

El papel de los términos de intercambio de los
productos básicos en la determinación del tipo
de cambio real en los Países Terceros
Mediterráneos”*

Mariam Camarero Juan Carlos Cuestas**

Javier Ordóñez

Departamento de Economía

Universitat Jaume I

Diciembre 2004

Versión preliminar. No citar sin permiso de los autores.

*Agradecemos al Ministerio de Educación y Cultura por la Beca de Formación del Profesorado Universitario concedida en 2001 a Juan Carlos Cuestas, así como a la Generalitat Valenciana por los proyectos GRUPOS03/151 y GV04B-030.

**Correo electrónico: cuestas@eco.uji.es

1. Introducción

Durante décadas, muchos economistas se han centrado en el estudio del comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real, sin haberse llegado a un consenso al respecto. De hecho en algunas revisiones sobre los modelos de determinación del tipo de cambio real se pone de relieve esta situación (Meese, 1990; Mussa, 1990; MacDonald y Taylor, 1992) al concluir que dichos modelos no ajustan adecuadamente y que además los modelos monetarios lineales estructurales no son capaces de explicar el comportamiento del tipo de cambio real mejor de lo que lo haría un paseo aleatorio (Meese y Rogoff, 1983). En trabajos como el de Backus (1984) se pone de manifiesto que los modelos monetarios de determinación del tipo de cambio real que ajustaban relativamente bien hasta 1970, dejaron de hacerlo a partir de esta fecha, debido quizás a los shocks reales que afectaron al tipo de cambio real durante este período.

Esta conclusión iría en contra de la teoría de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA), según la cual el tipo de cambio real tiende a converger a un valor constante de equilibrio tras un shock, ya que tales shocks tendrían efectos permanentes y no se produciría reversión a la media del tipo de cambio real. De hecho, la PPA ha sido una teoría que ha centrado el interés de muchos autores¹ que han dedicado sus esfuerzos a contrastar si la Ley del Precio Único (LPU) y su versión para cestas de bienes, la PPA, se cumple. Muchas han sido tanto las técnicas utilizadas con ese propósito como los países que se han analizado, llegando a conclusiones, en algunos casos, contradictorias. Su importancia radica en que su cumplimiento implicaría que las desviaciones del tipo de cambio real con respecto a su valor de equilibrio son transitorias de modo que por sí solo revierte a su valor de equilibrio en el largo plazo.

¹Véase Sarno y Taylor (2002) para una revisión de la literatura.

Por tanto, si la PPA no se cumple y los modelos estimados hasta la fecha no parecen resolver la paradoja relativa al cumplimiento de la PPA o lenta reversión a la media del tipo de cambio real (Rogoff, 1996), será necesario introducir en los modelos shocks reales que sean lo suficientemente frecuentes y con la suficiente magnitud para explicar el comportamiento a largo plazo de dicha variable (Chen y Rogoff, 2003).

Generalmente los países objeto de análisis, dentro de la literatura empírica, han sido los desarrollados, para los que se han realizado numerosos estudios que tratan de analizar la relación existente entre tipo de cambio real y factores económicos relevantes como el gasto público, la balanza por cuenta corriente, el diferencial de productividad y los tipos de interés, sin haberse conseguido un consenso al respecto².

Sin embargo, la evidencia sobre los posibles determinantes del tipo de cambio real en países en vías de desarrollo es escasa en comparación con la existente para países industrializados. Para los primeros, dado que sus exportaciones dependen en gran medida de los productos básicos, es posible que su tipo de cambio real pueda ser explicado por los movimientos de los precios de dichos productos (Edwards, 1985).

En el presente trabajo se analiza si el tipo de cambio real en el grupo de los llamados “Países Terceros Mediterráneos”³ (PTM) formado por Argelia, Chipre, Egipto, Israel, Jordania, Malta, Marruecos, Siria, Túnez y Turquía, depende de los términos de intercambio de los productos básicos.

Como se adelantaba al principio, si la PPA no se cumple en este grupo de países, significa que existe algún tipo de shock que afecta al tipo de cambio real teniendo efectos permanentes sobre los mismos. En el trabajo de

²Para una revisión de la literatura véanse Froot y Rogoff (1995) y Rogoff (1996).

³Sólo se presentan los resultados para Argelia, Egipto, Marruecos y Turquía ya que para el resto no se obtiene una relación con sentido económico que explique el tipo de cambio real.

Camarero, Cuestas y Ordóñez (2003) se contrasta este punto: si existe una relación de cointegración entre tipo de cambio nominal, precios nacionales y precios extranjeros, que suponga el cumplimiento de la PPA. Sin embargo, la conclusión es la contraria, es decir, no es posible obtener una relación a largo plazo entre estas tres variables, no existiendo, por consiguiente, evidencia a favor del cumplimiento de la PPA en los PTM. Dado que estos países son exportadores de productos básicos, es posible que el factor fundamental en la determinación del tipo de cambio real sean los términos de intercambio. Según Chen y Rogoff (2003), para países exportadores de productos básicos, los precios relativos mundiales de dichos productos, son mejor *proxy* para capturar los shocks de los términos de intercambio que las variables estándar que miden los mismos. Por tanto, es posible que los movimientos a largo plazo del tipo de cambio real vengán determinados por los precios de dichos productos debido a la gran importancia que tienen dentro de sus exportaciones totales. En este caso, el patrón de comercio puede revelar la clave sobre la determinación del tipo de cambio real.

El estudio del tipo de cambio real los PTM tiene también importancia desde el punto de vista político ya que tras la Conferencia Euromediterránea de Barcelona se estableció como objetivo primordial, en lo referente a las relaciones UE-PTM, la creación de una Zona de Libre Comercio con los mismo para el año 2010. La liberalización comercial y eliminación de trabas al comercio puede tener mucho que decir en el comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real en estos países (Wei y Parsley, 1995).

En este trabajo se estima un modelo de determinación del tipo de cambio real el cual sería una función de los términos de intercambio de los productos básicos.

El trabajo se divide en las siguientes partes: en el segundo apartado se

sintetizan los trabajos más relevantes que estudian la relación entre tipo de cambio real y precios de los productos básicos desde un punto de vista teórico; en el tercero, se resumen algunos de los trabajos empíricos más significativos al respecto; en el cuarto, se establecen las hipótesis a contrastar y la metodología utilizada, mientras que en el quinto, se presentan los resultados obtenidos; finalmente, en el último apartado se exponen las principales conclusiones.

2. Modelo de determinación del tipo de cambio real con términos de intercambio de los productos básicos

Aunque existe una vasta literatura en relación a los efectos que los shocks de los términos de intercambio tienen sobre el tipo de cambio real, en este apartado se van a resumir brevemente algunos de los trabajos más relevantes y, en particular, aquellos que relacionan el tipo de cambio real con los productos básicos.

Uno de los primeros trabajos que hace referencia a la relación entre tipo de cambio real y productos básicos es el de Edwards (1985). Este autor establece que los movimientos en los precios de los productos básicos, en economías cuyas exportaciones dependen principalmente de estos productos, pueden afectar al tipo de cambio real a través de un doble mecanismo. En primer lugar, un aumento de los precios de dichos productos aumentará la renta disponible del país, al tratarse en principio de bienes relativamente inelásticos (elasticidad demanda-precio), aumentando por tanto la demanda de bienes en general (tanto de los comerciables como de los no comerciables).

