

¿ES ESTABLE
LA FUNCIÓN
DE DEMANDA
A LARGO PLAZO
DE ALP?

Juan Luis Vega

¿ES ESTABLE LA FUNCIÓN DE DEMANDA A LARGO PLAZO DE ALP?

Juan Luis Vega (*)

(*) Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios y sugerencias de J. Ayuso, J. J. Dolado, F. Restoy, C. Sánchez, T. Sastre y J. Vallés.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9422

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-332-4

Depósito legal: M-29345-1994

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

A partir de diversos tests, recientemente propuestos, sobre estabilidad estructural en regresiones con variables $I(1)$ y sobre la existencia de cointegración en presencia de cambio estructural, se analiza la evidencia empírica disponible sobre la existencia de un cambio estructural en la función de demanda a largo plazo de ALP.

Los resultados apuntan a que los desplazamientos a los que se ha visto sometida durante los últimos años la demanda de este agregado han modificado en forma sustancial sus propiedades de largo plazo. En cuanto al sentido de este cambio estructural, se destaca el papel desempeñado por la creciente apertura, a medida que desaparecían las trabas a la libre circulación de capitales, del sistema financiero español a los mercados internacionales.

1. INTRODUCCIÓN

En 1978, el Banco de España hacía públicos por vez primera objetivos monetarios en forma de una banda para el crecimiento anual de M3. Esta publicación culminaba un largo proceso, iniciado en 1973, de diseño de un esquema de política monetaria que consagraba la evolución de un agregado monetario amplio como su objetivo intermedio. Ya desde el primer momento, la existencia de una relación estable entre las variables finales y las magnitudes monetarias constituyó -al igual que en otros países- el criterio fundamental de selección del citado objetivo.

Durante la década de los ochenta, el esquema básico de política monetaria se vio sometido a múltiples alteraciones. Se adoptó una variable instrumental de tipos de interés, en lugar de los activos de caja. Se amplió la definición del propio objetivo intermedio, que, a partir de 1984, pasó a ser ALP. Incluso este último agregado se modificó en sucesivas ocasiones para acomodar los procesos de innovación financiera que incrementaron el grado de sustitución entre activos incluidos y no incluidos en su definición. En estos mismos años, se producía un importante cambio conceptual en el seguimiento de los objetivos de crecimiento de la cantidad de dinero. A medida que surgían dificultades para mantener un control estricto a corto plazo de la liquidez y que el tipo de cambio de la peseta entraba a formar parte de la función de reacción del Banco de España, la estrategia de control monetario derivó hacia una concepción más gradualista, en la que las desviaciones a corto plazo en los objetivos se consideraban poco informativas.

La incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del SME en junio de 1989 marcó, sin duda, un hito en este proceso. En un contexto de bandas de fluctuación para el tipo de cambio del $\pm 6\%$ en torno a las paridades centrales, la evolución de los agregados monetarios pasó a constituir, más que un objetivo en si mismo, una referencia de política económica que advertía de las posibles inconsistencias entre objetivos internos y externos. Sin embargo, la restricción cambiaria limitó de hecho la capacidad de reacción de las autoridades ante evoluciones no deseadas de los agregados monetarios.

La ampliación de las bandas de fluctuación de las monedas participantes en el mecanismo de cambios del SME en agosto de 1993 aporta un dato novedoso para el diseño de la política monetaria, abriendo la posibilidad de que el menor anclaje nominal que proporciona el tipo de cambio tenga como contrapartida una mayor atención a la evolución de algunos indicadores internos. Desde este punto de vista, un agregado monetario amplio como ALP es un candidato obvio para desempeñar un papel destacado en este sentido. Sin embargo, existe hoy la extendida percepción de que las relaciones históricas que sustentaban la selección de ALP como agregado monetario sobre cuya evolución el Banco de España fijaba su atención se han deteriorado considerablemente¹. Dicha percepción afecta no solo a las señales que se desprenden de la evolución más a corto plazo del agregado, sino a la misma relación de largo plazo, sugiriendo la existencia de un importante cambio estructural en la demanda de ALP.

Con tal perspectiva, en este trabajo se analiza la evidencia empírica disponible sobre la existencia de un cambio estructural en la función de demanda a largo plazo de ALP que invalidaría las relaciones históricas estimadas, y se contrastan diversas hipótesis sobre la naturaleza de dicho cambio estructural. Para ello, en la sección 2 se utilizan diversos contrastes, recientemente propuestos en la literatura, sobre estabilidad estructural en regresiones con variables integradas de orden uno y sobre la existencia de cointegración en presencia de cambio estructural. En la sección 3, se resumen las principales conclusiones.

¹ Véase al respecto, por ejemplo, el propio Informe Anual (1993) del Banco de España.

2. DEMANDA A LARGO PLAZO DE ALP: COINTEGRACIÓN Y ESTABILIDAD

Desde el trabajo de Dolado (1988), los estudios empíricos sobre estimación de funciones de demanda de dinero en España han hecho hincapié -de forma congruente con la evidencia internacional al respecto- en la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre variables integradas (cointegración), interpretable como una función de demanda de saldos reales, y en la estimación del proceso dinámico de ajuste a dicho equilibrio en forma de modelo de mecanismo de corrección de error (ECM).

