

EL PROBLEMA DE LA ESTERILIZACION:
INTERACCIONES ENTRE POLITICA MONETARIA
E INTERVENCION EN LOS MERCADOS DE DIVISAS

Juan Pérez-Campanero

FEDEA

Documento 90-12

1.- Introducción *

En muchas ocasiones, las medidas de política monetaria destinadas a la consecución de un objetivo interno (por ejemplo, la reducción de la tasa de inflación) dificultan la consecución de un objetivo externo (por ejemplo, un nivel del déficit exterior). Enfrentados al problema de la obtención del equilibrio interno y externo, los bancos centrales intentan frecuentemente alcanzar en el corto plazo objetivos independientes de tipo de cambio y de agregados monetarios mediante una política de intervención esterilizada en los mercados de divisas. Aunque es generalmente aceptado que la intervención esterilizada no tiene efectos a largo plazo, no existe una base de acuerdo general sobre la efectividad a corto plazo de la intervención esterilizada para contrarrestar transitoriamente las perturbaciones. La discusión sobre el grado de efectividad de la política de esterilización se ha centrado generalmente en el grado de sustituibilidad de activos denominados en distintas monedas, en el marco de análisis de los modelos de equilibrio de cartera. La evidencia empírica no es concluyente, pero en general los resultados indican que no se dan las condiciones para que la intervención esterilizada sea un instrumento independiente.

En este trabajo se realiza un análisis del uso por parte del Banco de España de la política de esterilización. Se intenta responder en primer lugar a la pregunta de si el Banco de España siguió una política de esterilización, a través de la estimación de una función de reacción de la política monetaria para el periodo 1975-1989. Los resultados obtenidos son evidencia de que la política de esterilización ha jugado un papel preeminente. Se intenta evaluar también si esta política de esterilización ha sido efectiva, mediante la estimación de la formas reducidas de modelos de equilibrio de mercados monetarios y de capital. La evidencia obtenida no es completamente concluyente, pero parece

* Estoy agradecido a Alfonso Novales, Manuel Santos y José Yñals por sus comentarios a una versión anterior de este artículo.

indicar que la política de esterilización ha podido jugar un papel eficaz a corto plazo. Este margen de actuación para la intervención esterilizada parece deberse a la permanencia de controles de capital.

Finalmente, el análisis de los coeficientes de esterilización es clave en el estudio de la cuestión de la posible asimetría o no del Sistema Monetario Europeo (esto es, su carácter de una mera zona marco alemán), como ponen de manifiesto Giavazzi y Giovannini (1989), cap. 4. Este es un tema de gran interés, cuyo tratamiento dejaremos abierto a posibles extensiones de este trabajo.

2.- La política de esterilización

La intervención oficial se produce cuando el banco central se involucra en la compra y venta de divisas con el propósito de afectar al tipo de cambio exterior de la moneda nacional. Se habla de intervenciones "esterilizadas" o "no esterilizadas", según que el efecto de estas operaciones en los mercados de divisas sobre la liquidez sea contrarrestado o no por una operación compensadora sobre activos denominados en la moneda nacional¹.

Los dos tipos de intervención tienen el mismo efecto directo a muy corto plazo sobre los tipos de cambio, pero distintos efectos sobre las variables monetarias. Este efecto directo a muy corto plazo sobre los tipos de cambio de la intervención en mercados de cambios opera principalmente a través de dos canales: alterando la oferta y demanda flujo de divisas, y (posiblemente) afectando a las expectativas de los agentes privados sobre la evolución futura inmediata de los tipos de cambio.

En cuanto a los efectos monetarios, en las intervenciones "no esterilizadas", la variación de las reservas exteriores del banco central producida como consecuencia de las operaciones de compra-venta de divisas realizadas se refleja en una variación de la misma cuantía de la base monetaria, y, por este camino, afectará a la oferta monetaria, y, por lo tanto, a las variables fundamentales que entran en la determinación de los tipos de cambio a largo plazo².

En la intervención "esterilizada" o "pura", por el contrario, se aísla a la base monetaria de los cambios en la cartera de activos exteriores del banco central mediante una compra o venta de activos denominados en moneda nacional, y por tanto las repercusiones sobre la oferta monetaria son nulas. A largo plazo,

¹Véase Mussa (1981) y Henderson (1984) para una discusión general de las características de la intervención oficial en mercados de divisas.

²Mussa (1985) analiza los efectos dinámicos de la intervención no esterilizada.

el tipo de cambio refleja sobre todo las condiciones económicas fundamentales subyacentes y las expectativas del mercado respecto a la evolución futura de estas variables. Puesto que la intervención esterilizada no afecta a las condiciones monetarias, ni a los determinantes reales (productividad, estructura de mercados, etc.) del comportamiento a largo plazo de los precios relativos en diferentes países, no cabe esperar que la intervención esterilizada tenga efectos a largo plazo sobre el tipo de cambio.

Sin embargo, aunque no modifica la base monetaria, la intervención esterilizada altera la composición por monedas de las carteras de activos de los agentes privados. Como ponen de manifiesto los modelos de equilibrio de cartera³, la cuestión clave para determinar si la intervención esterilizada tiene efectividad transitoria en el intento de conseguir simultáneamente objetivos de equilibrio externo y externo, es el grado de sustituibilidad en las carteras privadas de los activos denominados en diferentes monedas.