Este aumento de la demanda propiciará un aumento de precios pero sólo en los bienes no comerciables, ya que los precios de los bienes comerciables se establecen a nivel internacional. Esto generará un aumento del IPC del país y llevará por tanto a una apreciación real de la moneda en cuestión. Por otra parte, este incremento de precios de los productos básicos genera un superávit en la balanza comercial provocando, a su vez, un aumento de las reservas exteriores y, posiblemente, de la base monetaria, generando inflación y, por tanto, aumentando el valor de la moneda nacional en términos reales.

Para derivar la relación teórica entre términos de intercambio y tipo de cambio real, Neary (1988) supone un país pequeño que produce un número arbitrario de bienes comerciables y no comerciables en condiciones de competencia. Para ello estudia qué valor del tipo de cambio real proporciona equilibrio en la balanza de pagos. Según este autor, una mejora de los términos de intercambio requiere una apreciación de la moneda en términos reales, para eliminar el exceso de demanda de no comerciables generada por dicha mejora.

En el trabajo seminal de Blundell-Wignall y Gregory (1990) se desarrolla un modelo teórico según el cual en pequeñas economías abiertas, en las que las exportaciones de productos básicos suponen un porcentaje importante de sus exportaciones totales, el tipo de cambio real se puede expresar como una función de los términos de intercambio. Los supuestos de los que se parten son: (1) el país en cuestión es un país exportador de estos productos básicos; (2) dicho país es pequeño de modo que los términos de intercambio son exógenos; (3) se supone que este país produce solamente un producto que se vende en los mercados internacionales a los precios marcados en tales mercados y se vende en el territorio nacional a precio de monopolista. Además,

los autores caracterizan tal economía de la siguiente forma⁴.

La oferta de exportaciones se determina por la siguiente ecuación:

$$y_x = \eta(e + p_x - p_n) + y \quad (1)$$

donde y_x es la oferta de exportaciones, e es el tipo de cambio nominal definido como precio de la moneda extranjera en términos de moneda nacional, p_x es el precio de las exportaciones, p_n el precio de los bienes no comerciables e y es la producción total.

La demanda, por su parte viene definida por las siguientes ecuaciones:

$$d = (p + y - p_d) - \beta R \quad (2)$$

$$d_n = \alpha(e + p_m - p_n) + d \quad (3)$$

donde d es la demanda total, definida como suma de la demanda de importaciones y la demanda de bienes no comerciables: $d = d_m + d_n$; p el precio del output; p_d el deflactor de la demanda; R el tipo de interés nacional y p_m el precio de las importaciones en moneda extranjera. De este modo la demanda se determina en función de la renta disponible y de los tipos de interés.

Los precios, vienen determinados por las siguientes ecuaciones:

$$p = \lambda p_n + (1 - \lambda)(e + p_x) \quad (4)$$

$$p_d = \lambda p_n + (1 - \lambda)(e + p_m) \quad (5)$$

$$p_n = \phi(d_n - y_n) + \pi \quad (6)$$

donde π es el crecimiento de la oferta monetaria y λ es la participación de

⁴Todas las variables están en logaritmos excepto el tipo de interés.

los bienes no comerciables en la producción total. La ecuación (6) explica los precios de los bienes no comerciables en función del exceso de demanda.

Por último, el tipo de cambio real estaría definido como:

$$q = e + p_m - p_n \quad (7)$$

De este modo, suponiendo por simplicidad que $\beta = 0$ y normalizando el tipo de cambio real de forma que $p_m = 1$, se puede sustituir las ecuaciones (1), (2), (3), (4) y (5) en (6). Así, se obtiene la siguiente relación para el tipo de cambio real de equilibrio:

$$q^* = \frac{(1 - \lambda)(\lambda + \eta)}{\alpha\lambda + (1 - \lambda)\eta} \cdot p_x \quad (8)$$

según la cual el tipo de cambio real⁵ es función de los términos de intercambio (ya que $p_m = 1$), dadas las elasticidades de las funciones de demanda y oferta de la economía.

Por otro lado, Cashin, Céspedes y Sahay (2004) también establecen un marco teórico que justifica el estudio de la relación entre tipo de cambio real y términos de intercambio de los productos básicos para países exportadores de los mismos. El modelo parte de los siguientes supuestos: (1) existen dos economías, una nacional y otra extranjera; (2) existen dos sectores productivos en la economía doméstica que son productos básicos exportables y productos no comerciables; (3) se supone que el trabajo es el único factor necesario para la producción de ambos productos y es perfectamente móvil entre sectores; (4) toda la producción de productos básicos es exportada; (5) la economía doméstica importa un producto que sólo es producido en el ex-

⁵Un incremento del tipo de cambio real indica una apreciación de la moneda nacional en términos reales.

tranjero; (6) en el extranjero se producen tres tipos de bienes usando como único factor productivo el trabajo: los no comerciables (este es consumido sólo en el extranjero), un producto intermedio y uno final; (7) se cumple la Ley del Precio Único en el sector de los comerciables. Según estos autores, un incremento en los precios mundiales de los productos básicos aumentará los salarios de dicho sector. En la medida en la que los salarios de los sectores se igualen, el incremento de salarios en el sector de los no comerciables generará un aumento de los precios de dichos productos, apreciándose el tipo de cambio real.

3. Evidencia Empírica

En la literatura empírica, son muy pocas las investigaciones que se han realizado para tratar de estudiar los factores determinantes del tipo de cambio real para países en desarrollo, centrándose la mayoría de estos trabajos en países de Latinoamérica⁶. Sin embargo, sí que existen trabajos que han estudiado la relación entre el tipo de cambio real y los términos de intercambio de los productos básicos para países desarrollados.

Entre ellos se encuentran Blundell-Wignall y Gregory (1990) que estudian la relación entre el tipo de cambio real y términos de intercambio para Australia y Nueva Zelanda, obteniendo que los términos de intercambio juegan un importante papel en la determinación del tipo de cambio real.

Gruen y Wilkinson (1994) estiman la relación entre tipo de cambio real, términos de intercambio (en este caso de bienes y servicios) y diferencial de intereses para el caso de Australia, obteniendo escasa evidencia a favor de una relación entre las dos primeras variables. Sin embargo, los términos de

⁶Véanse por ejemplo Diaz-Alejandro (1982), Edwards (1985, 1989) y Edwards y Savastano (1999).

intercambio junto con el diferencial de intereses reales sí que explicarían en gran medida los movimientos del tipo de cambio real.

Otro grupo de trabajos empíricos son Amano y Van Norden (1995, 1998a y 1998b). En el primero de ellos se analiza la relación a largo plazo entre el tipo de cambio real y los términos de intercambio de los productos básicos (diferenciando entre energéticos y no energéticos) y su relación de causalidad para el caso de Canadá, obteniendo que sí que existe una relación a largo plazo entre ambas variables, causando los términos de intercambio el tipo de cambio real. En el segundo de ellos, se estudia la relación entre tipo de cambio real y precio real del petróleo para Estados Unidos, obteniendo que existe una relación de cointegración entre ambas variables, que explicaría el tipo de cambio real en función de dichos precios. En el último de sus trabajos, además del precio real del petróleo, se emplea el diferencial de intereses reales y se estudia la relación a largo plazo entre dichas variables para el caso de Alemania, Japón y Estados Unidos, obteniendo así que el tipo de cambio real a largo plazo vendría explicado por el precio real del petróleo y el diferencial de intereses reales.

Por otro lado, Chen y Rogoff (2003) estudian el comportamiento del tipo de cambio real para tres países de la OCDE (Australia, Canadá y Nueva Zelanda), obteniendo que el precio de los productos básicos tiene una influencia importante y estable en el tipo de cambio real de Australia y Nueva Zelanda. Sin embargo, los residuos de la estimación tienen una gran persistencia tras un shock incluso tras introducir diferencias de productividad en el sector de los bienes no comerciables, luego quedaría por resolver la paradoja relativa a la larga vida de los shocks que afectan al tipo de cambio real.