Así, en el último de los trabajos publicados al respecto (Cabrero, Escrivá y Sastre, 1992), se estiman ecuaciones de demanda para diversos agregados monetarios en la forma:

$$\Delta(m-p)_t = k - \alpha[m-p-m^d(\cdot)]_{t-1} + \delta_0(L)\Delta(m-p)_{t-1} + \delta_1(L)\Delta y_t \quad (1)$$
$$+ \delta_2(L)\Delta r_t^p + \delta_3(L)\Delta r_t^a + \delta_4(L)\Delta^2 p_t + \epsilon_t$$

$$m_t^d(\cdot) = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 r_t^p + \alpha_3 r_t^a + \alpha_4 \pi_t \quad (2)$$

donde: y_t , p_t , r_t^p , r_t^a y π_t son², respectivamente, el producto interior bruto en términos reales (PIB), el índice precios de consumo (IPC), el tipo medio ponderado neto de impuestos de los activos incluidos en el agregado monetario, un tipo de interés representativo de los activos alternativos (rendimiento interno neto de impuestos de la deuda pública) y la tasa de inflación medida por el IPC³; Δ es el operador diferencia y

² Véase Cabrero et al. (1992) para una definición precisa de las variables y sus fuentes.

³ El orden de integración de las variables que intervienen en la ecuación (2) ha sido objeto de estudio en multitud de trabajos: Cabrero et al. (1992), Ayuso y Vega (1994), etc. En general, no se rechaza que los agregados monetarios y precios son I(2), mientras que los agregados monetarios en términos reales, renta, inflación y tipos de interés son I(1).

$\delta_1(L)$ son polinomios de retardos distribuidos.

En el caso del agregado monetario ALP ampliado con pagarés de empresa (ALP2), se concluía la existencia de cointegración en el periodo 1979/I-1989/II, al tiempo que se afirmaba que determinadas inestabilidades puntuales a corto plazo convivían con un elevado grado de estabilidad de la relación a largo plazo, si bien no se realizaban contrastes formales a este último respecto. Otros autores -Escrivá y Malo de Molina (1991) y Dolado y Escrivá (1992)- han destacado el mismo tipo de resultados.

Dado el énfasis puesto en las propiedades de largo plazo del agregado monetario, el presente trabajo se centra, precisamente, en la relación de demanda a largo plazo de saldos reales que viene dada por la ecuación (2), e intenta analizar si el transcurso del tiempo obliga a modificar algunas de las conclusiones anteriores, y en qué sentido. Desde este punto de vista, los parámetros que describen la dinámica de corto plazo son tratados aquí como parámetros molestos sobre los que no centraremos la atención. Es también objetivo del trabajo la aplicación de métodos de estimación que, más allá de los habituales resultados de superconsistencia (Stock, 1987), permitan el uso de procedimientos de inferencia (asintótica) estándar sobre los parámetros de largo plazo.

En el cuadro 1, se recoge la estimación para el periodo 1979/I-1993/IV de la ecuación (2), así como diversos contrastes basados en los residuos que ayudan a evaluar la evidencia empírica sobre la existencia o no de cointegración en el periodo analizado. El método de estimación utilizado es el propuesto en Phillips y Hansen (1990): fully modified estimation (FME), al que se han incorporado las sugerencias de Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992) para la estimación de la matriz de varianzas-covarianzas de largo plazo. Este procedimiento es asintóticamente equivalente a máxima-verosimilitud y permite, por un lado, mitigar los sesgos de segundo orden que, en muestras finitas, se detectan en las estimaciones de vectores cointegrantes basadas en regresiones estáticas, y, por otro, el uso de procedimientos de inferencia (asintótica) estándar.

CUADRO 1

<u>Método de estimación: FME;</u>		<u>Período: 1979/I-1993/IV</u>	
$(m-p)_t = - 9.09 + 1.67 y_t + 3.43 rp_t - 1.43 ra_t - 0.09 \Delta_4 p_t$			
$(32.38) \quad (55.55) \quad (7.75) \quad (6.66) \quad (0.81)$			
ADF = -0.26	PP = -1.10	DHS = 46.00	$h_k = 1.11^{***}$
ADF-LS = -1.89	($\hat{\tau}=91/III$)	PP-LS = -2.28	($\hat{\tau}=91/III$)
ADF-RS = -6.74*	($\hat{\tau}=89/III$)	PP-RS = -6.19	($\hat{\tau}=89/II$)
(0.10)		(0.23)	
ADF-RS ^{α_1} = -4.78	($\hat{\tau}=91/II$)	PP-RS ^{α_1} = -5.24	($\hat{\tau}=91/II$)
(0.58)		(0.34)	
ADF-RS ^{α_2, α_3} = -5.48	($\hat{\tau}=89/III$)	PP-RS ^{α_2, α_3} = -5.62	($\hat{\tau}=$

Notas: FME: fully modified estimation [Phillips y Hansen (1990)]. t-ratios entre paréntesis. ***, ** y * indican rechazos de la nula al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Debajo de algunos contrastes, se reportan, entre paréntesis, los niveles de significación.

Los tests ADF y PP que se reportan son, respectivamente, los contrastes de Dickey y Fuller aumentado y de Phillips y Perron. DHS, por su parte, es un contraste del tipo Durbin-Hausman, recientemente propuesto en Choi (1994). Estos tres tests contrastan la hipótesis nula de no-cointegración, es decir, la existencia de una raíz unitaria en los residuos de la regresión. Frente a ellos, el test h_k [Leybourne y MacCabe, 1993] contrasta directamente la nula de cointegración⁴. La razón de

⁴ Ninguno de estos tests posee una distribución estándar. Valores críticos para ADF y PP pueden encontrarse en MacKinnon (1991); los valores críticos asintóticos para DHS y h_k se encuentran tabulados en las referencias citadas.

incluir este último es cubrirse de algún modo frente a la crítica tradicional del escaso poder que para rechazar la hipótesis nula presentan, en muestras finitas, los contrastes de raíces unitarias. El argumento en este sentido es que, en una situación en la que la hipótesis económica de interés es la alternativa (cointegración), los tests estadísticos tenderán habitualmente a no rechazar la nula (no-cointegración), a menos que exista una sustancial evidencia en su contra. Así, el test h_k puede constituir una buena herramienta complementaria a los anteriores, de modo que, si ambas clases de contrastes proporcionan el mismo tipo de inferencia sobre la existencia o no de cointegración, podemos tener una relativa confianza en la solidez del resultado.