Si la sustituibilidad es perfecta y no hay retrasos significativos en el ajuste de cartera, entonces la compensación de los movimientos en el componente doméstico de la base monetaria es inmediata y completa, sin efectos sobre el tipo de cambio y sin efecto alguno sobre el tipo de interés, los precios o el nivel de output, en línea con los resultados habituales del modelo Mundell-Fleming⁴. Pero cuando la sustituibilidad no es perfecta, la intervención esterilizada se convierte en un instrumento adicional de política para el logro simultáneo de los objetivos de equilibrio interno y externo a corto plazo, pues los cambios en las ofertas relativas de activos denominados en diferentes monedas puede alterar los tipos de cambio y los tipos de interés.

³Véase, por ejemplo, Gorton y Henderson (1977) o Kenen (1982) para una discusión más detallada de estos puntos; y Branson y Henderson (1985) para una visión panorámica de los modelos de equilibrio de cartera. Backus y Kehoe (1989) ofrecen una crítica del enfoque de equilibrio de cartera desde una perspectiva neoclásica.

⁴ Frenkel y Mussa (1985) contiene una excelente presentación del modelo.

Quedan pues abiertas dos cuestiones para la investigación empírica. En primer lugar, la de si el Banco de España ha seguido una política de esterilización de las intervenciones en mercados de divisas. A esta pregunta se intenta responder en la sección 3 con la estimación de la función de reacción del Banco de España.

En segundo lugar, la pregunta de si, en caso de que la respuesta a la primera pregunta sea afirmativa, la política de esterilización ha sido efectiva. En principio, la existencia de controles de cambios que limitan la movilidad de capitales induce a pensar, como señala Fernández (1987), en "la posibilidad de un amplio margen para la esterilización". Los modelos de las secciones 4 y 5 intentan evaluar el grado de amplitud de este margen, y comprobar si se confirman los resultados previos de Dolado y Durán (1983) y Fernández (1988) en este sentido.

3.-Estimación de una función de reacción del Banco de España

Parece evidente que, en el sistema de Bretton-Woods, el Banco de España debía intervenir rutinariamente en los mercados de divisas para mantener la paridad oficial. Si bien puede quizás no parecer tan obvio para algunos que el Banco de España interviene de forma habitual en los mercados de divisas después de pasar al sistema de tipos de cambio flexibles, no cabe duda de que así ha sido. Una simple ilustración de esta observación puede encontrarse en el gráfico 1, que recoge la evolución, para todo el periodo de flotación, de las variaciones del componente de divisas de las reservas exteriores centrales del Banco de España. Dado que ha existido intervención, interesa averiguar si ha sido sistemáticamente esterilizada o no.

El gráfico 1 aproximadamente aquí

La estimación de una función de reacción suministra evidencia de hasta qué punto se practicó una política de intervención esterilizada. Siguiendo a Herring y Marston (1977a, 1977b), Obstfeld (1983) y Mastropasqua, Micossi y Rinaldi (1988), la función de reacción del Banco de España postulada relaciona la creación de base monetaria a través de su componente interno con los movimientos en el componente exterior de la base monetaria, y con variables representativas de los objetivos de la política monetaria de estabilización: la inflación y el nivel de actividad. Es decir, manejaremos una función de reacción del tipo:

$$\Delta DC = \phi (\Delta NFA, Z, N) \quad (1)$$

donde: DC = componente interno de la base monetaria
 NFA = reservas exteriores del Banco de España
 Z = objetivos internos de la política monetaria
 N = perturbaciones externas
 Δ es el operador de retardos, (1-L)

Entre los objetivos de política monetaria Z (que podemos considerar incluidos como argumentos en una función de bienestar implícita del Banco de España) estarán variables representativas del nivel de actividad y empleo, y de la tasa de inflación, y entre las perturbaciones externas podemos incluir, por ejemplo, los períodos de fuerte especulación sobre la divisa (como el producido en torno a la devaluación de 1977), shocks del petróleo, etc.. La elección de las variables monetarias requiere una discusión un poco más detenida.

La existencia de diferencias de valoración y la necesidad de tomar en cuenta las variaciones de los activos nacionales netos en el balance del Banco de España debido a modificaciones en la regulación de las reservas obligatorias, impone la necesidad de realizar diversos ajustes. Se ha optado por lo que se considera un compromiso aceptable entre la prolijidad y la operatividad, dictado en buena medida por la disponibilidad de información estadística al respecto.

Así, del total de activos exteriores netos en el balance del Banco de España, se han descontado las provisiones dotadas periódicamente por diferencias de valoración en activos exteriores, que recogen la contrapartida de la actualización del precio del oro (cuyo valor se modifica en balance en diciembre de 1981 y se revisa periódicamente desde entonces) y otras operaciones exteriores; y en las reservas cedidas al FECOM. Estos cambios no se reflejan en cambios en la base monetaria, y por tanto deben ser excluidos. La variable resultante recibe el nombre NFA, y su evolución (junto con la de la base monetaria y los activos de caja) se recoge en el gráfico 2. La descripción detallada de ésta y las demás variables utilizadas aparece en el Apéndice 1.

El gráfico 2 aproximadamente aquí

La variable dependiente, el componente de crédito interno en las variaciones en la base monetaria, no debe limitarse a registrar los cambios en los activos nacionales netos del Banco de España. Además, debe tomar en cuenta –como señalan Herring y Marston (1977a, 1977b) y Obstfeld (1983)– la acumulación de reservas debida a cambios en los coeficientes de caja. Denominando RR_t a las reservas requeridas, Q_t al coeficiente de caja y DEP_t a los depósitos, el cambio en el stock de reservas bancarias obligatorias será igual a:

$$\Delta RR_t = \Delta Q_t * DEP_{t-1} + Q_{t-1} * \Delta DEP_t + \Delta Q_t * \Delta DEP_t$$

El primer término refleja un cambio de política monetaria, el segundo un cambio en las tenencias de depósitos bancarios. Ignorando el término de segundo orden ($\Delta Q_t * \Delta DEP_t$), conviene recoger la parte de ΔRR_t correspondiente a un cambio de política monetaria en nuestra definición de variable dependiente.

