bienes importados con objeto de explotar el bajo precio de éstos, inicialmente existe un importante efecto sustitución intertemporal. Este efecto, que tiende a empeorar la balanza comercial, desaparece rápidamente, tan pronto como los precios de los bienes importados alcanzan su nuevo valor de equilibrio.

La evidencia empírica sobre los efectos de una devaluación real sobre el saldo comercial no es clara. Así, Rose (1991) analiza la relación entre el tipo de cambio y el saldo comercial usando una gran variedad de métodos para los 5 mayores países de la OCDE. Los resultados que obtiene son negativos, no encontrando ninguna relación estable entre el tipo de cambio y la balanza comercial. Para España, Buisan y Gordo (1994) analizan los principales determinantes de la evolución del comercio de bienes no energéticos. Los resultados que

6. La condición Marshall-Lerner establece que el impacto de una devaluación o depreciación del tipo de cambio real tiene efectos positivos sobre la balanza comercial si la suma de las elasticidades precio de la demanda exterior de exportaciones y demanda nacional de importaciones es mayor que la unidad

obtienen apuntan al cumplimiento de la condición Marshall-Lerner, debido a que las elasticidades precio a largo plazo en valor absoluto de la función de importaciones y exportaciones es mayor que la unidad.

4. Análisis empírico

En esta sección analizamos empíricamente la evolución del saldo comercial de España⁷ durante el período enero 1975/marzo 1997, y su relación con el tipo de cambio real, que es la medida de competitividad exterior vía precios usada habitualmente. En primer lugar, analizamos la existencia de raíces unitarias en las series así como el grado de persistencia que muestran ante la presencia de variaciones no anticipadas (como son las devaluaciones). Posteriormente, realizamos un análisis de cointegración para verificar la existencia de una relación estable a largo plazo entre el tipo de cambio efectivo real de la peseta y el saldo comercial real.⁸ El uso de este análisis viene impuesto por el hecho de que en los modelos teóricos de economías abiertas el tipo de cambio se determina conjuntamente con la balanza comercial. El saldo real comercial ha sido ajustado estacionalmente a través del procedimiento X11.

4.1. Raíces unitarias

En primer lugar, analizamos la existencia de raíces unitarias en el tipo de cambio real de la peseta y en el saldo comercial real. Desde el punto de vista teórico, la existencia de un tipo de cambio real de equilibrio implicaría que el tipo de cambio real efectivo de la peseta tendría que ser estacionario. Al mismo tiempo, se podría postular que un país tendría que tener un saldo comercial de equilibrio (saldo nulo) en el largo plazo, aunque podrían existir desviaciones más o menos persistentes en el tiempo.

Los contrastes de raíces unitarias utilizados son los tradicionalmente propuestos por Dickey y Fuller (1979), ADF, y Phillips y Perron (1988), PP. Junto a estos contrastes aplicamos el de Kwiatkowski *et al.* (1992), KPSS, con objeto de complementar los resultados obtenidos por los contrastes tradicionales. Los tests se realizan incluyendo tanto una constante como una tendencia. La hipótesis nula de los contrastes de Dickey-Fuller aumentado y de Phillips-Perron es que la serie tiene una raíz unitaria frente a la hipótesis alternativa de estacionariedad, mientras que el contraste de Kwiatkowski *et al.*, la hipótesis nula es que la serie es estacionaria frente a la alternativa de la existencia de una raíz unitaria.

En la tabla 1 se presentan los resultados de aplicar los anteriores contrastes, tanto a las series en niveles, donde B es el saldo real comercial y TCER es el tipo de cambio efectivo real, como a sus primeras diferencias (DB y DTGER). En el caso del tipo de cambio real todos los contrastes indican la existencia de una raíz unitaria. Para el saldo real comercial, únicamente el test de Phillips-Perron con tendencia indica que la serie es estacionaria, mientras que los restantes apuntan a la existencia de una raíz unitaria. Por tanto suponemos que las series son I(1).

4.2. Persistencia

En segundo lugar, estudiamos la persistencia que presentan las series tanto del tipo de cambio real como del saldo real de la balanza comercial. Se dice que el efecto de una perturbación no esperada sobre una serie temporal es persistente si dicha perturbación continua afectando a la evolución de la serie en el futuro mediante un número infinito de períodos. Por tanto, el grado de persistencia que muestren las series tanto de tipo de cambio real como del saldo real comercial nos indicaran que efectos tiene una alteración en el tipo de cambio nominal sobre ambas variables a lo largo del tiempo. Las medidas de persistencia usadas son la

7. No se realiza un análisis similar para la Comunidad Autónoma de Andalucía, debido a la no disponibilidad de datos suficientes.

8. El modelo teórico presentado en la sección anterior no es estimado en sentido estricto, ya que no incluimos las variables de renta en el país nacional y en el exterior. En primer lugar, queremos centrarnos exclusivamente en la relación entre el tipo de cambio real y el saldo comercial exterior, como una relación de largo plazo. En segundo lugar, al estimarse una relación de equilibrio a largo plazo, estamos obligados a usar datos mensuales. La utilización del índice de producción industrial como *proxy* al nivel de producción o renta, podría dar lugar a resultados erróneos.