Cuando la ecuación se estima para todo el período, ninguno de los tres primeros contrastes -ADF, PP y DHS- permite rechazar a los niveles de significación habituales la hipótesis nula de no-cointegración. Igualmente, el test h_k rechaza la hipótesis de cointegración a niveles de confianza muy elevados. Este resultado difiere de los obtenidos en los trabajos antes mencionados y viene condicionado, como veremos más adelante, por la inclusión en el período muestral de los años más recientes.

El resto de contrastes que se incluyen en el cuadro 1 pertenece a la familia de los propuestos en Gregory y Hansen (1993). A partir de la noción de cambio estructural, estos autores extienden los tradicionales ADF y PP en el sentido de permitir que, bajo la hipótesis alternativa, la relación de cointegración cambie en un punto no conocido del período muestral, bien la constante de la regresión (LS), bien todo el vector de coeficientes (RS)⁵, incluida la constante. En este contexto de cambio estructural, en el que el poder de los contrastes tradicionales ADF o PP cae sustancialmente, estos tests pueden detectar cointegración, al tiempo que aportan una estimación de la fecha ($\hat{\tau}$) en la que se produce el posible cambio estructural. El siguiente esquema -en el que se ha denominado genéricamente DF a los tests tradicionales y DF^{*} a los propuestos por estos autores- puede ayudar a la interpretación conjunta

⁵ Los valores críticos asintóticos de ambos tests se encuentran tabulados en la referencia citada.

de ambos tipos de contrastes:

H_0 : no-cointegración	Interpretación	
	cointegración	cambio estructural
DF no rechaza DF* no rechaza	no-cointegración	-
DF no rechaza DF* rechaza	cointegración	cambio estructural puede ser importante
DF rechaza DF* rechaza	cointegración	ninguna evidencia sobre cambio estructural
DF rechaza DF* no rechaza	cointegración	ninguna evidencia sobre cambio estructural

A partir del esquema anterior, es fácil interpretar que los contrastes propuestos en Gregory y Hansen (1993) resultan útiles solo cuando los tests tradicionales no permiten rechazar la hipótesis nula de no-cointegración. En los otros casos, cuando DF rechaza, el rechazo de DF* no puede ser interpretado como evidencia en favor de cambio estructural, ya que la alternativa contiene como caso particular el modelo estándar de cointegración con parámetros constantes. Igualmente, cuando DF rechaza y DF* no, el resultado ha de ser interpretado a la luz del menor poder del segundo cuando, de hecho, no hay cambio estructural. En ambos casos, los tests sobre cambio estructural en regresiones con variables integradas de orden uno propuestos en Hansen (1992) o en Phillips y Quintos (1993) pueden permitir evaluar la estabilidad de la relación de cointegración.

Una dificultad de los contrastes de Gregory y Hansen radica en la existencia, en muestras finitas, de sesgos en contra de la hipótesis nula (no-cointegración), tal como muestran los resultados de los ejercicios de Monte Carlo realizados por estos autores. Para soslayar este problema,

CUADRO 2

<u>Método de estimación: FME ;</u>				<u>Período: 1979/I-1988/IV</u>			
$(m-p)_t = - 7.64 + 1.51 y_t + 3.01 rp_t - 1.10 ra_t - 0.41 \Delta_4 p_t$							
(12.61)		(23.03)		(9.89)		(7.81)	
						(2.87)	
ADF = -4.89**		PP = -5.20**		DHS = 1119.7***		h _k = 0.061	
F-mean = 5.89		Lc = 0.38		F-sup = 16.30 (τ* = 81/I)			

Notas : Ver notas al cuadro 1.

en este trabajo se han simulado⁶, cuando ha sido necesario, los valores críticos correctos para el tamaño muestral manejado. En el caso de de los tests RS, en el cuadro 1, estos son: -7.93 (1%), -7.14 (5%) y -6.70 (10%), muy superiores en valor absoluto a los valores críticos asintóticos tabulados en Gregory y Hansen (1993): -6.92, -6.41 y -6.17, respectivamente.

Solo con el test ADF-RS aparece cierta evidencia marginal a favor de la existencia de cointegración cuando se permite que todo el vector de parámetros cambie. Esta evidencia resulta más débil aún, si se observa que el punto de ruptura ($\hat{\tau}$) se sitúa muy al final de la muestra -en torno al segundo o tercer trimestre de 1989-, implicando que los cambios en los parámetros de largo plazo se estiman con pocos grados de libertad. En todo caso, los resultados sí parecen sugerir que existe una relación de cointegración para la primera parte de la muestra.

Esta última apreciación se ve corroborada por la evidencia presentada en el cuadro 2. En este, se estima la misma ecuación de demanda de ALP2 para el período comprendido entre el primer trimestre

⁶ Las simulaciones se han realizado con n=5000 repeticiones para T=60 observaciones. Aunque n es relativamente pequeño para este tipo de ejercicios, empíricamente se comprueba que los valores críticos calculados son suficientemente robustos para los objetivos de este trabajo.

de 1979 y el último de 1988. Los contrastes de Dickey y Fuller aumentado (ADF), Phillips y Perron (PP) y el de Choi (DHS) rechazan fuertemente la hipótesis de no-cointegración en el período analizado. Igualmente, el test de Leybourne y MacCabe (h_x) proporciona el mismo tipo de inferencia, no rechazando, a niveles de confianza habituales, la nula de cointegración. El resto de los contrastes en el cuadro 2 (F-mean, Lc y F-sup) son los propuestos en Hansen (1992), y tratan de evaluar explícitamente la constancia de la relación de largo plazo. Ninguno de ellos permite rechazar la hipótesis de la existencia de una demanda de dinero a largo plazo que es estable en el periodo 1979/I-1988/IV.