Los depósitos del sistema bancario utilizados en la evaluación de este efecto se han construido excluyendo del agregado monetario más amplio (ALPs) el efectivo en manos del público, y tanto las cesiones temporales a cargo del sistema crediticio como las tenencias en manos del público de pagarés y letras del Tesoro y deuda del Estado (que no son pasivos computables a efectos del coeficiente). La serie de coeficiente de caja (representada en el gráfico 3) se ha construido añadiendo al promedio ponderado del coeficiente legal de caja de la banca privada y las cajas de ahorro, el porcentaje de depósitos

obligatorios que debían mantener hasta hace unos años las entidades de crédito. Como se observa en el gráfico, este coeficiente (asimilable a un impuesto) ha sido muy considerable, pero no entraremos aquí en las implicaciones relativas al señoriaje o a la estructura del sistema financiero, centrándonos únicamente en sus repercusiones monetarias.

El gráfico 3 aproximadamente aquí

En definitiva, si H es la base monetaria, la variable del componente de crédito interno de la base monetaria queda construida como:

$$\Delta DC_Ht = Ht - NFA_t - \Delta Qt * DEP_{t-1}$$

[Para explorar la medida en que se permite a la circulación fiduciaria seguir una senda completamente independiente de la política monetaria se ha considerado también una variante basada en los activos de caja en lugar de en la base monetaria, $\Delta DC_{ACt} = A_CAJA_t - NFA_t - \Delta Qt * DEP_{t-1}$].

Como variables internas objetivo de la política monetaria, y tras diversos ensayos, se han tomado la desviación porcentual del índice de producción industrial desestacionalizado sobre una tendencia lineal ($OUTPUT_t$)⁵, y la tasa intermensual de inflación medida por el índice de precios al consumo (INF_t). Como en Mastropasqua, Micossi y Rinaldi (1988) se han dividido las variables monetarias por H_{t-1} (o, en su caso, por A_CAJA_{t-1}), lo que ayuda a eliminar el crecimiento de la varianza de las series nominales en el tiempo.

⁵De la regresión por MCO del IPI desestacionalizado sobre una constante y una tendencia se obtiene:

$$IPI_SA_t = 85,68 + 0,199 * t + u_t$$

(los errores estimados y estadísticos como el R^2 carecen de significado en este caso debido a la autocorrelación de los residuos). La variable resultante tiene el deseado comportamiento cíclico.

Las operaciones de esterilización son intentos de contrarrestar el impacto monetario de los cambios en las reservas exteriores con movimientos opuestos en las tenencias de activos nacionales. Por tanto, la variable de reservas exteriores debería tener un coeficiente negativo si ha habido esterilización. Un coeficiente igual a -1 indicaría una política de esterilización completa. Si se utiliza la política monetaria con propósitos de estabilización anti-cíclica, esperaremos un coeficiente positivo para la variable de nivel de actividad y negativo para la variable de inflación.

Las funciones de reacción de la política monetaria de corte similar estimadas para otros países indican que los bancos centrales han practicado una política de esterilización (al menos parcial), y que consideraciones anti-cíclicas han influido en la política monetaria⁶.

La versión linearizada de la función de reacción (1) se ha estimado con datos mensuales para el período 1975:1-1989:12. Los resultados se resumen en el cuadro 1.

El cuadro 1 aproximadamente aquí

Las regresiones con la variable de crédito interno relativa a la base monetaria (DC_H) incluyen dummies estacionales, que se han eliminado de las regresiones de la variable relativa a activos de caja (DC_AC), por no resultar significativas y no detectarse correlación serial estacional importante en los residuos. En ambos casos se incluye una constante. Los residuos de la estimación de la función de reacción por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) presentan correlación serial del tipo media móvil. En estas condiciones, los

⁶Para un ejemplo de otro tipo de tratamiento sobre las funciones de reacción de la política monetaria, véase Black (1983).

estimadores MCO de los coeficientes son consistentes, pero no los estimadores de sus varianzas. Por ello, se ha reestimado de forma consistente la matriz de varianzas de los coeficientes según la corrección sugerida por White (1980) y -aunque en un contexto mucho más general- por Hansen (1982). En la versión activos de caja, la variable de output aparece generalmente no significativa, por lo que se ha excluido. En ambos casos, se incluye una variable "dummy" que recoge un efecto en torno a febrero de 1984, posiblemente asociado al cambio de la variable objetivo de la política monetaria (de M3 a ALPs)⁷, o bien a problemas de agregación temporal en nuestra variables de coeficiente de caja y de depósitos. Se han ensayado otras variables para recoger efectos particulares, pero sin resultados positivos. Por ejemplo, una variable que trataba de recoger los efectos de la especulación producida en 1977 en torno a la devaluación de la peseta no ha resultado significativa, y se ha excluido finalmente.

Un problema especial plantea la redefinición de la base monetaria a partir de agosto de 1988, en que el efectivo en caja de los bancos y cajas de ahorro deja de ser computable a efectos del coeficiente de caja, y se excluyen de las estadísticas de la base monetaria del Banco de España, que pasa a estar constituida por activos de caja más circulación fiduciaria⁸. Una posible solución sería construir una serie homogénea, con la misma definición para todo el periodo; pero si la exclusión de este componente produce un cambio de comportamiento, ello no sería apropiado. Se ha optado por la alternativa de estimar este efecto con una variable de intervención, pero tampoco ha resultado significativa.