Tabla 1. **Contrastes de raíces unitarias**

	k	ADFK	k	ADFT	Z(t _a)	Z(t _a)	η̂ _a	η̂ _t
B	2	-0,972	2	-1,781	-2,418	-3,964(*)	1,339	0,327
DB	1	-19,990(*)	1	-19,972(*)	-36,497(*)	-36,645(*)	0,091(*)	0,071(*)
TCER	1	-1,953	1	-1,853	-2,025	-2,003	0,731	0,157
DTCER	0	-13,007(*)	0	-13,008(*)	-13,231(*)	-13,241(*)	0,085(*)	0,065(*)

Notas: ADFK y ADFT son los test de Dickey-Fuller aumentado con una constante y una tendencia. Entre paréntesis se muestra el número de retardos usados, siguiendo el criterio de Hannan y Quinn (1979). Z(t_a) y Z(t_a) son los estadísticos de Phillips-Perron ajustados con una constante y con una constante y tendencia. Los valores críticos para Z(t_a) y Z(t_a) al 5 por ciento son -2,86 y -3,41, respectivamente. η̂_a y η̂_t son los estadísticos de Kwiatkowski *et al*/KPSS, para una constante y tendencia, respectivamente. Los valores críticos al 5 por ciento son 0,463 y 0,146 respectivamente. Los valores con (*) indican rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria para los tests ADF y PP, y aceptación de la hipótesis nula de estacionaridad en el caso del test KPSS.

denominada medida V_k , propuesta por Cochrane (1988) y la medida $A(1)$, propuesta por Campbell y Mankiw (1987), (véase apéndice I).

Si la persistencia tiene un valor cero, el cambio no esperado en un momento determinado del tipo sólo supone una desviación temporal de la serie respecto a su media y no afectará a su valor esperado a largo plazo. Por tanto, los efectos de este cambio no serían permanentes en el tiempo. Un valor de uno, indica que el cambio tiene efectos permanentes, no únicamente en el corto y medio plazo, sino también en el largo plazo.

En los gráficos 4 y 5 se presentan la medida de persistencia V_k para una estructura de retardos de 1 a 110

(que se corresponde con un valor de $0,4^*T$, que es el valor de referencia usado normalmente en la literatura) y su comparación con un paseo aleatorio. Para el caso en el que la variable sea un paseo aleatorio, el valor medio de V_k es aproximadamente $(T-k)/T$, en lugar de la unidad. Como podemos observar, la persistencia estimada para el tipo de cambio efectivo real es significativa, siendo equivalente a la que presentaría un paseo aleatorio. Este resultado es similar al obtenido por Huizinga (1987) a la hora de analizar la persistencia de los tipos de cambio reales de las principales monedas. Por el contrario, en el caso del saldo comercial real, obtenemos que el grado de persistencia es muy reducido, presentando un fuerte componente de reversión a la media.

Gráfico 4: **Persistencia (V_k) del tipo de cambio efectivo real de la peseta**

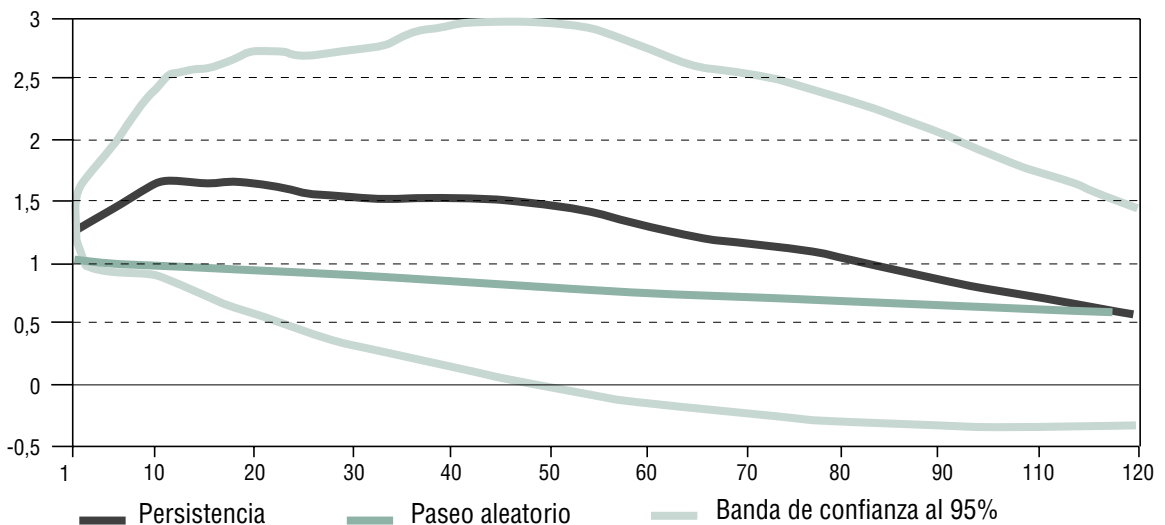
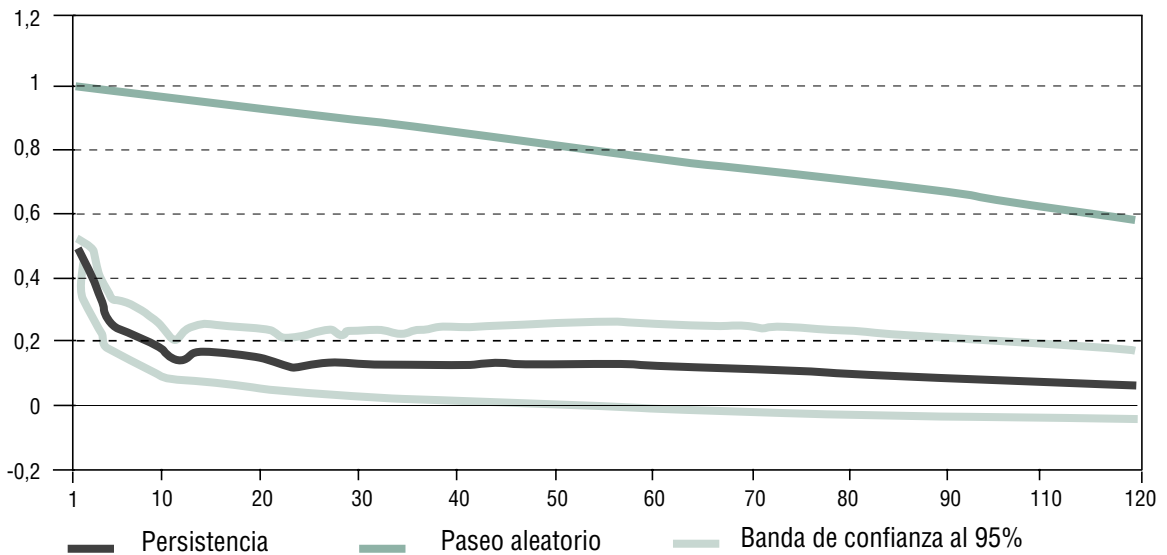