Cashin, Céspedes y Sahay (2004), siguiendo en la misma línea, analizan si el tipo de cambio real depende a largo plazo de los precios reales de los

productos básicos para países exportadores de los mismos, entre los que se encontraría Marruecos, Siria, Turquía y Túnez de la zona mediterránea. Los autores obtienen que el tipo de cambio real depende de los precios reales de los productos básicos en los países mediterráneos incluidos en su muestra excepto para Turquía.

El cuadro 3 contiene un resumen de dicha evidencia empírica. Como se puede observar, sólo en el trabajo de Cashin, Céspedes y Sahay (2004) se analiza el papel que juegan los productos básicos en la determinación del tipo de cambio real en algunos países de la cuenca mediterránea.

4. Hipótesis a contrastar y metodología

Tal y como se ha señalado anteriormente, en el presente trabajo se analiza el papel que los términos de intercambio de los productos básicos juegan en la determinación del tipo de cambio real a largo plazo, ya que la teoría de la PPA no explica el comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real en los PTM. Para tal propósito, se utiliza la técnica de cointegración de Johansen (1988, 1991) que estima un Modelo de Corrección de Error (MCE) que puede ser representado como:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-1} + \Psi D_t + \mu + u_t \quad (9)$$

donde x_t es un vector $p \times 1$ compuesto por variables estocásticas integradas de orden 1, siendo p el número de variables endógenas; D_t es un vector formado por variables no estocásticas, como dummies estacionales o dummies de intervención, $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$, ($i = 1, \dots, p-1$) y $\Pi = (-I - \Pi_1 -$

Cuadro 1: Resumen trabajos que estudian la relación entre tipo de cambio real y productos básicos

Trabajo	Países	Se contrasta $q = f()$	Resultados
Blundell-Wignall y Gregory (1990)	Australia, Nueva Zelanda	Términos de Intercambio (TOT)	El tipo de cambio real depende de los TOT.
Gruen y Wilkinson (1994)	Australia	TOT de bienes y servicios, diferencial de intereses reales	El tipo de cambio real depende del diferencial de intereses y de los TOT.
Amano y Van Norden (1995)	Canadá	TOT de los productos básicos (energéticos y no energéticos)	Relación a largo plazo entre q y TOT de los productos básicos. Los TOT de los productos básicos causan el q .
Amano y Van Norden (1998a)	EE.UU.	Precio real del petróleo	El tipo de cambio real depende de los precios del petróleo.
Amano y Van Norden (1998b)	Alemania, Japón y EE.UU.	Precio real del petróleo y diferencial de intereses reales	El tipo de cambio real depende del precio del petróleo y del diferencial de intereses reales.
Chen y Rogoff (2003)	Australia, Canadá y Nueva Zelanda	Precio de los productos básicos y diferencial de productividad	El tipo de cambio real depende de los precios de los productos básicos y del diferencial de productividad. Los residuos tienen gran persistencia tras un shock.
Cashin, Cespedes y Sahay (2004)	Exportadores de productos básicos, entre ellos Marruecos, Siria, Túnez y Turquía	Términos de Intercambio de los productos básicos	Para los PTM, el tipo de cambio real depende de los precios de los productos básicos excepto para Turquía

... - Π_k). La hipótesis de cointegración se formula como:

$$H(r) : \Pi = \alpha\beta' \quad (10)$$

donde α y β son matrices de orden $p \times r$. La hipótesis $H(r)$ implica que los procesos Δx_t y $\beta' x_t$ son estacionarios y x_t es no estacionario (Johansen, 1991). De este modo, para determinar el rango de cointegración del modelo Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990), proponen un test máximo verosímil que contrasta la existencia de r vectores de cointegración frente a la hipótesis alternativa de m vectores siendo $r \geq m$.

En cuanto a la relación de cointegración esperada entre tipo de cambio real y términos de intercambio de los productos básicos sería la siguiente:

$$q = f_{(+)}(pc) \quad (11)$$

de modo que, a largo plazo, un aumento de los términos de intercambio de los productos básicos supondrá una apreciación real de la moneda nacional.

5. Evidencia empírica en los PTM

En este apartado se presentan los resultados para Argelia, Egipto, Marruecos, Turquía y Siria. Para los demás países no se obtiene ninguna relación de cointegración que explique el comportamiento a largo plazo del tipo de cambio real, por lo que dichos resultados no se han incluido.

5.1. Análisis gráfico

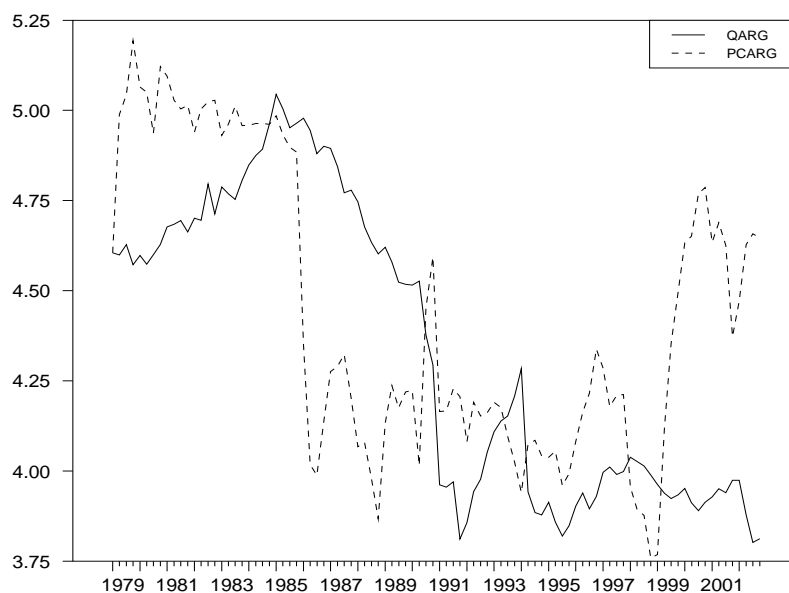
Antes de comenzar con el análisis estadístico, en las figuras 1 a 5 se presentan las series de tipo de cambio real (un incremento implica una apreciación

de la moneda nacional) y términos de intercambio de los productos básicos⁷ para estos cinco países.

La primera característica de las series de tipo de cambio es su gran volatilidad y que presentan muchos cambios. Este grupo de países, durante las últimas décadas, han estado sometidos a grandes inestabilidades socio-políticas como guerras civiles, cambios en el poder, ataques terroristas, etc, que tienen efectos sobre la economía en general y, por supuesto, sobre el tipo el cambio.

Por otro lado, la mera inspección visual permite poner de relieve que, efectivamente, parece existir cierto grado de comovimiento a lo largo del tiempo entre ambas series, lo cual podría ser indicativo de que existe una relación a largo plazo entre ambas variables.

Figura 1: Tipo de Cambio Real y Términos de Intercambio Productos Básicos Argelia



⁷Véase el Apéndice para un mayor detalle acerca de la definición de las variables.