Así, pues, los resultados obtenidos hasta el momento apuntan a la existencia de una función de demanda a largo plazo de ALP2, que es estable hasta 1988. Sin embargo, la evidencia a favor de la hipótesis de cointegración cuando el periodo muestral se extiende hasta finales de 1993 es escasa, sugiriendo un cambio estructural en la función de demanda a largo plazo de ALP2. Se estima que este cambio estructural pudo producirse en torno a 1989. Por otro lado, también hemos visto cómo la solución de permitir que todos los parámetros cambien se revela insatisfactoria, en el sentido de que la evidencia que los tests RS aportan a favor de la hipótesis de dos regímenes de cointegración es débil.

Una posibilidad adicional consiste en restringir el tipo de cambio estructural al que, bajo la hipótesis alternativa en los tests RS de Gregory y Hansen, se habría visto sometida la demanda de ALP2. Ello permitiría, por un lado, ganar potencia en los tests, y, por otro, analizar hipótesis más precisas sobre la naturaleza del posible cambio estructural. En lo que sigue, se analizan varias líneas argumentales que se han utilizado en los últimos años para significar perturbaciones que afectaban a la demanda de ALP⁷.

En primer lugar, en ocasiones se ha señalado que el incremento reciente de la tasa de ahorro y de la riqueza del sector privado

⁷ Se pueden ver al respecto, por ejemplo, el citado Informe Anual de 1993 del Banco de España o el artículo La Política Monetaria en 1994 en el Boletín Económico del Banco de España de diciembre de 1993.

residente puede ser uno de los factores subyacentes tras las inestabilidades detectadas en la demanda de ALP. Desde esta óptica, la elevada elasticidad-renta a largo plazo estimada para este agregado (1.51 en la ecuación del cuadro 2) captaría efectos riqueza no incluidos explícitamente en la ecuación (2), de modo que alteraciones de la ratio renta-riqueza inducirían inestabilidad en la ecuación estimada y, más específicamente, en el parámetro que mide la elasticidad-renta a largo plazo (α_1).

Para contrastar el papel que desempeñan factores de esta índole, los tests ADF-RS ^{α_1} y PP-RS ^{α_1} en el cuadro 1 restringen las posibilidades de cambio estructural bajo la hipótesis alternativa a la constante y al parámetro que afecta a la renta en la ecuación (2)⁸. Al igual que en el caso de los tests RS, se simularon los valores críticos correctos para el tamaño muestral manejado, dando como resultado: -7.06 (1%), -6.32 (5%) y -6.01 (10%). Los resultados de los tests recogidos en el cuadro continúan sin permitir rechazar la hipótesis nula de no-cointegración.

En segundo lugar, se ha argumentado frecuentemente que uno de los posibles factores tras la aparente inestabilidad de la demanda de ALP ha sido el incremento -respecto a estándares históricos- de la sensibilidad del agregado ante variaciones en los tipos de interés. Esta idea no es, en principio, contradictoria con la evidencia presentada del año 1989 como fecha en torno a la cual se produce un cambio estructural que afectó a la demanda de ALP2. En efecto: a finales de dicho año, anticipando la profunda reforma del coeficiente de caja que el Banco de España llevó a cabo en los primeros meses de 1990, se producen los primeros episodios de lo que se denominó guerra de las supercuentas, y que, a la postre, se enmarcó en un proceso más amplio de creciente competencia entre las entidades financieras por la captación del pasivo.

Así, los contrastes ADF-RS ^{α_2, α_3} y PP-RS ^{α_2, α_3} que se reportan

⁸ Resulta obvio que este es un contraste indirecto, que viene condicionado por la carencia para la economía española de una serie histórica trimestral de riqueza del sector privado.

en el cuadro 1 restringen el cambio de régimen a la constante y a los parámetros que afectan a los tipos de interés propio y alternativo en la ecuación (2)⁹. La evidencia a partir de estos tests tampoco permite rechazar la hipótesis nula de no-cointegración cuando la alternativa permite el cambio descrito en los parámetros que afectan a ambos tipos de interés en la ecuación de demanda a largo plazo de ALP2.

Finalmente, también se ha argumentado que la desaparición progresiva de los obstáculos administrativos a la libre circulación de capitales y la consiguiente apertura del sistema financiero español a los mercados internacionales han ampliado notablemente las oportunidades de inversión/financiación del sector privado residente, incrementando la gama de activos sustitutos de los incluidos en ALP. Desde este punto de vista, aunque el gran impulso liberalizador corresponde a 1987¹⁰, 1989 vuelve a ser un año importante en el que se produce la eliminación de límites cuantitativos a las inversiones en títulos emitidos en mercados exteriores¹¹. En fechas posteriores, este proceso se fue consolidando a través de sucesivas liberalizaciones: de los depósitos en ecus, en septiembre de 1989; de la compra de títulos de mercados monetarios extranjeros, en abril de 1990; o de la apertura por residentes de cuentas bancarias en pesetas y en divisas en bancos no residentes, en febrero de 1992. Igualmente, la reducción del riesgo cambiario que supuso la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del Sistema Monetario Europeo el 19 de junio de 1989 pudo desempeñar un papel destacado en este proceso de apertura exterior del sistema financiero español.