Gráfico 5: Persistencia (V_k) del saldo real comercial



En la tabla 2 se presentan la estimación de las medidas de persistencia para diferentes retardos ($k=30, 50, 70, 90$ y 110), corregidos del sesgo a la baja, multiplicando V_k por $(T/T-k)$, con objeto de facilitar la interpretación (véase Campbell y Mankiw, 1987). Como se puede observar, en el caso del tipo de cambio real, los valores estimados de la persistencia para un retardo de 110 es de 0,99 en el caso de la medida V_k y de 1,02 en el caso de la medida $A(1)$, es decir, similares a los que corresponderían a un paseo aleatorio, resultado que confirma la existencia de una raíz unitaria en esta serie y por tanto el incumplimiento de la paridad del poder adquisitivo.

Para el caso del saldo real comercial obtenemos una estimaciones muy reducidas (0,12 y 0,39 para ambas medidas), indicando que esta variable muestra un nivel de persistencia casi nulo. Esto indica que los cambios no esperados que afectan al saldo real comercial tienen unos efectos muy limitados en el tiempo, por lo que existe un fuerte componente de reversión a la media. Es decir, después de un cambio, el saldo real comercial tiende a sus niveles previos a dicho cambio. Por tanto, los cambios que se produzcan en el tipo de cambio nominal tienen una influencia muy limitada en el tiempo en relación con el saldo real comercial. Este resultado se obtiene a pesar de las importantes alteraciones que ha experimentado el tipo de cambio real en el período analizado como consecuencia de las diferentes devaluaciones de la peseta.

Tabla 2. Medidas de persistencia corregidas del sesgo

	k	V_k	$A(1)$
Saldo real comercial	30	0,145	0,428
	50	0,160	0,450
	70	0,149	0,435
	90	0,139	0,420
	110	0,119	0,391
Tipo de cambio efectivo real	30	1,717	1,341
	50	1,802	1,374
	70	1,574	1,284
	90	1,321	1,177
	110	0,995	1,022

4.3. Tendencias comunes

Una vez analizada la existencia de raíces unitarias en las series del tipo de cambio real y el saldo real comercial, procedemos al análisis de la existencia de una tendencia común entre ambas series. El modelo teórico presentado en la sección anterior postula una relación positiva entre el saldo real de la balanza comercial y el tipo de cambio real, en un contexto estático. Sin embargo, la relación entre ambas variables debe estudiarse en un contexto dinámico. Para ello usaremos el análisis de cointegración propuesto por Johansen (1988).

Tabla 3. Análisis de cointegración

	VAR(p)	Traza	λ_{\max}	Traza V.C.	λ_{\max} V.C.
$r \leq 1$	1	2,33	2,33	8,18	8,18
$r \leq 0$		24,96(*)	22,62(*)	17,95	14,90

Nota: los valores con (*) representan la existencia de un vector de cointegración. Los valores críticos (V.C.) se presentan al 5 por ciento de significatividad. El número de retardos del VAR ha sido elegido siguiendo el criterio de Hannan y Quinn (1979).

En la tabla 3 se presentan los resultados de la estimación del VAR (vector autorregresivo) en el que se incluye el saldo comercial real y el tipo de cambio efectivo real. Para estudiar la existencia de una relación de equilibrio entre ambas variables se calculan los estadísticos *Traza* y del valor propio máximo, λ_{\max} (véase apéndice II, para una breve descripción del proceso de estimación). El número de retardos seleccionados, p , es 1.