Figura 2: Tipo de Cambio Real y Términos de Intercambio Productos Básicos Egipto

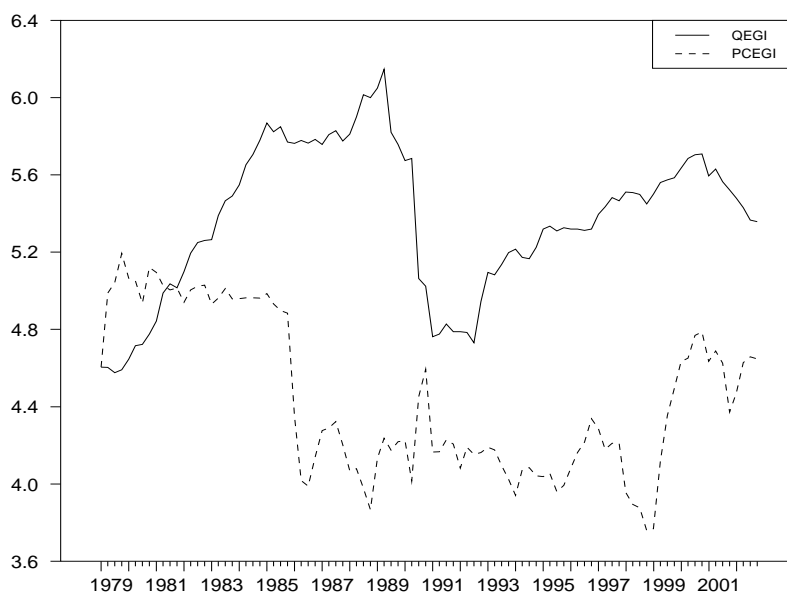


Figura 3: Tipo de Cambio Real y Términos de Intercambio Productos Básicos Marruecos

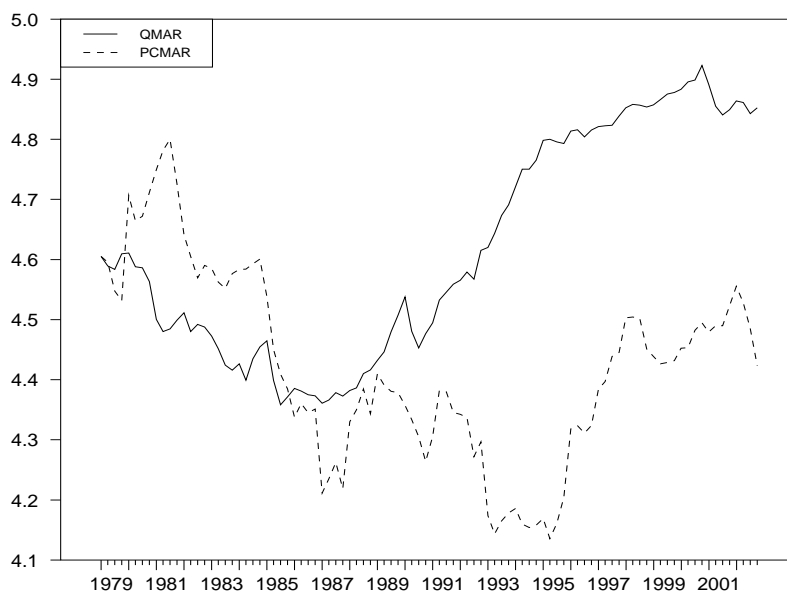


Figura 4: Tipo de Cambio Real y Términos de Intercambio Productos Básicos Turquía

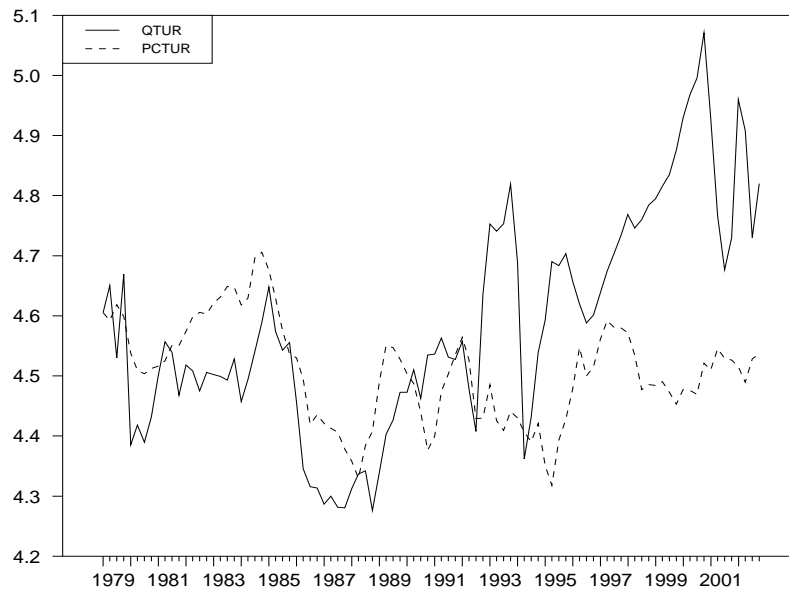
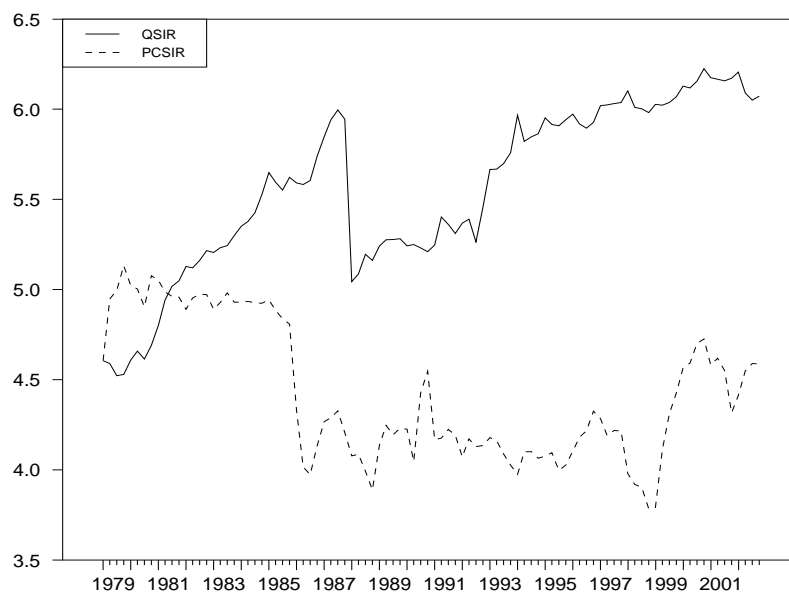


Figura 5: Tipo de Cambio Real y Términos de Intercambio Productos Básicos Siria



5.2. Especificación del modelo

El modelo VAR (en primeras diferencias) se estima sobre la base del siguiente conjunto de variables:

$$x' = [q_t, pc_t] \quad (12)$$

donde q_t es el tipo de cambio real y pc_t son los términos de intercambio de los productos básicos. Se ha incluido como componente determinista una constante restringida en el espacio de cointegración⁸, dado que las series en niveles presentan deriva, sin que ésta se cancele en el espacio de cointegración.

En primer lugar, se analizan las propiedades de los residuos del VAR, tanto a nivel univariante como multivariante. Debido a que en todos los casos se viola claramente la hipótesis de normalidad de los residuos (desde 1 a 4 retardos), para poder realizar inferencia válida es necesario intervenir el modelo mediante la introducción de variables ficticias, con el fin de obtener residuos gaussianos. Para ello se incluye una variable ficticia en cada momento del tiempo en el que el valor de la variable en primeras diferencias sea superior a dos veces la desviación típica de la serie (en valor absoluto)⁹. De acuerdo con los contrastes de especificación univariantes y multivariantes, se han incluido 2 retardos para Argelia, 2 para Egipto, 1 para Marruecos, 4 para Siria y 2 para Turquía. Los resultados de los contrastes univariantes y multivariantes se muestran respectivamente en los cuadros 2 y 3.