De acuerdo con lo anterior, el conjunto de variables que entran en la ecuación (2) se ha ampliado para añadir algún tipo de interés de los activos exteriores (rx_t). Más concretamente, en las estimaciones subsiguientes se ha incluido la media simple de los tipos de interés a tres

⁹ Para este caso, no se han simulado valores críticos. No obstante, estos han de ser mayores en valor absoluto que los correspondientes a los tests $RS^{\alpha 1}$.

¹⁰ OM del 25-5-87, que desarrollaba el RD 2374/1986.

¹¹ OM de 19-12-88.

meses del marco y del dólar en el euromercado¹².

Como se observa en el cuadro 3, la influencia de esta variable es nula cuando la ecuación se estima para la totalidad del período 1979/I-1993/IV, y, además, los contrastes ADF, PP, DHS y h_k siguen sin permitir modificar las conclusiones anteriores sobre la ausencia de cointegración. Por el contrario, los resultados de los tests ADF-RS^{as} y PP-RS^{as} si arrojan cierta evidencia a favor de la existencia de cointegración, cuando se contempla la posibilidad de un cambio de la sensibilidad de ALP2 ante variaciones en este tipo exterior, rechazando¹³ a niveles de confianza del 93%, el primero, y del 85%, el segundo, la hipótesis de la existencia de una raíz unitaria en los residuos de la ecuación estimada (no-cointegración). La fecha de cambio de régimen ($\hat{\tau}$) se continúa estimando en torno al año 1989, y, además, el tipo de interés exterior no resultó significativo en el período previo.

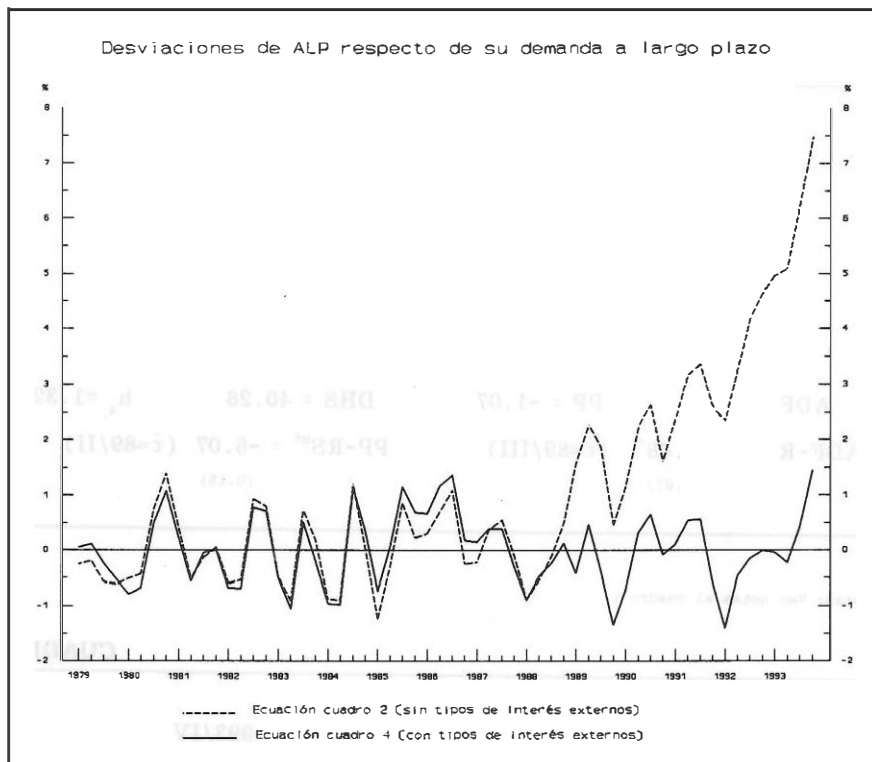
De acuerdo con esta última apreciación, en el cuadro 4, se reestima la ecuación de demanda a largo plazo de ALP2, incluyendo solo valores de rx_k a partir del primer trimestre de 1989 (rx_k^*). Los resultados al respecto pueden calificarse de satisfactorios, apareciendo como muy significativo el tipo de interés exterior y sin que se produzcan modificaciones sustanciales en el resto de coeficientes respecto de la estimación hasta 1998/IV recogida en el cuadro 2¹⁴. La semielasticidad a largo plazo de ALP2 respecto a variaciones en este tipo exterior se estima en -1.39, que implicaría una semielasticidad en torno a -0.7 respecto a variaciones individuales de los tipos de interés alemanes y americanos.

¹² Estrictamente, estos tipos de interés deberían corregirse por las expectativas de depreciación del tipo de cambio. Aquí se ha obviado este problema con el argumento de que este componente sería I(0), no afectando (asintóticamente) a la estimación de los parámetros de largo plazo.

¹³ Los valores críticos simulados para estos tests son: -7.30 (1%), -6.65 (5%) y -6.29 (10%).

¹⁴ Los valores ADF, PP, DHS y h_k que se reportan en este cuadro tienen un fin meramente ilustrativo de comparación con los obtenidos en el resto de cuadros, ya que los tests relevantes son los ADF-RS^{as} y PP-RS^{as} del cuadro 3.