Como se puede observar se acepta al 5 por ciento de significatividad la existencia de una relación de cointegración entre varias variables, o lo que es lo mismo, la existencia de una tendencia común. Este resultado muestra una relación estable a largo plazo entre ambas variables. De este resultado se deduce la influencia del tipo de cambio efectivo real sobre el saldo real comercial de España durante el período analizado. La relación obtenida a través del vector de cointegración es negativa, es decir, una disminución del tipo de cambio real (una depreciación) mejora el saldo real comercial a largo plazo, tal y como postula la teoría. Por tanto, las devaluaciones de la peseta, al menos en el corto plazo, hasta que los precios han alcanzado la nueva situación de equilibrio, han generado efectos positivos sobre el saldo comercial real. Sin embargo, no podemos conocer cual ha sido la influencia de estas devaluaciones nominales sobre el nivel de precios interno, por lo que no se puede asegurar cuál ha sido la eficacia de este tipo de políticas.

La relación negativa entre el tipo de cambio real y el saldo comercial real obtenida anteriormente está

influida de manera determinante por las devaluaciones sufridas por la peseta en el período 1992-1995. Como ya hemos comentado, estas devaluaciones no se correspondieron con una política determinada para disminuir el tipo de cambio real, sino que fueron devaluaciones fundamentales, provocadas por la existencia de importantes desequilibrios en el tipo de cambio nominal con respecto a los fundamentos de la economía, por lo que este resultado no arroja un balance claro sobre el posible efecto de devaluaciones estrictamente competitivas.

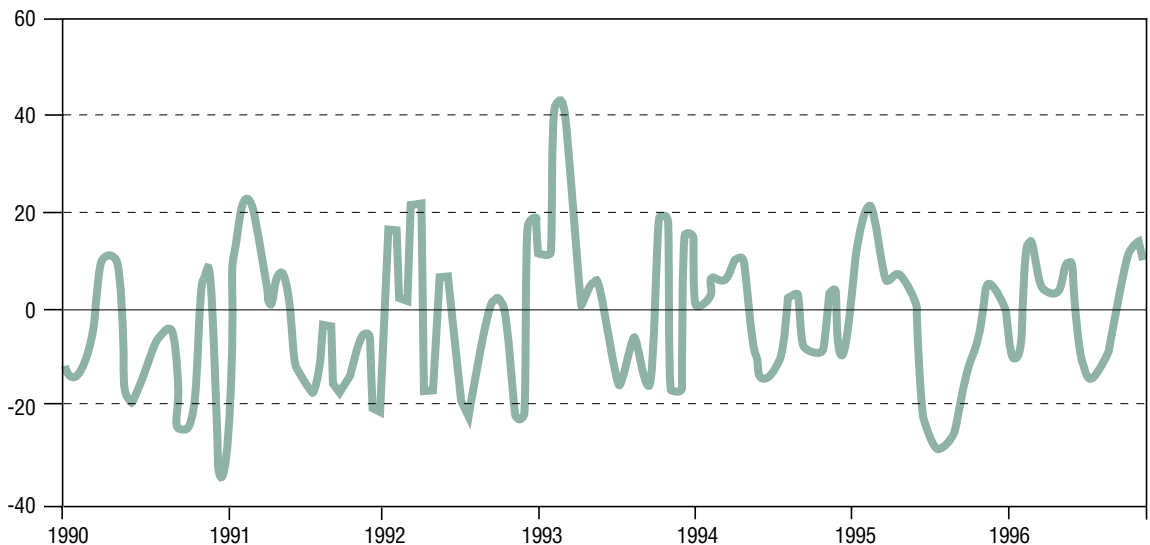
5. Implicaciones de la pérdida del instrumento del tipo de cambio para Andalucía

La economía andaluza presenta un bajo nivel de apertura al exterior, inferior a la media española, caracterizándose al mismo tiempo como una economía con una gran dependencia del exterior. La mayor parte de las importaciones de Andalucía corresponden a materias primas energéticas o bienes intermedios usados por la industria andaluza. Por su parte, las exportaciones son más dispares, aunque se corresponden principalmente con productos del sector primario.⁹

Estos dos factores pueden provocar que los efectos de la pérdida del tipo de cambio como instrumento para incrementar la competitividad exterior vía precios tenga efectos diferenciadores en Andalucía con respecto al total nacional. Por una parte, al ser la economía andaluza más cerrada, las variaciones en el tipo de cambio tienen menores efectos sobre las relaciones económicas. Por otra parte, para economías con una fuerte dependencia del exterior principalmente en relación con su sector productivo, se obtendrían beneficios del mantenimiento de una moneda fuerte, ya que reduce el precio, en moneda nacional, de las importaciones y, por tanto, disminuye los costes de producción.

9. Para un análisis de las características y evolución del sector exterior andaluz véase el Boletín Económico de Andalucía, nº 20, 1995.