Como se observa, no existen problemas de especificación a nivel univariante excepto en el caso de Marruecos, en el que se detectan leves problemas ARCH y de Normalidad en la ecuación del tipo de cambio real. Estos últimos

⁸Se ha contrastado la significatividad de una tendencia restringida al espacio de cointegración y se obtiene que ésta no es significativa.

⁹Para un mayor detalle de las variables ficticias introducidas véase el Apéndice.

Cuadro 2: **Contrastes de especificación univariantes**

	Argelia		Egipto		Marruecos		Siria		Turquía	
Univariantes	Δq_t	Δpc_t	Δq_t	Δpc_t	Δq_t	Δpc_t	Δq_t	Δpc_t	Δq_t	Δpc_t
ARCH	0.67	0.30	1.83	0.19	4.89	0.10	7.67	3.02	0.17	0.59
J-B(2)	3.46	3.24	1.69	2.53	6.91	1.40	3.95	3.21	2.57	1.05
Asimetría	-0.36	-0.29	-0.28	-0.27	0.25	-0.17	0.16	-0.01	-0.16	0.20
Curtosis	3.58	3.57	2.73	3.44	3.24	4.09	3.70	3.59	3.48	3.11

Nota: Los valores en negrita indican significatividad del contraste al 5%.

pueden deberse tanto a un exceso de curtosis como a asimetría. En este caso, los problemas de normalidad se deben a un exceso de curtosis. No obstante, las estimaciones son robustas aún en presencia de problemas de normalidad debidos a exceso de curtosis y a leves problemas de ARCH (Gonzalo, 1994). Por su parte, los tests multivariantes indicarían la inexistencia de problemas de especificación.

5.3. Resultados de cointegración

Una vez especificados los modelos, se contrasta el orden de integración de las variables. Según el contraste de estacionariedad de Johansen, presentado en el cuadro 4, en todos los casos se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad para $r = 1$, que como se verá posteriormente es el número de vectores de cointegración seleccionado, excepto en el caso del tipo de cambio real de Siria.

A continuación se contrasta la existencia de relaciones de cointegración. En el cuadro 5 se presentan los resultados del contraste de la Traza. Puesto que los valores críticos tabulados no son válidos en presencia de variables ficticias restringidas al espacio de cointegración, es necesario simular dichos

Cuadro 3: **Contrastes de especificación multivariantes**

Argelia	Autocorrelación : Ljung-Box	$\chi^2(84) =$	97.6	p-val.	0.14
	LM ₁	$\chi^2(4) =$	3.68	p-val.	0.45
	LM ₄	$\chi^2(4) =$	3.72	p-val.	0.44
	Normalidad	$\chi^2(4) =$	5.78	p-val.	0.21
Egipto	Autocorrelación: Ljung-Box	$\chi^2(84) =$	95.8	p-val.	0.17
	LM ₁	$\chi^2(4) =$	3.17	p-val.	0.52
	LM ₄	$\chi^2(4) =$	3.54	p-val.	0.47
	Normalidad	$\chi^2(4) =$	4.31	p-val.	0.36
Marruecos	Autocorrelación: Ljung-Box	$\chi^2(88) =$	101	p-val.	0.16
	LM ₁	$\chi^2(4) =$	7.06	p-val.	0.13
	LM ₄	$\chi^2(4) =$	1.97	p-val.	0.74
	Normalidad	$\chi^2(4) =$	3.23	p-val.	0.52
Siria	Autocorrelación: Ljung-Box	$\chi^2(76) =$	95.6	p-val.	0.06
	LM ₁	$\chi^2(4) =$	1.31	p-val.	0.85
	LM ₄	$\chi^2(4) =$	2.26	p-val.	0.68
	Normalidad	$\chi^2(4) =$	8.34	p-val.	0.08
Turquía	Autocorrelación: Ljung-Box	$\chi^2(84) =$	0.57	p-val.	0.57
	LM ₁	$\chi^2(4) =$	2.24	p-val.	0.69
	LM ₄	$\chi^2(4) =$	5.18	p-val.	0.26
	Normalidad	$\chi^2(4) =$	9.54	p-val.	0.05

valores para cada caso y comparar el estadístico de la Traza con los nuevos valores críticos. En el caso de Siria, no es necesario calcularlos ya que no se incluye ninguna variable ficticia en el largo plazo y por tanto los valores críticos estándar son válidos. Según el estadístico de la Traza, en todos los casos se rechaza la hipótesis de más de un vector de cointegración, por lo que $r = 1$.

En el cuadro 6 se analiza la significatividad de los parámetros de largo plazo. El hecho de que una variable aparezca como excluida a largo plazo significa que dicha variable no es estadísticamente significativa en la relación de cointegración. Como se observa para Argelia, Egipto y Turquía, se rechaza la hipótesis nula de significatividad de la constante. Por tanto la deriva se cancela en el espacio de cointegración. Obsérvese también que las variables

Cuadro 4: **Contraste de estacionariedad de Johansen**

País	q_t	pc_t
Argelia	31.7 [0.00]	32.9 [0.00]
Egipto	7.30 [0.03]	6.22 [0.04]
Marruecos	23.6 [0.00]	5.35 [0.07]
Siria	0.02 [0.88]	8.67 [0.00]
Turquía	17.1 [0.00]	13.6 [0.00]

Nota: Entre corchetes se encuentran los p-val.

Cuadro 5: **Contraste de la Traza**

Países	p-r	r	Val. Prop.	Traza	Traza*	P-val.	P-val*	CV 95	CV 90
Argelia	2	0	0.32	38.23	36.68	0.00	0.00	26.57	24.80
	1	1	0.02	1.57	0.78	0.85	0.96	12.77	11.57
Egipto	2	0	0.21	24.02	23.02	0.01	0.02	24.97	22.51
	1	1	0.02	1.53	1.19	0.86	0.91	12.22	10.47
Marruecos	2	0	0.29	37.04	36.72	0.00	0.00	24.46	22.17
	1	1	0.05	4.57	4.55	0.35	0.35	12.14	10.28
Siria	2	0	0.21	24.02	23.02	0.01	0.02	19.99	17.79
	1	1	0.02	1.53	1.19	0.86	0.91	9.13	7.50
Turquía	2	0	0.20	29.24	28.14	0.00	0.00	24.76	22.33
	1	1	0.08	7.80	7.55	0.09	0.10	12.22	10.44

Nota: El * indica valores obtenidos mediante correcciones de Bartlett. Las últimas dos columnas son los valores críticos simulados para el estadísticos de la Traza en presencia de variables ficticias restringidas al espacio de cointegración (excepto en el caso de Siria que son valores críticos estándar obtenidos de Johansen, 1995), utilizando el programa para RATS creado por los profesores del *2003 Econometric Summer School* en la Universidad de Copenague, S. Johansen, K. Juselius, A. Rahbek y B. Nielsen.

ficticias restringidas al espacio de cointegración son también significativas. Esto significa que existen ciertos shocks que afectan a las variables y que no se cancelan en el espacio de cointegración. Para Argelia, la primera de ellas hace referencia a una caída repentina de los precios del petróleo, mientras que la segunda recoge una depreciación del tipo de cambio real debido a una serie de medidas estructurales iniciadas en 1994 y apoyadas por el Banco Mundial y el Fondo Monetario Internacional. La dummy restringida en el caso de Egipto recoge una depreciación del tipo de cambio real debido a una serie de reformas económicas iniciadas por el presidente Mubarak entre las que se encuentra una devaluación respecto al dólar. En el caso de Marruecos, la variable ficticia restringida en el largo plazo recogería una caída repentina en los precios mundiales de los principales productos básicos que exporta dicho país. Por último, la dummy restringida en el caso de Turquía, recoge una fuerte apreciación de su tipo de cambio nominal.