Gráfico 1



El gráfico 1 arroja cierta luz sobre el papel desempeñado por los tipos de interés exteriores, recogiendo las desviaciones de ALP2 respecto de las sendas a largo plazo calculadas con las ecuaciones estimadas en los cuadros 2 (línea discontinua) y 4 (línea continua). En el período anterior a 1989, ambas líneas muestran perfiles muy similares. A partir de dicho año, sin embargo, se observa una tendencia clara del agregado monetario a experimentar crecimientos por encima de los compatibles con la ecuación de demanda estimada en el cuadro 2, de forma que las desviaciones respecto de la senda de largo plazo resultan cada vez mayores y persistentes. Por el contrario, la inclusión del tipo de interés exterior entre los determinantes de la demanda de ALP2 -esto es, el considerar que los activos exteriores denominados en divisas son

sustitutos de los incluidos en ALP- permite obtener desviaciones más estacionarias. Desde este punto de vista, los altos diferenciales de tipos de interés mantenidos en estos años estarían en la base de los elevados crecimientos que experimentó ALP2 en el periodo. Ello, por su parte, sería consistente con la reducida dimensión de las inversiones exteriores en cartera realizadas por residentes y con el creciente peso del sector exterior en la financiación de las familias y las empresas no financieras.

Un último aspecto que merece comentario es la estimación del parámetro que afecta a los tipos de interés exteriores en la ecuación del cuadro 4. Existen dos problemas asociados a esta estimación. El primero es que este parámetro se estima con pocos grados de libertad (cinco años de observaciones) y, por tanto, con poca precisión, de modo que los resultados presentados han de ser observados con cierta cautela. El segundo es un problema técnico y radica en que no es trivial extender el procedimiento de estimación propuesto por Phillips y Hansen a casos como el de la ecuación del cuadro 4, en los que una variable toma valores iguales a cero en un subconjunto del período muestral. La solución adoptada aquí ha consistido en suponer que el tipo de interés exterior en la ecuación del cuadro 4 es fuertemente exógeno.

En el cuadro 5, se presenta, junto a la estimación FME, el resultado de la aplicación a la ecuación del cuadro 4 de diversos procedimientos propuestos en la literatura para la estimación de vectores cointegrantes: SOLS (static ordinary least squares: Engle y Granger, 1987), ECM (Hendry y Ericsson, 1991), DOLS (dynamic OLS: Saikkonen, 1991), DGLS (dynamic generalized least squares: Stock y Watson, 1993) y JOH (Johansen, 1988). De estos, los tres últimos, junto a FME, son asintóticamente eficientes en el sentido de Saikkonen (1991), esto es, su distribución asintótica es estrictamente más concentrada en torno al verdadero valor del parámetro. Los detalles de la estimación se dan en las notas al cuadro.

Las estimaciones de los parámetros que afectan a la renta, tipos de interés propio y alternativo e inflación resultan bastante estables, con independencia del método de estimación utilizado. Por el contrario, el parámetro que mide la semielasticidad de ALP2 ante

variaciones de los tipos de interés exteriores, aunque significativo en la mayoría de los casos, es el que presenta una mayor variabilidad entre estimaciones, con valores que oscilan entre -1.387 con FME y -0.537 con DGLS. Ello refleja, quizás, las pocas observaciones disponibles para su estimación.

Por el contrario, la estimación de este parámetro sí resulta sólida frente a algunos cambios en la definición del tipo de interés exterior relevante. Así, por ejemplo, si la ecuación del cuadro 4 se reestima mediante FME utilizando un tipo exterior medio ponderado¹⁵ en lugar de la media simple de los tipos del marco y del dólar, la semielasticidad a largo plazo estimada (-1.279) resulta muy similar al caso anterior. Igualmente, cuando los tipos alemanes y americanos se incluyen por separado en la ecuación, se obtiene una semielasticidad algo superior al primero (-1.0 frente a -0.7), si bien se pierde precisión en la estimación.

¹⁵ En concreto, el tipo medio ponderado utilizado es el que aparece en la primera columna del cuadro 19.24 del Boletín Estadístico del Banco de España.

CUADRO 5

Método de Estimación	y_t	rp_t	ra_t	Δp_t	rx^*_t
SOLS	1.497	2.968	-1.052	-0.456	-1.382
FME	1.572 (0.053)	2.740 (0.280)	-0.851 (0.143)	-0.341 (0.114)	-1.387 (0.174)
ECM (k=2)	1.480	3.115	-1.333	-0.477	-1.111
DOLS (k=1)	1.579 (0.079)	2.913 (0.384)	-0.890 (0.228)	-0.400 (0.193)	-0.827 (0.314)
DGLS (k=1)	1.553 (0.083)	3.058 (0.398)	-1.111 (0.238)	-0.425 (0.185)	-0.537 (0.324)
JOH (k=2)	1.559 (0.381)	3.227 (0.696)	-1.149 (0.241)	-0.257 (0.178)	-1.561 (0.325)

Nota:

Entre paréntesis, errores estándar (consistentes a autocorrelación y heterocedasticidad para DOLS). Si denotamos: $x=(y, rp, ra, \pi, rx)$ y $z=p-p$, los estimadores de los coeficientes de largo plazo (8) son:

1.OLS: mínimos cuadrados ordinarios en la regresión estática: $Z_t = \beta X_t + u_{1t}$

2.ECM: OLS en la regresión: $\Delta z_t = \sum_{j=1}^k \Delta z_{t-j} \gamma_j + \sum_{j=0}^k \Delta x_{t-j} \delta_j - \alpha z_{t-1} + \alpha \beta x_{t-1} + u_{2t}$

3.DOLS: OLS en: $y_t = \beta x_t + \sum_{j=-k}^k \Delta x_{t-j} \gamma_j + u_{3t}$

4.DGLS: mínimos cuadrados generalizados en la regresión (3), donde se supone que u_{3t} sigue un proceso AR(1)

5.JOH: aplicación del procedimiento de Johansen (1988) al vector $x=(y, rp, ra, \pi, rx^*)$, en el que la variable rx se supone débilmente exógena.