Gráfico 6: Saldo comercial de Andalucía. Miles de millones de pesetas



El gráfico 6 muestra el saldo comercial de Andalucía durante el período 1990-1996, cuya fuente es la Dirección General de Aduanas. Como se puede observar el saldo se ha mantenido estable durante estos años, próximo a su valor de equilibrio. Un punto a destacar es que las importantes y continuas devaluaciones de la peseta desde 1992 no parecen haber tenido ningún efecto en el saldo comercial de Andalucía, lo que contrasta con la evolución del saldo comercial a nivel nacional. Este hecho podría indicar que las alteraciones del tipo de cambio afectan en menor grado a la economía andaluza. Si comparamos esta evolución con los gráficos 1, 2 y 3, observamos diferencias significativas entre Andalucía y el total nacional. Así, las devaluaciones de 1992 y 1993 de la peseta, provocaron una disminución muy significativa del tipo de cambio real. Esta disminución de tipo de cambio real tuvo efectos inmediatos en el saldo comercial de España, reduciéndose apreciablemente su saldo negativo. Sin embargo, dicho efecto no se observa en el saldo comercial de Andalucía, lo que puede deberse a la menor apertura de la Comunidad Autónoma o la estructura de los saldos comerciales con el exterior. Por otra parte, los datos disponibles de comercio exterior de Andalucía, por sus características, hacen que no se aprecien de forma directa los verdaderos flujos comerciales con el exterior.

Los efectos sobre la economía andaluza van a depender de las características propias de cada sec-

tor productivo, en términos de apertura al exterior y de la comerciabilidad internacional o no de los bienes que producen. Mientras que los sectores agrícola e industrial pueden ser los más afectados, en función de las características del comercio exterior andaluz, el sector servicios (excluyendo las actividades financieras y el turismo) no se vería significativamente afectado.

El primer factor, y quizás el más determinante, es la distinción entre sectores que producen bienes comercializables y sectores que producen bienes no comercializables internacionalmente. En el primer caso, existirían efectos directos del tipo de cambio sobre la evolución del precio y competitividad de estos bienes. Sin embargo, en el segundo caso, el tipo de cambio no ejerce ninguna influencia sobre los precios o el nivel de competitividad de estos bienes, ya que no se comercian internacionalmente. En los sectores agrícola e industrial la mayoría de los bienes podemos encuadrarlos en la categoría de bienes comercializables, mientras que en el caso del sector servicios, la mayoría de los bienes son no comercializables. En este último caso, los efectos serían en todo caso indirectos. Un ejemplo lo tenemos en el sector servicios. El sector servicios ha sido tradicionalmente un sector aislado de la competencia internacional, al tiempo que un sector en el que internamente existe un escaso grado de competencia, lo que hace que en un principio, los factores monetarios tengan una escasa influencia en su evolución (dejando a un lado el sector financiero). Esto es debido al tipo de bienes que

en él se producen, que son bienes no comercializables internacionalmente. Por tanto, los factores internacionales que influyen en el resto de mercados, tienen escasos efectos sobre el sector servicios debido a este aislamiento, aunque los factores de competitividad vía precios van a jugar un papel determinante. Sin embargo, tal y como apuntan González y González (1997), “el sector exterior español, en lo que respecta a servicios, se muestra más sensible frente a cambios en las variables renta que frente a cambios en las variables precio”.

El segundo determinante es el grado de apertura al exterior. Los efectos serán más importantes para aquellos sectores más integrados en los mercados internacionales. En este caso, los sectores andaluces más afectados serán tanto el sector agrícola dado su nivel de exportaciones, como el sector servicios debido principalmente al turismo, junto con el sector industrial, por la alta dependencia que mantiene del exterior, en términos de materias primas y bienes intermedios.

Por último, decir que los efectos de una mayor apertura de la economía andaluza se han dejado sentir en la estructura productiva andaluza y en la actualidad se están produciendo cambios importantes, aunque de diferente cuantía según el sector, que se ven reflejados en las actividades comerciales frente al exterior. La mayor estabilidad del tipo de cambio es un elemento positivo por cuanto intensifica los flujos comerciales, tal y como han demostrado numerosos trabajos empíricos (véase, entre otros, Iglesias, 1996), que podrían ser beneficiosos para la economía andaluza a través del aprovechamiento de sus ventajas comparativas.

6. Conclusiones

En este artículo hemos analizado las implicaciones de la pérdida del instrumento del tipo de cambio sobre la balanza comercial. La incorporación de España al euro significa sacrificar la política cambiaria propia, por lo que no se puede utilizar el instrumento del tipo de cambio para mejorar el saldo comercial a través de devaluaciones competitivas. Para analizar las implicaciones de esta pérdida es necesario analizar el efecto de las devaluaciones competitivas sobre el saldo comercial.

Los modelos tradicionales de balanza comercial suponen que una depreciación nominal del tipo de cambio

genera una mejora en el saldo comercial con el exterior. Sin embargo, existen una serie de factores que pueden provocar que este mecanismo no funcione. Para que ocurra este mecanismo, las alteraciones en el tipo de cambio nominal tienen que trasladarse al tipo de cambio real, lo que implica que los precios tienen que ser rígidos. Sin embargo, tal y como hemos señalado, la evolución de los precios y como reaccionen éstos ante las alteraciones en el tipo de cambio nominal, son factores determinantes en la evolución del tipo de cambio real y, por tanto, en el efecto que tienen las devaluaciones sobre la balanza comercial.

En este artículo hemos realizado un análisis empírico sobre la relación existente entre el tipo de cambio efectivo real de la peseta y el saldo comercial real para el período enero 1975/marzo 1997, con objeto de obtener unos resultados a nivel nacional, los cuales permitan obtener algunas implicaciones a nivel regional. En primer lugar, existe una relación a largo plazo entre el tipo de cambio real y el saldo real comercial, tal y como postula la teoría. Este resultado indica que una apreciación del tipo de cambio real provoca un aumento de las importaciones y una disminución de las exportaciones, por lo que se deteriora el saldo comercial con el exterior. Por otra parte, hemos analizado la persistencia que presenta el saldo comercial real, obteniendo que presenta un alto grado de reversión a la media, por lo que las alteraciones en el tipo de cambio real tienen efectos muy limitados en el tiempo, tendiendo el saldo comercial a retornar a sus niveles iniciales al cambio.