La inspección del cuadro 1 revela que la política de esterilización parece haber jugado un papel importante en el periodo estudiado. Aunque la precisión

⁷Véase, por ejemplo, Trujillo, Cuervo y Valle (1988) para más detalles.

⁸Curiosamente, esta decisión del Banco de España respecto a la definición de la base monetaria aparece registrada por primera vez en el Boletín Estadístico de diciembre de 1989 (y no cuando se produjo el cambio de regulación, como quizá cabría esperar).

de las estimaciones no es muy alta, sí se puede afirmar que la variable del componente exterior entra significativamente con signo negativo y valores probablemente altos (dentro de su intervalo de confianza). Los coeficientes estimados son algo superiores a los obtenidos para otros países en los estudios más arriba mencionados⁹, aunque estos trabajos también documentan la práctica de una esterilización al menos parcial.

Estos resultados están en línea con los obtenidos en estudios anteriores para España. Así, Viñals (1983) señala que sus estimaciones de un modelo VAR que incluye el saldo de la balanza por cuenta corriente, M3, las reservas exteriores y el tipo de cambio efectivo nominal, "apuntan a un muy elevado grado de esterilización" (p. 28). Dolado y Durán (1983) encuentran que el valor estimado de los coeficientes en sus funciones de reacción de la autoridad monetaria "confirma la hipótesis de esterilización completa" y que "puede afirmarse que al cabo de un trimestre la esterilización resulta casi completa" (p.105). Fernández (1988) interpreta los resultados de su estimación de un modelo VAR (que incluye el tipo de cambio efectivo nominal, las reservas de divisas, M3, el saldo de la balanza por cuenta corriente, los precios relativos de España con respecto a los países desarrollados medidos por los precios industriales, el tipo de interés del interbancario y el índice de producción industrial) con datos mensuales en el sentido de que "parece haber alguna evidencia empírica para afirmar que ha habido un cierto grado de sobreesterilización" (p.52).

Las estimaciones obtenidas en el presente trabajo indican que el Banco de España mantuvo un alto grado de control sobre la oferta monetaria, esterilizando una proporción probablemente comprendida entre un 80 y un 100% de los cambios en las reservas exteriores. La evidencia econométrica de que el Banco de España siguió una política de esterilización concuerda

⁹Por ejemplo, Mastropasqua, Micossi y Rinaldi (1988) reportan coeficientes comprendidos entre -0,3 y -0,8.

asimismo con los comentarios informales que se pueden encontrar habitualmente en los Informes Anuales del Banco de España respecto a la necesidad de contrarrestar los efectos sobre la liquidez de los factores exteriores.

Las variables representativas de los objetivos de la política monetaria entran con los signos esperados, pero generalmente no son significativas para niveles altos de confianza. Los resultados para las ecuaciones de base monetaria, que incluyen "dummies" estacionales, podrían quizá interpretarse en el sentido de que la estabilización monetaria ha sido más importante que la persecución activista de objetivos agregados.

La evidencia de que se ha seguido una política de esterilización no implica que ésta haya sido efectiva como instrumento independiente de política. Las dos secciones siguientes se dedican a examinar la eficacia de la política de esterilización desde una perspectiva teórica y empírica.

4.-La efectividad de la política de esterilización para el período de tipos de cambio fijos

Con tipos de cambio fijos y movilidad internacional del capital, la oferta monetaria es endógena. Así, por ejemplo, una contracción monetaria dirigida a conseguir objetivos internos provoca una presión sobre el tipo de cambio, que obliga al banco central a intervenir para mantener la paridad oficial adquiriendo divisas contra pesetas. Si este movimiento compensatorio en el componente externo de la base monetaria ante cambios en el componente interno es completo, entonces la base monetaria se determina independientemente de las decisiones del banco central, y es función de las decisiones de ahorro e inversión del público. Sólo cuando los activos denominados en distintas monedas son sustitutos imperfectos o hay retrasos en las recomposiciones de cartera, cabe esperar que la balanza de pagos por cuenta de capital no responda con una compensación inmediata y completa de los movimientos en el componente interno de la base, y por tanto, sólo en ese caso será efectiva la política de intervención esterilizada.

Obstfeld (1982a) presenta una panorámica de la investigación empírica sobre la presencia de un efecto de "equilibrio de cartera" y, por tanto, de la efectividad de la intervención esterilizada, en el caso de tipos de cambio fijos. Aunque la evidencia no es totalmente concluyente, los resultados generales parecen apuntar hacia la existencia de una compensación parcial, pero no completa, de los movimientos en el componente de crédito interno de la base monetaria.

Una posible aproximación al problema¹⁰ es la estimación de un modelo que especifique en detalle las ofertas y las demandas de activos en los mercados de dinero y de bonos desagregadas por moneda de denominación y país de residencia de los inversores, y utilice los parámetros estructurales estimados

¹⁰Un ejemplo de esta línea de trabajo es Herring y Marston (1977a), caps. 5 y 6.

para derivar el coeficiente de compensación implícito de la política de crédito interno.