Como se observa también en el mismo cuadro, las t-Student de los parámetros α obtenidos para la ecuación de términos de intercambio de los productos básicos son muy pequeñas, lo cual podría ser indicativo de que dichas variables son débilmente exógenas. Al contrastar este punto, se obtiene en todos los casos que la hipótesis de exogeneidad débil de dicha variable no se puede rechazar, por lo que cada modelo se puede reducir a un modelo parcial en el que sólo existe una ecuación: la del tipo de cambio real.

Los parámetros β estimados se presentan en el cuadro 7. En todos los casos el parámetro estimado de los términos de intercambio de los productos básicos tiene el signo esperado y está cercano a la unidad excepto en el caso de Marruecos, al entrar dicha variable con el signo contrario al esperado. Esto podría deberse a que quizás los productos que exporta Marruecos (roca de fosfato, pescado y plomo) sean bienes elásticos con respecto al precio, y

que por tanto el tipo de cambio real se mueva en sentido contrario al de los términos de intercambio.

Cuadro 6: **Contrastes de exclusión a largo plazo**

País	H_0	χ^2	$\hat{\beta}$	$\hat{\alpha}$
Argelia	(* , * , * , * , 0)	$\chi^2(1) = 0.32$, p-val. = 0.57	$\begin{pmatrix} 1, -0.99, -1.35, 1.69, 0 \\ (-33.6) \quad (-4.54) \quad (5.42) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} -0.63 \\ (-6.63) \\ 0.00 \\ (0.12) \end{pmatrix}$
Egipto	(* , * , * , 0)	$\chi^2(1) = 2.07$, p-val. = 0.15	$\begin{pmatrix} 1, -1.86, 1.84, 0 \\ (-11.5) \quad (1.86) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} -0.01 \\ (-4.54) \\ 0.00 \\ (0.88) \end{pmatrix}$
Turquía	(* , * , * , 0)	$\chi^2(1) = 0.25$, p-val. = 0.62	$\begin{pmatrix} 1, -0.99, -0.35, 0 \\ (-153) \quad (-7.88) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} -0.24 \\ (-4.40) \\ 0.04 \\ (1.32) \end{pmatrix}$

Nota: El orden por el que entran las variables en el vector de cointegración es el siguiente: Argelia: $(q, pc, ds911, ds942, c)$; Egipto: $(q, pc, ds903, c)$; Marruecos: $(q, pc, ds871, c)$; Turquía: $(q, pc, ds924, c)$, donde c es la constante y $dsxxx$ variables ficticias restringidas al espacio de cointegración.

Cuadro 7: Parámetros β estimados. Variable dependiente tipo de cambio real

Argelia	pc_t	$ds911$	$ds942$	$const$
	0.99 (33.6)	1.35 (4.55)	1.69 (5.42)	0
Egipto	pc_t	$ds903$	$const$	
	1.82 (11.6)	1.65 (1.73)	0	
Marruecos	pc_t	$ds871$	$const$	
	-0.56 (-1.12)	0.54 (3.13)	6.94 (3.02)	
Turquía	pc_t	$ds924$	$const$	
	0.99 (146)	0.36 (7.73)	0	

Nota: Entre paréntesis se encuentran los estadísticos t-Student.

Los modelos de corrección de error son los siguientes:

Argelia:

$$\Delta q_t = \underset{(3.07)}{0.14} \Delta q_{t-1} - \underset{(-6.03)}{0.03} (tce)_{t-1} + \underset{(3.83)}{0.11} d823 - \underset{(-3.77)}{0.11} d824 - \underset{(-3.74)}{0.11} d903 - \underset{(-11.7)}{0.35} \Delta ds911 - \underset{(-7.07)}{0.21} d914 - \underset{(-11.9)}{0.36} \Delta ds942 + \underset{(1.58)}{0.014} sea - \underset{(-3.26)}{0.03} sea1 - \underset{(-3.82)}{0.034} sea2 + \hat{\mu}_t$$

Egipto:

$$\Delta q_t = \underset{(2.84)}{0.15} \Delta q_{t-1} + \underset{(1.67)}{0.07} \Delta pc_t - \underset{(-4.66)}{0.01} (tce)_{t-1} - \underset{(-7.20)}{0.34} d893 - \underset{(-12.9)}{0.66} \Delta ds903 - \underset{(-5.05)}{0.25} d911 + \underset{(4.81)}{0.23} d924 + \underset{(2.17)}{0.03} sea + \underset{(2.52)}{0.03} sea1 + \underset{(0.85)}{0.012} sea2 + \hat{\mu}_t$$

Marruecos:

$$\Delta q_t = \underset{(1.64)}{0.06} \Delta pc_t + \underset{(2.68)}{0.22} \Delta q_{t-1} - \underset{(-4.40)}{0.02} (tce)_{t-1} - \underset{(-3.63)}{0.05} d811 - \underset{(-3.59)}{0.05} d852 - \underset{(-4.35)}{0.06} d902 - \underset{(-0.97)}{0.004} sea - \underset{(-2.66)}{0.01} sea1 - \underset{(-2.00)}{0.008} sea2 + \hat{\mu}_t$$

Turquía:

$$\Delta q_t = \underset{(1.57)}{0.12} \Delta q_{t-1} - \underset{(-3.96)}{0.21} (tce)_{t-1} - \underset{(-4.74)}{0.28} d801 + \underset{(3.66)}{0.21} \Delta ds924 - \underset{(-5.26)}{0.31} d942 - \underset{(-1.26)}{0.02} sea - \underset{(-2.06)}{0.03} sea1 - \underset{(-2.85)}{0.048} sea2 + \hat{\mu}_t$$

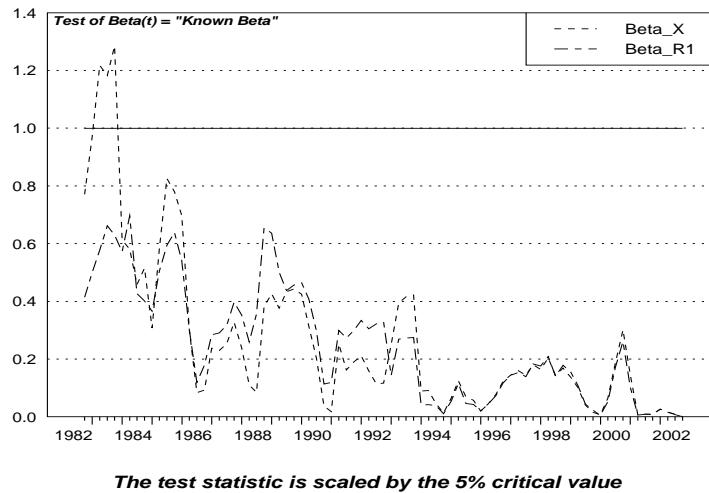
Siendo tce el término de corrección de error, sea , $sea1$ y $sea2$ tres dummies estacionales centradas y $\hat{\mu}_t$ los errores de estimación, estando entre paréntesis los estadísticos t-Student. Los modelos de corrección estimados permiten extraer la siguiente conclusión: dado que los parámetros de ajuste¹⁰ son relativamente bajos para algunos países, la vida media de los shocks que afecten al tipo de cambio real va a ser relativamente larga. Así la estimación de la vida media de los shocks¹¹ corrobora este punto, al haber obtenido que es muy amplia para Egipto y Marruecos (17.2 años y 8.5 años respectivamente) mientras que para Argelia la vida media sería de 5.6 años y para Turquía 0.7, valores más acordes con la literatura.