Con respecto al saldo comercial de Andalucía, se observa un comportamiento sin relación aparente con el tipo de cambio real de la peseta. Durante el período 1990-1992 la peseta presentaba una apreciación muy importante en términos reales, debido a la fortaleza de la peseta y al mantenimiento de un diferencial de inflación positivo con el exterior. Las devaluaciones de la peseta en 1992, 1993 y 1995 supusieron la corrección de este desequilibrio, disminuyendo de manera importante el tipo de cambio efectivo real de la peseta. Sin embargo, no se observa ningún efecto de este cambio sobre el saldo comercial de Andalucía, aunque si provocó una importante mejoría del saldo comercial a nivel nacional, efecto que puede deberse a las características particulares de las relaciones comerciales con el exterior de Andalucía.

Apéndice I: Medidas de persistencia

En este apéndice describimos las medidas de persistencia más usadas en el análisis empírico son la propuesta por Campbell y Mankiw (1987), denominada medida $A(1)$, y la de Cochrane (1988), denominada medida V .

La medida $A(1)$ muestra qué proporción de un cambio no esperado sobre una serie, que sucede en un momento determinado del tiempo, afecta a sus niveles de largo plazo. Se puede derivar de una representación ARIMA:

$$(A.I.1) \quad \phi(L)\Delta X_t = \theta(L)u_t$$

donde

$$(A.I.2) \quad \phi(L) = (1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p)$$

$$\theta(L) = (1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q)$$

son polinomios, siendo L el operador de retardos. Podemos reescribir la expresión (10) en términos de la perturbación aleatoria, u_t :

$$(A.I.3) \quad \Delta X_t = \frac{\theta(L)}{\phi(L)} u_t = A(L)u_t = (1 + A_1 L + A_2 L^2 + \dots)u_t$$

A partir de esta representación, el efecto de un cambio no esperado unitario en el período t sobre la variación de la serie en el período $t+k$ (ΔX_{t+k}) es A_k , y el efecto total del cambio sobre el nivel de la serie en el período $t+k$ (X_{t+k}) es igual a $1 + A_1 + A_2 + \dots + A_k$. El efecto en el largo plazo, es decir, cuando $k \rightarrow \infty$ es $1 + A_1 + A_2 + \dots$. Este efecto se denomina $A(1)$, y puede estimarse como la ratio de la suma de los coeficientes de la media móvil y la suma de los coeficientes del componente autorregresivo de la representación ARIMA, respectivamente:

$$(A.I.4) \quad \hat{A}(1) = \frac{\hat{\theta}(1)}{\hat{\phi}(1)} = \frac{1 - \hat{\theta}_1 - \dots - \hat{\theta}_q}{1 - \hat{\phi}_1 - \dots - \hat{\phi}_p}$$

Si X_t es una serie estacionaria, $I(0)$, entonces $A(1)=0$, ya que un cambio no esperado en el momento t sólo supone una desviación temporal de la serie respecto a su media o tendencia, y no afectará a su valor esperado

en el largo plazo. Si X_t sigue un paseo aleatorio, $A(1)=1$, lo que indica que el mejor valor esperado de la variable en el largo plazo es su valor actual. Para series que no sean ni estacionarias ni un paseo aleatorio puro la medida es mayor que cero. Un valor entre cero y uno indica que la serie muestra reversión a la media y seguirá una senda tendente a alcanzar el nivel esperado, antes de que ocurriese el cambio, aunque no lo alcanzará debido al componente permanente de su comportamiento. Si la medida de persistencia es mayor que uno, los shocks no esperados se verán reforzados por otros cambios futuros en la misma dirección, lo que provocará que la serie continúe divergiendo de su valor esperado con anterioridad al cambio. Por tanto, un valor estimado de $A(1)$ diferente de la unidad implica un comportamiento a largo plazo distinto del seguido por un paseo aleatorio puro.

Cochrane (1988) propone otra medida alternativa de persistencia. Cualquier serie que tenga una raíz unitaria puede expresarse como la suma de un paseo aleatorio, que representa al componente permanente, más un proceso estacionario, que captura el componente temporal. Cochrane basándose en esta descomposición deriva una medida de persistencia que es también un ratio de varianzas. Este ratio, V , es igual al valor límite de V_k

$$(A.I.5) \quad V_k = \frac{1}{k+1} \frac{\text{var}(X_{t+k+1} - X_t)}{\text{var}(X_{t+1} - X_t)}$$

V puede aproximarse seleccionando un valor finito de k . V_k es una medida de la persistencia. En series estacionarias, la varianza de desfases amplios (movimientos a largo plazo en el comportamiento de las series) no depende de k y V_k se aproxima a cero para un k elevado. Si la serie es un paseo aleatorio el valor de V_k es la unidad. Alternativamente, esta medida de persistencia puede definirse en función de los coeficientes de autocorrelación de la series en diferencias:

$$(A.I.6) \quad V_k = 1 + 2 \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{j}{k+1}\right) \rho_j$$

donde ρ_j es el coeficiente de correlación j de $\Delta_t X_t$. Cuando el proceso que sigue la serie es estacionario, V_k es nulo, y cuando sigue un paseo aleatorio vale la unidad.