3. CONCLUSIONES

Comenzaba este trabajo preguntándose si era necesario, y en qué sentido, modificar las conclusiones que otros autores habían formulado sobre la ecuación de demanda de ALP, principalmente las relativas a la existencia de cointegración y a la estabilidad de los coeficientes que definían la relación de largo plazo. La evidencia empírica que a este respecto ha sido analizada en el trabajo apunta a que los desplazamientos a los que se ha visto sometida durante los últimos años la demanda de este agregado, lejos de representar episodios transitorios, limitados al corto plazo, han modificado de forma sustancial sus propiedades de largo plazo. Así, no es posible aceptar, a niveles de confianza razonables, la existencia de una relación de demanda de ALP como la estimada en Cabrero et al. (1992), que sea estable en el período 1979:I-1993:IV. Ello contrasta con los resultados obtenidos para el período inmediatamente anterior a 1989, y, junto a los tests más específicos que se reportan, sugiere la existencia de un cambio estructural en torno a dicho año.

En cuanto al sentido de este cambio estructural, se ha analizado la relevancia empírica de algunas de las explicaciones que, en diversos informes de coyuntura, se han venido utilizando para señalar perturbaciones que afectaban a la evolución del agregado monetario: el aumento de la tasa de ahorro del sector privado, el incremento de la sensibilidad de ALP ante variaciones en los tipos de interés propio y alternativo, y la creciente apertura, a medida que desaparecían las trabas a la libre circulación de capitales, del sistema financiero español a los mercados internacionales. De estas tres hipótesis, es la tercera la que parece desempeñar un papel más destacado a la hora de explicar la aparente inestabilidad de las ecuaciones tradicionales de demanda de ALP. De este modo, solo cuando los rendimientos alternativos a los incluidos en ALP se amplían para incorporar, a partir de 1989, tipos de interés exteriores, es posible recuperar una ecuación de demanda a largo plazo de ALP con visos de estabilidad en los últimos años. Sin embargo, es necesario introducir una nota de cautela: el valor estimado del parámetro que mide la semielasticidad de la demanda de ALP respecto de los tipos de interés exteriores presenta, debido a un problema de grados de libertad,

una gran variabilidad entre distintas estimaciones. No obstante, independientemente del procedimiento de estimación utilizado, sí resulta posible rechazar a niveles de confianza elevados que este parámetro no sea significativo.

Este trabajo se ha centrado en los parámetros que definen la ecuación de demanda a largo plazo de ALP. No obstante, ello no debe ocultar que la descripción del proceso de ajuste dinámico a la senda de largo plazo puede ser de interés primordial en muchas ocasiones: por ejemplo, cuando se precisa de una ecuación de predicción. En un contexto diferente, factores aquí no considerados, especialmente las expectativas de depreciación del tipo de cambio, pueden desempeñar un papel destacado a la hora de interpretar la evolución a corto plazo de ALP. Este último fue el caso, por ejemplo, cuando en los trimestres de 1992 que precedieron a las sucesivas devaluaciones de la peseta se produjo un importante, aunque transitorio, proceso de deslocalización de depósitos.

En general, la amplitud de este agregado monetario, que incorpora activos financieros muy heterogéneos desde el punto de vista de los servicios de liquidez que prestan, hace que la interpretación de su evolución sea enormemente compleja, al combinar su demanda motivos estrictamente de transacciones con motivos de inversión financiera.

BIBLIOGRAFÍA

- Andrews, D.W.K. (1991):** "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation". Econometrica, 59. págs. 817-858.
- Andrews, D.W.K. y Monahan, J.C. (1992):**"An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator". Econometrica, 60. págs. 953-966.
- Cabrero, A., Escrivá, J.L. y Sastre, T. (1992):** Ecuaciones de Demanda para los Nuevos Agregados Monetarios. Estudios Económicos, 52. Banco de España.
- Choi, I. (1994):** "Durbin-Hausman Tests for Cointegration". Journal of Economic Dynamics and Control, 18. págs. 467-480.
- Dolado, J.J. (1988):** "Innovación Financiera, Inflación y Estabilidad de la Demanda de ALP". Boletín Económico, Banco de España, abril.
- Dolado, J.J. y Escrivá, J.L. (1991):** "La Demanda de Dinero en España: Definiciones Amplias de Liquidez". Documento de Trabajo 9107, Banco de España.
- Engle, R.F. y Granger C.W.J. (1987):** Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica, 55. págs. 251-276.
- Escrivá, J.L. y Malo de Molina, J.L. (1991):** "La Instrumentación de la Política Monetaria en el Marco de La Integración Europea". Documento de Trabajo 9104, Banco de España.

- Gregory, A.W. y Nason, J.M. (1992):** "Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships". De próxima publicación en Journal of Econometrics.
- Gregory, A.W. y Hansen, B.E. (1993):** "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts". De próxima publicación en Journal of Econometrics.
- Hansen, B.E. (1992):** "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes". Journal of Business & Economics Statistics, 10. págs. 321-335.
- Hendry, D.F. y Ericsson, N.R. (1991):** Modelling the Demand for Narrow Money in the UK and US. European Economic Review, 35. págs. 833-881.
- Johansen, S. (1988):** "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". Journal of Economics Dynamics and Control, 12. págs. 231-254.
- Leybourne, S.J. y McCabe, B.P.M. (1993):** "A Simple Test for Cointegration". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 55. págs. 97-103.
- MacKinnon, J.G. (1991):** "Critical Values for Cointegration Tests", en R.F Engle y C.W.J Granger (eds.). Long Run Economic Relationships, Oxford University Press. págs. 267-276.
- Phillips, P.C.B. y Hansen, B.E. (1990):** "Statistical Inference in Instrumental Variable Regression With I(1) Processes". Review of Economic Studies, 57. págs. 99-125.
- Phillips, P.C.B. y Quintos, C.E. (1993):** "Parameter Constancy in Cointegrating Regressions". Empirical Economics, 18. págs. 675-706.
- Saikkonen, P.:** Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions. Econometric Theory, 7. págs. 1-21.