A continuación se analiza la estabilidad estructural tanto de los parámetros β estimados (largo plazo) así como de los parámetros de ajuste y del modelo de corrección de error. Para analizar la estabilidad estructural del espacio de cointegración estimado se ha utilizado el test recursivo de Hansen y Johansen (1993). Este test se puede representar gráficamente como una secuencia de estadísticos LR obtenidos recursivamente. Consta de dos representaciones: la Z (X) y la R (R1). En el primer caso, el proceso se lleva a cabo reestimando todos los parámetros del modelo en cada iteración, mientras que en el segundo caso, la dinámica está fija y sólo los parámetros de largo plazo se reestiman cada vez. En ambos casos, valores por debajo de la unidad indican la no existencia de problemas de estabilidad estructural. Los autores sugieren que la representación R es más relevante para analizar la estabilidad del largo plazo al permanecer fijos los parámetros de corto plazo. Los resultados indican que para ninguno de los países analizados existen

¹⁰Los estadísticos t-Student de los parámetros de ajuste son inferiores al valor crítico de -3.25 (5%) propuesto por Ericsson y Mackinnon (2002) para contrastar la existencia de cointegración en Modelos de Corrección de Error. Por consiguiente, se rechaza la hipótesis de no cointegración entre las variables.

¹¹La estimación de la vida media de los shocks se ha realizado como $h = \frac{\log(1/2)}{\log(1+\alpha)}$.

Figura 6: **Contraste de Hansen y Johansen (1993) Turquía**



problemas de estabilidad de los parámetros de largo plazo estimados, ya que la representación gráfica del test se encuentra por debajo de la unidad. En la figura 6, se presenta el gráfico del contraste de estabilidad para el caso de Turquía, obteniéndose resultados similares en el resto de países. Con respecto a la estabilidad de los parámetros de ajuste y estabilidad estructural del modelo, las figuras 7 y 8 indicarían la inexistencia de inestabilidades en los parámetros, al encontrarse las representaciones gráficas de los tests dentro de las bandas de confianza. De nuevo, los resultados de dichos contrastes son similares a los de Turquía para el resto de países, por lo que no se han incluido en la presente versión del trabajo¹².

¹²Disponibles a petición del interesado.

Figura 7: Contraste de estabilidad de α Turquía

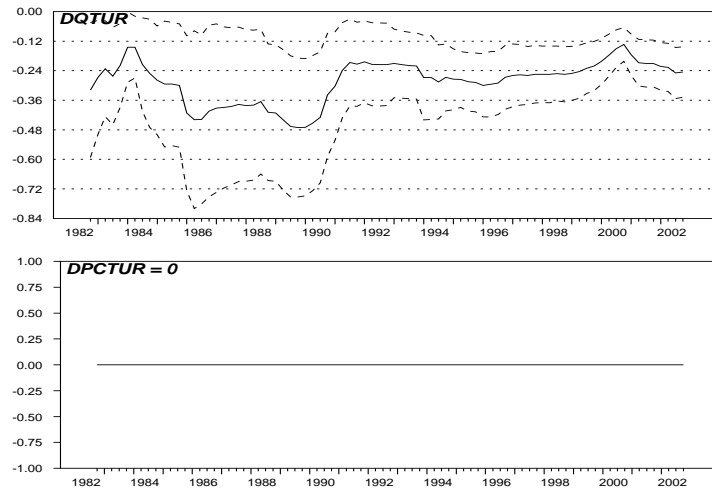
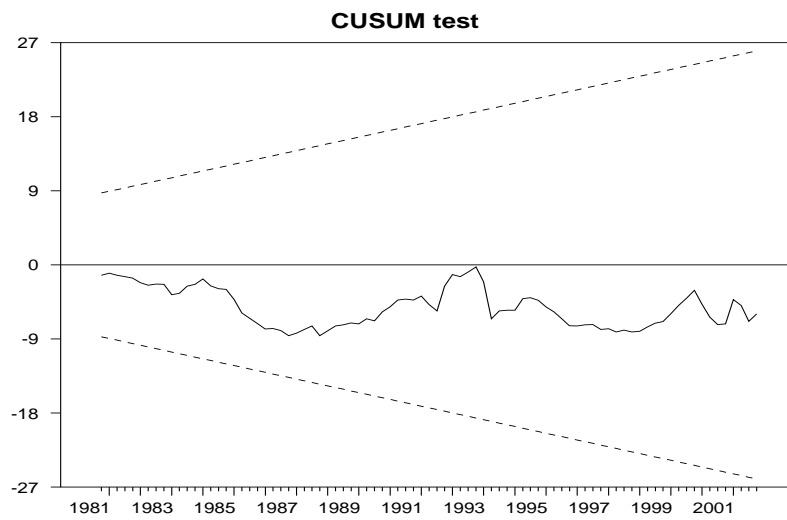


Figura 8: Contraste CUSUM de estabilidad del MCE Turquía



6. Conclusiones

Durante las últimas décadas, numerosos autores han tratado de dar solución a la pregunta de cuáles son los determinantes de los movimientos del tipo de cambio real, no habiéndose llegado a un resultado definitivo. Debido a ello, algunos autores (Edwards, 1985; Blundell-Wignall y Gregory, 1990; Cashin et al., 2004, entre otros) han propuesto modelos en los que el tipo de cambio real, para países dependientes de las exportaciones de productos básicos, podría venir determinado por los movimientos de los precios relativos de tales productos.

Por otra parte, tras haber obtenido en un trabajo anterior (Camarero, Cuestas y Ordóñez, 2003) una escasa evidencia a favor del cumplimiento de la PPA, en este trabajo se ha analizado cuál es el papel que juegan los términos de intercambio de los productos básicos en la determinación a largo plazo del tipo de cambio real en los llamados “Países Terceros Mediterráneos”, dado que las exportaciones de productos básicos suponen su principal fuente de ingresos.

Dado que los shocks de los términos de intercambio de los productos básicos tienen la suficiente magnitud y frecuencia para explicar las desviaciones del tipo de cambio real con respecto a su valor de equilibrio, se ha estudiado la relación a largo plazo entre tipo de cambio real y términos de intercambio de los productos básicos en los PTM, utilizando la técnica de cointegración de Johansen.

Los resultados obtenidos evidencian que para países exportadores de productos básicos, el tipo de cambio real depende a largo plazo de los términos de intercambio de dichos productos. Por consiguiente, para este grupo de países, el tipo de cambio real no revierte a la media porque sus desviaciones vienen causadas por los shocks de los términos de intercambio de los produc-

tos básicos, que afectan a dicha variable alejándola de su valor de equilibrio. No obstante, la vida media de los shocks es muy larga para algunos de los países analizados, lo cual indica que si bien el tipo de cambio revierte a su media tras un shock, necesita de períodos largos para volver a su valor de equilibrio.

Este trabajo proporciona evidencia adicional sobre el comportamiento del tipo de cambio real en los PTM y resolvería parte del “*puzzle*” sobre los determinantes del tipo de cambio real en algunos de los países productores de productos básicos, fundamentalmente en lo referente al cumplimiento de la PPA.