Los dos conceptos de persistencia definidos anterior-

mente están estrechamente relacionados: para los casos de un proceso estacionario y un paseo aleatorio, las dos medidas de persistencia, $A(1)$ y V , tienen el mismo valor (la unidad para un paseo aleatorio y cero para un proceso estacionario). En efecto, cuando $k \rightarrow \infty$, V_k tiende a

$$(A.I.7) \quad V = 1 + 2 \sum_{j=1}^k \rho_j$$

que está relacionado con la medida $A(1)$. Si definimos $R^2 = 1 - \text{var}(u) / \text{var}(\Delta X)$ como la parte de la varianza de ΔX que es predecible en el siguiente período a partir de la información de la historia pasada del proceso (es decir, la proporción de la varianza de ΔX_t explicado por u_t , entonces cuando k se aproxima a infinito, $A(1)$ puede definirse como:

$$(A.I.8) \quad A(1) = \sqrt{\frac{V}{1-R^2}}$$

Así que mientras mayor sea la predictibilidad de los cambios en el proceso, mayor será la diferencia entre las medidas $A(1)$ y V . Para estimar ambas medidas de persistencia utilizaremos un análisis no paramétrico.

Cochrane (1988) propone para estimar la medida V sustituir la autocorrelación poblacional con la autocorrelación muestral, siendo el estimador:

$$(A.I.9) \quad \hat{V}_k = 1 + 2 \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{j}{k+1}\right) \hat{\rho}_j$$

A medida que k aumenta con el tamaño muestral, se obtienen estimaciones consistentes de V . De forma similar, es posible obtener de forma no paramétrica un estimador aproximado de $A(1)$, denominado $\hat{A}_k(1)$ como:

$$(A.I.10) \quad \hat{A}_k(1) = \sqrt{\frac{\hat{V}_k}{1 - \hat{\rho}_1^2}}$$

donde $\hat{\rho}_1^2$ es el cuadrado de la primera autocorrelación. Dado que ρ_1^2 es un infraestimador de R^2 , excepto para el caso de un proceso AR(1), este estimador tiende a infravalorar el valor de $A(1)$.

En el análisis empírico es necesario elegir el valor de k , es decir, el número de autocorrelaciones a emplear en la estimación de la persistencia. Si elegimos un valor

para k demasiado pequeño, podemos dejar a un lado la reversión hacia la media o la tendencia que pudiera existir para autocorrelaciones de orden mayor. Por otra parte, si elegimos un valor para k excesivamente elevado podemos encontrar excesiva reversión a la tendencia, ya que conforme k se aproxime al tamaño muestral, T , el estimador se aproxima a cero.

Priestley (1982) muestra que el error estándar asintótico de \hat{V}_k es:

$$(A.I.11) \quad S.E.(\hat{V}_k) = \frac{V_k}{\sqrt{\frac{3}{4} \left(\frac{T}{k+1}\right)}}$$

Apéndice II: Análisis de Cointegración

Si una combinación lineal de variables $I(1)$ es estacionaria, entonces se dice que dichas variables están cointegradas y la combinación lineal estacionaria puede ser interpretada como un error de equilibrio. Supongamos que X_t es un vector $N \times 1$ de variables $I(1)$ y asumimos que este vector tiene una representación VAR (vector autorregresivo) de orden k con errores gaussianos ϵ_t :

$$(A.II.1) \quad X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \epsilon_t$$

El equilibrio estático a largo plazo que corresponde a esta ecuación es:

$$(A.II.2) \quad \Pi X = 0$$

donde la matriz de coeficientes a largo plazo, Π , se define como:

$$(A.II.3) \quad I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k = \Pi$$

Π es una matriz $N \times N$ cuyo rango determina el número de vectores de cointegración distintos que existen entre las variables que forman X . Definimos dos matrices $N \times r$, α y β , tal que:

$$(A.II.4) \quad \Pi = \alpha \beta'$$

Las filas de β' de los r distintos vectores de cointe-

gración son:

$$(A.II.5) \quad \beta_i' X_t \sim I(0)$$

donde β_i' es la fila i de β' . El rango de la matriz de largo plazo determina el número de vectores de cointegración. Pueden existir tres posibilidades. En primer lugar, Π puede ser de rango pleno. En este caso, para asumir la estacionaridad del término de error se requiere que los niveles de X_t sean estacionarios, implicando la ausencia de cualquier tendencia estocástica en los datos, en contra de nuestra especificación inicial $I(1)$. En segundo lugar, Π puede ser de rango cero, por ejemplo, puede ser una matriz nula y por tanto no existir ninguna relación de cointegración entre los elementos de X_t . Finalmente, y en tercer lugar, Π puede tener un rango intermedio r , ($0 < r < n$). Si Π tienen rango r , entonces existen r relaciones de cointegración entre los elementos de X_t , o de forma equivalente, $n-r$ tendencias estocásticas comunes.