Stock, J.H. y Watson, M.W. (1993): A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. Econometrica, 61. págs 783-820.

Stock, J.H. (1987): "Asymptotic Properties of Least-Squares Estimators of Co-integrating Vectors". Econometrica, 55. págs 1035-1056.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9311 **Fernando Restoy and G. Michael Rockinger:** On stock market returns and returns on investment.
- 9312 **Jesús Saurina Salas:** Indicadores de solvencia bancaria y contabilidad a valor de mercado.
- 9313 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo, María Jesús Martín y José María Roldán:** Productividad e infraestructuras en la economía española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9314 **Fernando Ballabriga, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Interdependence of EC economies: A VAR approach.
- 9315 **Isabel Argimón y M^a Jesús Martín:** Series de «stock» de infraestructuras del Estado y de las Administraciones Públicas en España.
- 9316 **Pedro Martínez Méndez:** Fiscalidad, tipos de interés y tipo de cambio.
- 9317 **Pedro Martínez Méndez:** Efectos sobre la política económica española de una fiscalidad distorsionada por la inflación.
- 9318 **Pablo Antolín and Olympia Bover:** Regional Migration in Spain: The effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-Sections.
- 9319 **Samuel Bentolila y Juan J. Dolado:** La contratación temporal y sus efectos sobre la competitividad.
- 9320 **Luis Julián Álvarez, Javier Jareño y Miguel Sebastián:** Salarios públicos, salarios privados e inflación dual.
- 9321 **Ana Revenga:** Credibilidad y persistencia de la inflación en el Sistema Monetario Europeo. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9322 **María Pérez Jurado y Juan Luis Vega:** Paridad del poder de compra: un análisis empírico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9323 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad sectorial: comportamiento cíclico en la economía española.
- 9324 **Juan J. Dolado, Miguel Sebastián and Javier Vallés:** Cyclical patterns of the Spanish economy.
- 9325 **Juan Ayuso y José Luis Escrivá:** La evolución del control monetario en España.
- 9326 **Alberto Cabrero Bravo e Isabel Sánchez García:** Métodos de predicción de los agregados monetarios.
- 9327 **Cristina Mazón:** Is profitability related to market share? An intra-industry study in Spanish manufacturing.
- 9328 **Esther Gordo y Pilar L'Hotellerie:** La competitividad de la industria española en una perspectiva macroeconómica.
- 9329 **Ana Buisán y Esther Gordo:** El saldo comercial no energético español: determinantes y análisis de simulación (1964-1992).
- 9330 **Miguel Pellicer:** Functions of the Banco de España: An historical perspective.
- 9401 **Carlos Ocaña, Vicente Salas y Javier Vallés:** Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989.
- 9402 **P. G. Fisher and J. L. Vega:** An empirical analysis of M4 in the United Kingdom.
- 9403 **J. Ayuso, A. G. Haldane and F. Restoy:** Volatility transmission along the money market yield curve.
- 9404 **Gabriel Quirós:** El mercado británico de deuda pública.
- 9405 **Luis J. Álvarez and Fernando C. Ballabriga:** BVAR models in the context of cointegration: A Monte Carlo experiment.
- 9406 **Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y José M^a Roldán:** Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989).
- 9407 **Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** La inversión en España: un análisis desde el lado de la oferta.

- 9408 **Ángel Estrada García, M^a Teresa Sastre de Miguel y Juan Luis Vega Croissier:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español.
- 9409 **Pilar García Perea y Ramón Gómez:** Elaboración de series históricas de empleo a partir de la Encuesta de Población Activa (1964-1992).
- 9410 **F. J. Sáez Pérez de la Torre, J. M^a Sánchez Sáez y M^a T. Sastre de Miguel:** Los mercados de operaciones bancarias en España: especialización productiva y competencia.
- 9411 **Olympia Bover and Ángel Estrada:** Durable consumption and house purchases: Evidence from Spanish panel data.
- 9412 **José Viñals:** La construcción de la Unión Monetaria Europea: ¿resulta beneficiosa, en dónde estamos y hacia dónde vamos? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9413 **Carlos Chuliá:** Los sistemas financieros nacionales y el espacio financiero europeo.
- 9414 **José Luis Escrivá y Andrew G. Haldane:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés en España: estimación basada en desagregaciones sectoriales. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9415 **M^a de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: Trimestralización del deflactor del consumo privado nacional.
- 9416 **José Antonio Cuenca:** Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios y crediticios, y tipos de interés sintéticos.
- 9417 **Ángel Estrada y David López-Salido:** La relación entre el consumo y la renta en España: un modelo empírico con datos agregados.
- 9418 **José M. González Mínguez:** Una aplicación de los indicadores de discrecionalidad de la política fiscal a los países de la UE.
- 9419 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado and Fernando Restoy:** ¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en el SME tras la ampliación de bandas? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9420 **Simon Milner and David Metcalf:** Spanish pay setting institutions and performance outcomes.
- 9421 **Javier Santillán:** El SME, los mercados de divisas y la transición hacia la Unión Monetaria.
- 9422 **Juan Luis Vega:** ¿Es estable la función de demanda a largo plazo de ALP?

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

<p>Información: Banco de España Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión Teléfono: 338 51 80 Alcalá, 50. 28014 Madrid</p>