Como señala Obstfeld (1982a), este enfoque estructural presenta varias desventajas respecto al enfoque de forma reducida expuesto más abajo. A diferencia de éste, no puede implementarse cuando la sustituibilidad entre activos es perfecta, es poco robusto frente a errores de especificación en las ecuaciones estructurales de demanda de activos, y requiere una modelización explícita de la forma en que el público internaliza las restricciones presupuestarias intertemporales del Tesoro y el banco central.

Un enfoque alternativo seguido en la literatura y que se ha adoptado aquí es el sugerido por Kouri y Porter (1974) y Argy y Kouri (1974), consistente en derivar de las condiciones de equilibrio en los mercados de dinero y de bonos una forma reducida que relaciona el superávit de la balanza por cuenta de capital (CAP) con el cambio en el componente interno de la base monetaria (ΔDC) (siendo éste el coeficiente de compensación), el cambio en el tipo de interés extranjero (ΔR^*), el cambio en la renta nominal (ΔY) y el saldo de la balanza por cuenta corriente (CURR). El modelo está desarrollado en el apéndice 2, y la ecuación a estimar es:

$$CAP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta DC_t + \alpha_2 \Delta R^*_t + \alpha_3 \Delta Y_t + \alpha_4 BC_t + u_t \quad (2)$$

donde:

CAP	= superávit de la balanza por cuenta de capital
DC	= componente de crédito interno de la base monetaria
R*	= tipo de interés extranjero
Y	= renta nominal
BC	= balanza por cuenta corriente

Un coeficiente de $\alpha_1 = -1$ en (2) indicaría una compensación completa, y una total ineffectividad de la política de esterilización a corto plazo.

España declara oficialmente la flotación en enero de 1974, pero tras la suspensión de la convertibilidad del dólar en oro en agosto de 1971 y los

acuerdos del Smithsonian Institute en diciembre de ese año sigue un período de inestabilidad cambiaria en la escena internacional y de frecuentes cambios de los límites de intervención y paridad central de la peseta con el dólar¹¹. La ecuación (2) se ha estimado con datos trimestrales para el período 1969-I (en que comienzan las series de registro de caja de las partidas de balanza de pagos) a 1973-IV, y para la submuestra del período estable 1969-I a 1971-II, y los resultados se recogen en el cuadro 2.

El cuadro 2 aproximadamente aquí

Se ha definido la balanza de pagos por cuenta de capital en su sentido más amplio, excluyendo sólo a las variaciones de reservas de las partidas compensatorias de la balanza corriente, aunque se han ensayado (obteniéndose peores resultados) otras definiciones más estrechas, que excluyeran diversas partidas de capital público. Como tipo de interés exterior se ha tomado el tipo sobre el eurodólar a 3 meses. Para la variable de renta nominal, en ausencia de datos trimestrales de contabilidad nacional, se ha empleado la trimestralización del PIB en base a datos del índice de producción industrial desestacionalizado reportada en Sanz (1985). Estos son datos desestacionalizados y a precios constantes, por lo que se han multiplicado por el índice de precios al consumo para obtener una proxy de la renta nominal. Los datos de balanza corriente están asimismo tomados del registro de caja del Banco de España. La variable monetaria es la misma ΔDC_H definida en la sección anterior.

¹¹ Estos cambios están documentados en Olarra (1976).

Se estimó también la ecuación (2) con datos mensuales¹² pero no se han reportado los resultados, porque están plagados por serios problemas de autocorrelación en los residuos.

Como el tipo de interés nacional no aparece en la forma reducida, se evita el problema de la posible endogeneidad de esta variable. Argy and Kouri (1974) y Obstfeld (1982a) han señalado que el coeficiente de compensación puede estar sesgado al alza (en valor absoluto) en presencia de esterilización, ya que si ΔDC_t se hace variar en respuesta a los movimientos de balanza de pagos, estará correlacionado con u_t y los estimadores MCO serán inconsistentes. En particular, sugieren que una estimación por mínimos cuadrados bietápicos puede rendir resultados más favorables a la eficacia de la esterilización y más en línea con los resultados de modelos estructurales. Siguiendo esta sugerencia, se ha procedido a estimar también las ecuaciones por este método utilizando como instrumentos variables representativas de los objetivos de política como las analizadas en la sección anterior, en concreto, la tasa de utilización de la capacidad instalada y la tasa intertrimestral de inflación. Sin embargo, como se observa en el cuadro 2, la introducción de variables instrumentales no reduce sino que eleva la estimación puntual de los coeficientes, y empeora notablemente la estructura de correlación de los residuos.

Los resultados del modelo parecen mejorar cuando limitamos la muestra del periodo estable, pero hay que recordar que los grados de libertad son muy reducidos debido al tamaño de la muestra. Los valores realizado y estimado (para cada uno de los dos periodos) según la ecuación (2) de flujos de capital aparecen representados en el gráfico 4.

¹²Utilizando en este caso el índice de producción industrial desestacionalizado ponderado por el índice de precios industriales como proxy de la renta nominal.

El gráfico 4 aproximadamente aquí

La estimación del coeficiente de compensación indica, en consonancia con los resultados de los trabajos para otros países para este período que han sido mencionados anteriormente, que existió una compensación parcial, pero no completa, lo que implica la eficacia de la política de esterilización en los años 1968-73 como instrumento independiente para la consecución del equilibrio interno y externo. El resultado debe interpretarse con precaución, pues no descansa en una evidencia econométrica plenamente robusta, como revela la inspección del cuadro 2, y especialmente los errores estimados y las correlaciones de residuos. El margen para perseguir objetivos independientes de tipo de cambio y agregados monetarios refleja la imperfecta sustituibilidad de activos denominados en pesetas y activos denominados en divisas extranjeras, posiblemente debido, entre otros factores, a la presencia de controles de capital.