Referencias

- [1] Amano, R. A. y Van Norden, S. (1995): “Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Canadian Evidence”. *Journal of International Money and Finance*, 14, pp. 83-104.
- [2] Amano, R. A. y Van Norden, S. (1998a): “Oil Prices and the Rise and Fall of the US Real Exchange Rate”. *Journal of International Money and Finance*, 17, pp. 299-316.
- [3] Amano, R. A. y Van Norden, S. (1998b): “Exchange Rates and Oil Prices”. *Review of International Economics*, 6(4), pp. 683-694.
- [4] Backus, D. K. (1984): “Empirical Models of the Exchange Rate: Separating the Wheat from the Chaff”. *Canadian Journal of Economics*, 17, pp. 824-846.
- [5] Blundell-Wignall, A. y Gregory, R. G. (1990): “Exchange Rate Policy in Advanced Commodity Exporting Countries: The Case of Australia and New Zeland”, *OECD Economics and Statistics Department Working Paper*.
- [6] Camarero, M.; Cuestas, J. C. y Ordoñez, J. (2003): “La PPA en los Países Terceros Mediterráneos”, mimeo.
- [7] Cashin, P.; Céspedes, L y Sahay, R. (2004): “Commodity Currencies and the Real Exchange Rate” *Journal of Development Economics*, 75, 239-268.
- [8] Chen, Y-C. y Rogoff, K. (2003): “Commodity Currencies”. *Journal of International Economics*, 60, pp. 133-160.

- [9] Díaz-Alejandro, C. (1982): “Exchange Rates and The Terms of Trade in the Argentine Republic, 1913-76”, en *Trade, Stability, Technology and Equity in Latin America*, ed. M. Syrquin y S. Teitel, (New York: Academic Press), pp. 27-41.
- [10] Edwards, S. (1985): “Commodity Export Prices and the Real Exchange Rate in Developing Countries: Coffe in Colombia”, *NBER Working Paper 1570*.
- [11] Edwards, S. (1989): *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, (Cambridge, Massachusetts: MIT Press).
- [12] Ericsson, N. R. y MacKinnon, J. G. (2002): “Distributions of Error Correction Tests for Cointegration”, *Econometrics Journal*, 5, pp. 285-318.
- [13] Edwars, S. y Savastano M. (1999): “Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know? *NBER Working Paper 7228*.”
- [14] Froot, K. y Rogoff, K. (1995): “Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates”, en *Handbook of International Economics*, Vol. 3, ed. por Grossman y Rogoff, K., pp. 1647-88, (Amsterdam: Elsevier Science).
- [15] Gonzalo, J. (1994): “Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships”. *Journal of Econometrics*, vol. 60, pp. 203-233.

- [16] Gruen, D. y Wilkinson, J. (1994): “Australia’s Real Exchange Rate - Is It Explained by the Terms of Trade or By Real Interest Differentials?”, *Economic Record*, 70, pp. 204-19.
- [17] Hansen, H y Johansen, S. (1993): “Recursive Estimation in Cointegrated VAR-models”, Preprint 1993, n^o1, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- [18] Johansen, S. (1988): “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-54.
- [19] Johansen, S. (1991): “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”. *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- [20] Johansen, S. (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autorregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- [21] MacDonald, R. y Taylor, M. P. (1992): “Exchange Rate Economics: a Survey”, *IMF Staff Papers*, No. 39, pp. 1-57.
- [22] Meese, R. A. (1990): “Currency Fluctuations in the Post-Bretton Woods Era”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, pp. 117-134.
- [23] Meese, R. A. y Rogoff, K. (1983): “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out of Sample?”. *International Economic Review*, 14, pp. 3-24.
- [24] Mussa, M. (1990): “Exchange Rates in Theory and in Reality”, *Essays in International Finance*, No. 179, Princeton University Department of Economics and International Finance Section, Princeton, New Jersey.

- [25] Neary, P. (1988): “Determinants of the Equilibrium REal Exchange Rate”. *The American Economic Review*, Vol. 78, N° 1, pp. 210-215.
- [26] Rogoff, K. (1996): “The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, pp. 647-668.
- [27] Sarno, L y Taylor, M. (2002): “Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate” en *The Economics of the Exchange Rate*, Ed. Cambridge, pp. 51-96.
- [28] Wei, S-J. y Parsley, D. C. (1995): “Purchasing Power Disparity During the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits”, *National Bureau of Economic Research Working Paper*, n° 5032.

Apéndice: Definición de las variables y fuentes estadísticas

Las variables utilizadas son las siguientes:

e_t : Índice de tipo de cambio efectivo nominal definido como unidades de moneda extranjera por unidad de moneda nacional, de forma que un aumento del índice indica una apreciación de la moneda nacional.

p_t : Índice de precios al consumo nacional.

p_t^* : Índice de precios al consumo de sus principales socios comerciales, calculado para cada país como media ponderada por comercio con sus principales socios de la Unión Europea. Por tanto, esta variable es distinta y específica para cada país. Las ponderaciones se han obtenido a partir de los datos que sobre el comercio del año 1990 publica el anuario estadístico “Direction of Trade Statistics Yearbook” del Fondo Monetario Internacional.

q_t : Tipo de cambio efectivo real calculado como $e_t - p_t^* + p_t$.

Todas las variables están en logaritmos naturales y se han obtenido del CD-Rom *International Financial Statistics* (IFS) del Fondo Monetario Internacional de Diciembre de 2003. Las series son trimestrales y van desde 1979:1 a 2002:4.

Para Turquía, Egipto y Siria los datos de tipo de cambio efectivo se han calculado de la misma forma que el precio extranjero (obteniendo un tipo de cambio efectivo ponderado por comercio), mientras que para el resto se han obtenido directamente del CD-Rom IFS.

pc_t : Términos de intercambio de los productos básicos o *commodities* calculado para Turquía, Marruecos y Siria como el cociente entre la media ponderada de los principales productos básicos que exporta el país y el Índice de Valor Unitario de las Exportaciones de los Países Industrializados:

$$pc_t = \log \left[\frac{\exp \left\{ \sum_{i=1}^i [w_i (\ln P_i)] \right\}}{IVUX} \right]$$

siendo w_i el peso de producto i en el total de exportaciones de dichos productos. Las ponderaciones se han obtenido de Cashin, Céspedes y Sahay (2004) y se han utilizado los tres principales productos básicos que exporta el país (Turquía: tabaco, trigo y azúcar; Marruecos: roca de fosfato, pescado y plomo; Siria: petróleo crudo, algodón y trigo); P_i el precio del producto i e $IVUX$ el índice de valor unitario de las exportaciones de manufacturas de los países industrializados (Cashin et al., 2004), obtenidos del CD-Rom *International Financial Statistics* del FMI de Diciembre 2003.

Para Argelia y Egipto se ha calculado como:

$$pc_t = \log \left[\frac{P_i^p}{IVUX} \right]$$

siendo P_i^p el precio del petróleo crudo obtenido del CD-Rom *International Financial Statistics* del FMI de Diciembre de 2003.

Las variables ficticias introducidas para cada país son las siguientes¹³:

Argelia: d823, d824, d861, d891, d903, ds911, d914, ds942, d992;

Egipto: d861, d891, d893, ds903, d911, d924, d992;

Marruecos: d801, d811, d852, ds871, d902, d931;

Siria: d861, d881, d903, d911, d992;

Turquía: d801, ds924, d942;

donde $d_{xxy} = 1$ en 19xx:y y 0 en el resto, haciendo referencia a una

¹³La necesidad de introducir un número tan elevado de estas variables, se debe a la gran inestabilidad que presentan, principalmente, las series de tipo de cambio real en estos países como consecuencia de factores tan diversos como: acontecimientos políticos, cambios en el poder, guerras civiles, devaluaciones de su tipo de cambio nominal, períodos de hiperinflación, etc.

variable impulso, y $ds_{xy} = 1$ de $19xx:y$ en adelante y 0 en el resto, haciendo referencia a un salto en la serie¹⁴.

¹⁴Las variables ficticias de tipo impulso están restringidas en la dinámica mientras que las variables de tipo salto están restringidas al largo plazo por lo que aparecen también en la dinámica en primeras diferencias.