Johansen (1988) demuestra que la función de máxima verosimilitud de este problema es proporcional a:

$$(A.II.6) \quad L = (\prod_{i=1}^N (1-\lambda_i))^{-\frac{T}{2}}$$

donde $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$, muestran las N correlaciones canónicas al cuadrado entre las series X_{t-k} y X_t (véase Johansen (1988)). El número de vectores de cointegración se puede demostrar es igual al número de λ no nulas. Por tanto, el estadístico de máxima verosimilitud para la hipótesis nula de la existencia de, al menos, r vectores de cointegración, el estadístico *Traza*, es:

$$(A.II.7) \quad \text{Traza} = T \sum_{i=r+1}^N \ln(1-\lambda_i)$$

Por otro lado, el estadístico de máxima verosimilitud de la existencia de al menos r vectores de cointegración, contra la alternativa de $r+1$ vectores de cointegración, el estadístico del valor propio máximo, λ_{max} , es:

$$(A.II.8) \quad \lambda_{max} = T \ln(1-\lambda_{r+1})$$

Referencias bibliográficas

- ARGANDOÑA, A. (1988) "Competitividad y especialización en la economía española", en *La competitividad de la economía española: determinantes micro y macroeconómicos*, Círculo de Empresario, Madrid.
- BACCHETTA, P. (1991) "Por qué es necesaria una devaluación de la peseta", en *El tipo de cambio de la peseta ante el mercado único la Unión Monetaria Europea*, J. Pérez-Campanero (ed.), Fedea, Madrid.
- BALDWIN, R. (1988) "Hysteresis in import prices: the Beachhead effect", *American Economic Review*, vol. 78, 773-785.
- BALDWIN, R. y KRUGMAN, P. (1989) "Persistent trade effects of large exchange rate shocks", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, 635-654.
- BICKERBIKE, C. (1920) "The instability of foreign exchange", *Economic Journal*, vol. 30, 118-122.
- BUISAN, A. y GORDO, E. (1994) "Funciones de importación y exportación de la economía española", *Investigaciones Económicas*, vol. 18, 165-192.
- CAMPBELL, J. y MANKIW, G. (1987) "Are output fluctuations transitory?", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, 857- 880.
- CONNOLLY, M. y TAYLOR, D. (1976) "Adjustment to devaluation with money and non-trades goods", *Journal of International Economics*, vol. 6, 289-298.
- COCHRANE, J. (1988) "How big is the random walk component in GNP?", *Journal of Political Economy*, vol. 96, 893-920.
- DICKEY, D. y FULLER, W. (1979) "Distribution of the estimators for autorregresive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, 429-431.

- DIXIT, A. (1989) "Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, 205-228.
- DIXIT, A. y STIGLITZ, J. (1977) "Monopolistic competition and optimum product diversity", *American Economic Review*, vol. 67, 297-308.
- DORNBUSCH, R. (1987) "Exchange rate and prices", *American Economic Review*, vol. 77, 93-106.
- GÁMEZ, C., MORALES, A. y TORRES, J. L. (1996) "Desviaciones de la paridad del poder adquisitivo: ¿Rigideces de precios o bienes no comercializables?", *Hacienda Pública Española*, n. 138.
- GARDEAZABAL, J. y REGULEZ, M. (1993) "Los efectos de una depreciación nominal de la peseta sobre la balanza comercial real española", *Cuadernos Económicos del ICE*, n. 53, 221-234.
- GERLACH, S. (1989) "Intertemporal especulation, devaluation and the J-curve", *Journal of International Economics*, vol. 27, 335-345.
- GONZÁLEZ, M. y GONZÁLEZ, F. (1997) "Una aproximación a las funciones de exportación de servicios para la economía española: 1960-1994", *Documento de trabajo n° 2/97*, Universidad de Alcalá.
- HANNAN, E. y QUINN, B. (1979) "The determination of the order of an autorregression", *Journal of the Royal Statistic Association*, serie B, vol. 71, 190-195.
- HUIZINGA, J. (1987) "An empirical investigation of the long-run behaviour or the real exchange rates", en *Empirical studies of velocity real exchange rates, unemployment and productivity*, K. Brunner y A. Meltzer (eds.), North- Holland, Amsterdam.
- IGLESIAS, M. C. (1996) "Volatilidad del tipo de cambio y comercio internacional", *Universidad del País Vasco*, Mimeo.
- LIPSCHITZ, L. y MCDONALD, D. (1992) "Real exchange rates and competitiveness: A clarification of concepts, and some measurements for Europe", *Austrian Economic Papers*, vol. 19, 37-69.
- METZLER, L. (1949) "The theory of international trade", en *A survey of contemporary economics*, H. Ellis (ed.), Blakiston, Philadelphia.
- PHILIPS, P. y PERRON, P. (1988) "Testing for a unit root in a time series regression", *Biometrika*, vol. 75, 335-378.
- PRIESTLEY, M. (1982) *Spectral analysis and times series*, Academic Press, Londres.
- ROBINSON, J. (1947) "The foreign exchanges", en *Essays in the Theory of Employment*, J. Robinson (ed.), Basil Blackwell, Oxford.
- ROSE, A. (1991) "The role of exchange rates in a popular model of international trade. Does the Marshall-Lerner condition hold?", *Journal of International Economics*, vol. 30, 301-316.
- ROSE, A. y YELLEN, J. (1989) "Is there a J curve?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, 53-68.