Por otra parte, en la medida en que se permita la movilidad internacional del capital eliminando los controles de cambios, el posible margen de eficiencia a corto plazo de la intervención esterilizada (resultado que se obtiene generalmente en los estudios empíricos para el período de tipos de cambio fijos) no tiene ninguna implicación sobre su eficacia a largo plazo, como señala Obstfeld (1982a).

5.-La efectividad de la política de esterilización para el período de flotación controlada

Con tipos de cambio flotantes y movilidad internacional del capital, el banco central recobra la autonomía para la determinación de la oferta monetaria a cambio de perder el control sobre el tipo de cambio. Como en el caso de tipos de cambio fijos, las autoridades pueden intentar alcanzar objetivos independientes de tipo de cambio y agregados monetarios con una política de esterilización de las intervenciones en los mercados de divisas. Pero si los activos denominados en moneda nacional y extranjera son sustitutos perfectos, las operaciones del banco central no tendrán ningún efecto sobre el tipo de cambio de equilibrio. Si los cambios en la oferta relativa de activos denominados en distintas monedas en manos del público no afectan al diferencial de intereses esperado, entonces la intervención esterilizada no constituirá un instrumento independiente de política. Dicho en otras palabras, la intervención esterilizada sólo tendría efecto sobre el tipo de cambio de equilibrio si los mercados nacionales de activos se aislaran de los exteriores mediante controles de cambios o si la operación de esterilización trasladara una parte de la prima de riesgo de cambio entre las carteras públicas y privadas.

Los estudios para España de Dolado y Durán (1988) para el período 1974-82, y de Fernández (1986) para el período 1977-84 indican un amplio margen de eficacia para la política de esterilización. Los coeficientes de compensación que estos autores estiman son de un 10% y un 37%, respectivamente, muy lejos del 100% que indicaría una total ineffectividad de la intervención esterilizada incluso en el corto plazo.

Viñals (1990) ha examinado el grado efectivo de apertura de la balanza de capitales española en el período reciente (1982-1989), concluyendo que los controles de cambios no han sido excesivamente restrictivos para la mayor

parte del período. Sin embargo, estos controles de capital parecen haber jugado un papel significativo desde 1987, en que han venido resultando limitativos para las entradas de capital en España¹³.

Por lo tanto, habría dos posibles canales de aislamiento de la economía española de las condiciones de la economía internacional que permitirían a las autoridades monetarias la consecución simultánea de objetivos de tipo de cambio y variables monetarias: la existencia de controles de cambios limitativos, y un efecto de cartera relativo a la imperfecta sustituibilidad entre activos en pesetas y activos en moneda extranjera atribuible a otros motivos.

La detección empírica de este efecto de cartera plantea problemas más complejos en el caso de tipos de cambio flexibles que en el caso de tipos de cambio fijos, y se ha intentado en la literatura por diversas vías, resumidas en la panorámica de Rogoff (1984). En general los resultados no apoyan la existencia de este canal de transmisión.

Una primera aproximación consiste en modelizar la prima de riesgo en el mercado de cambios (contruida como el diferencial descubierto de intereses con datos 'ex-post') como función de variables representativas de la composición por monedas de las carteras de activos, como en J. Frankel (1982a, 1982b), Rogoff (1984) y Frankel y Engel (1984). Estos estudios y trabajos similares sobre la prima de riesgo como los de Dooley y Isard (1982, 1983) no consiguen encontrar el menor efecto de las variables representativas del canal de "equilibrio de cartera".

Esta línea de trabajo está emparentada con la literatura sobre eficiencia de mercados de cambios¹⁴. Los resultados de estudios sobre eficiencia como los de Hansen y Hodrick (1983), Hodrick y Srivastava (1984), Giovannini y Jorion (1987) o Campbell y Clanda (1987) apuntan a la existencia de primas de

¹³La normativa de control de cambios y las perspectivas de liberalización son descritas en toda su prolijidad en Alvarez-Pasto y Equidazu (1988) y Ortega (1989).

¹⁴Vease Hodrick (1987) para una excelente panorámica sobre esta rama de la literatura.

riesgo variables en el tiempo y las explican en función de variables puramente financieras o procedimientos estadísticos, pero no por relación a variables económicas fundamentales, y por ello no proporcionan respuestas para el problema de la esterilización.

Otra forma de tratar el problema ha consistido en especificar completamente las ecuaciones de oferta y demanda de activos desagregadas por moneda de denominación del instrumento y país de residencia del inversor, como en Danker *et al.* (1984), y Obstfeld (1983). La implementación empírica de este tipo de modelos sería difícil en el caso español, por problemas de información estadística y por la necesidad de especificar un gran número de ecuaciones bilaterales. Los resultados obtenidos por estos autores son, en cualquier caso, poco favorables a la existencia de un canal de "equilibrio de cartera" que permita una política de esterilización como instrumento independiente.

Otro tipo de enfoque, que se puede encontrar en estudios como los de Branson *et al.* (1979), Artus (1981), Driskill (1981), o Hooper y Morton (1982), consiste en la estimación de modelos de determinación del tipo de cambio donde los flujos de capital privados o la balanza por cuenta corriente acumulada tienen poder explicativo. En la medida en que los déficits o superávits de balanza de pagos reflejan diferencias en las tasas de ahorro nacionales, de acuerdo con el enfoque de equilibrio de cartera, los superávits (déficits) de balanza por cuenta corriente se deberían acompañar de reducciones (subidas) en la prima de riesgo y de ahí a una apreciación (depreciación) de la moneda. Este tipo de estudios obtiene resultados algo más favorables para el enfoque de equilibrio de cartera.

El modelo aquí estimado es una versión del de Hooper y Morton (1982), que permite distinguir dos canales a través de los que la balanza por cuenta corriente puede afectar al tipo de cambio nominal: en primer lugar, a través de una modificación de las expectativas sobre el tipo de cambio real de equilibrio;

y en segundo lugar, un efecto de recomposición de cartera, que opera a través de la prima al riesgo.

El modelo se desarrolla en toda su extensión en el Apéndice 3, pero conviene traer aquí brevemente a colación algunos sus principales bloques constitutivos. Denotaremos por minúsculas el logaritmo de las variables, y por $\bar{x}$ el valor de equilibrio a largo plazo de la variable x . Partimos de la paridad descubierta de los tipos de interés con la inclusión de una prima de riesgo Φ :

$$E(\Delta s) = r - r^* - \Phi \quad (3)$$

que, en la línea de las especificaciones habituales del modelo de equilibrio de cartera, puede expresarse como una función de los flujos de capital entre países. Estos pueden descomponerse en la suma de la balanza corriente y la variación de reservas centrales, de forma que, por ejemplo, un aumento del déficit corriente incrementa las tenencias netas de activos nacionales en manos de no residentes, e incrementa la prima al riesgo:

$$\Phi = \alpha - \delta \sum_{j=0}^{\infty} (\text{CURR}_{t-j} - \Delta \text{NFA}_{t-j}) \quad (4)$$

Postulamos un mecanismo de expectativas del tipo sugerido por J. Frankel (1979), en el que la tasa esperada de depreciación nominal es una función de la brecha entre el tipo de cambio nominal corriente y el de equilibrio, y la tasa esperada de depreciación del tipo de cambio de equilibrio:

$$E(\Delta s) = \theta (\bar{s} - s) + E(\Delta \bar{s}) \quad (5)$$

lo que permite expresar el tipo de cambio como:

$$s = \bar{s} - (1/\theta) [(r - \pi) - (r^* - \pi^*)] + (\Phi/\theta) \quad (6)$$

El tipo de cambio de equilibrio se descompone en sus elementos de precios relativos y de tipo de cambio real:

$$\bar{s} = (\bar{P} - \bar{P}^*) + \bar{q} \quad (7)$$

Si la balanza corriente se hace depender de los valores presente y pasados del tipo de cambio real y de otras variables exógenas, y resolviendo para el tipo

de cambio podemos obtener –como se muestra en el apéndice– una expresión del tipo de cambio real en función de un nivel inicial, y la suma de los cambios pasados no esperados no transitorios en la balanza de pagos. Si suponemos que se espera que una fracción λ de la brecha entre la balanza corriente realizada y la de equilibrio se elimine en el periodo siguiente, llegamos a una ecuación que expresa el tipo de cambio real como una función de las primeras diferencias parciales de la balanza corriente acumuladas (deflactadas por la tendencia de la renta nominal) y la balanza corriente de equilibrio acumulada:

$$\bar{q} = \bar{q}_0 - \beta \sum_{i=0}^t \left[\frac{\text{CURR}_t}{\bar{Y_TEND}_t} - \lambda \frac{\text{CURR}_{t-i}}{\bar{Y_TEND}_{t-i}} \right] + \beta \lambda \bar{C} t \quad (8)$$

Sustituyendo (4), (7) y (8) en (5), y a partir de la habitual sustitución monetaria (asumiendo parámetros iguales para las funciones de demanda de dinero), obtenemos una ecuación de determinación del tipo de cambio nominal:

$$\begin{aligned} s = & a_0 + a_1(\bar{m} - \bar{m}^*) + a_2(\bar{y} - \bar{y}^*) + a_3(\pi - \pi^*) + a_4[(r - \pi) - (r^* - \pi^*)] + \\ & + a_5 \left\{ \sum_{i=0}^t \left[\frac{\text{CURR}_t}{\bar{Y_TEND}_t} - \lambda \frac{\text{CURR}_{t-i}}{\bar{Y_TEND}_{t-i}} \right] - \lambda \bar{C} t \right\} + \\ & + a_7 \sum_{j=0}^t (\text{CURR}_{t-j} - \Delta \text{NFA}_{t-j}) \end{aligned} \quad (9)$$

que sería la ecuación a estimar.

El análisis se ha llevado a cabo para una muestra reciente del periodo de flotación (1983 a 1989), que no incluye ninguna de las devaluaciones (como las acordadas en febrero de 1975, junio de 1977 y diciembre de 1982) registradas en estos años, y que afectan de forma dramática a las series de tipos de cambio tanto nominales como reales.

En cuanto a los controles de cambios, parece difícil acordar su tratamiento explícito de una forma que no resulte 'ad hoc'. Para intentar captar de alguna forma la presencia de estos controles, nos hemos decidido aquí por incluir en (9) una variable "dummy" que toma valores no nulos para aquellos periodos en que se producen desviaciones importantes de la paridad cubierta de los tipos de interés.

En el gráfico 5 se representa la serie mensual que trata de captar las desviaciones de la paridad cubierta de tipos de interés como diferencia entre el diferencial de tipos de interés entre el interbancario español a 3 meses y el tipo de interés de los depósitos de Eurodólares a 3 meses por una parte, y el premio o descuento de la peseta a 3 meses, construido a partir de la cotización a plazo de la peseta frente al dólar, por otra. Esto nos ofrece una idea aproximada de los periodos en que los controles de cambio han resultado limitativos.

El gráfico 5 aproximadamente aquí

Sin duda, la aproximación es bastante burda, pues un estudio más preciso requeriría el examen de datos diarios recogidos de forma simultánea en el euromercado y en el mercado de Madrid (y que estos fueran a su vez simultáneos con los datos de tipo de cambio), que el vencimiento de los contratos de cambio a plazo coincidiera exactamente con el de los contratos de depósitos en los mercados monetarios, y que se tomaran en cuenta los tipos ofrecidos y pedidos ("bid" y "offer"); por otra parte, hay que recordar que el Banco de España intervenía habitualmente en el mercado a plazo de la peseta hasta febrero de 1984. No obstante, la impresión general que se desprende del gráfico 5 (la de que, para el periodo considerado, los controles

han sido limitativos para las entradas de capital desde abril de 1987 hasta ahora, con la excepción de algunos meses en 1988 y que el resto del tiempo las desviaciones observadas se mantienen en general dentro de límites atribuibles a la presencia de costes de transacción) es corroborada por el análisis más detallado de Viñals (1990). Viñals estudia en qué medida de los controles de cambios han sido limitativos en base a datos semanales de desviaciones de la paridad cubierta de tipos de interés, y del diferencial entre tipos "on-shore" y "off-shore" para la peseta, y concluye que sus resultados "confirm the existence of binding capital controls on inflows during the turbulent period of 1987, 1988 -to a lesser extent- and 1989, and the non-binding nature of controls on outflows since 1987" (p.11).

En consecuencia, se ha incluido en las estimaciones de la ecuación (9) una variable ($CONTROL_t$) que toma el valor 1 desde 1987:2 hasta 1988:2, y desde 1988:4 hasta 1989:4, y ceros el resto del tiempo.

Como en Hooper y Morton (1982), estimamos el modelo en dos partes, sustituyendo en (9) las estimaciones de λ y $\bar{C}$ obtenidas a partir de (8), para estimar la ecuación de tipo de cambio nominal.

El modelo se ha evaluado sobre la base de tipos de cambio efectivos, en lugar de tipos bilaterales, porque como señalan Hooper y Morton (1982) la balanza corriente refleja la influencia de muchos tipos bilaterales, y su evolución puede motivar cambios en diversos tipos bilaterales y recomposiciones de cartera que afecten a varias monedas, y por tanto es necesario considerar una medida que recoge estos efectos sobre diversos países como es el tipo de cambio efectivo.

Como tipo de cambio nominal (s_t) se ha utilizado el índice de posición efectiva de la peseta frente al conjunto de países desarrollados elaborado por el Banco de España en base a los pesos relativos de los distintos países en el

comercio exterior de nuestro país en 1986¹⁵; y como tipo de cambio real (q_t), el índice de posición efectiva real frente a países desarrollados medido por precios al consumo. La variable de balanza corriente acumulada (BC_ACUM_t) está deflactada por la tendencia del PIB nominal, que se ha calculado en base al índice de precios industriales desestacionalizado, reescalado a valores nominales en base al PIB nominal de 1980.

Las variables de equilibrio se han calculado, como en Hooper and Morton (1982), como medias móviles de los valores del año precedente con ponderaciones decrecientes¹⁶. Las variables del resto del mundo se han tomado de los agregados de la OCDE. Aunque éstos incluyen a España, se hace el supuesto de que nuestro país es lo suficientemente pequeño en relación al conjunto de la OCDE como para no afectar al análisis. Las variables de stock de dinero se refieren a M1, y las de precios, a los precios al consumo (IPC español, e índice de precios al consumo para la OCDE excluida Turquía). Las variables de renta real se refieren al IPI desestacionalizado, y al PIB a precios constantes de la OCDE desestacionalizado. El diferencial de intereses se ha calculado a partir del diferencial descubierto de la peseta frente al tipo medio del euromercado (con los pesos ponderados según la participación de la moneda en la deuda externa española) y el diferencial de inflación en tasas inter-periodo anualizadas.

La ecuación (8) se ha estimado con datos mensuales y trimestrales, pero con los datos mensuales empeoraba sensiblemente la correlación de los residuos. Se ha ensayado una parrilla de valores para λ , obteniéndose los mejores resultados para $\lambda = 0,5$. La recta de regresión resultante es (los errores standard se indican entre parentesis):

¹⁵Estos pesos son modificados periódicamente. La última modificación, posterior a la aquí considerada, se recoge en las páginas de notas del Boletín Estadístico del Banco de España de Junio de 1990.

¹⁶Se utilizan ponderaciones decrecientes hacia atrás 0,4, 0,3, 0,2 y 0,1. Se ensayaron también especificaciones alternativas del filtro.

$$\bar{q}_t = 4,19 - 0,505 \text{ BC_ACUM}_t + 0,0091 \text{ } t$$

(0,2) (0,11) (0,27E-3)

$$\bar{R}^2 = 0,98$$

$$\text{DW} = 1,27$$

lo que implicaría un valor para $\bar{C}$ de 0,0365¹⁷, o un 3,65% de la tendencia lineal del PIB¹⁸, y una velocidad de ajuste de 6 meses. La adecuación de la regresión no varía mucho de un valor de λ a otro, y en todos los casos hay problemas de correlación residual. A la vista de estos problemas, parece muy arriesgado asignar una interpretación demasiado estricta a los parámetros obtenidos en cuanto al valor resultante de la balanza corriente a largo plazo de equilibrio y la velocidad esperada del ajuste entre el valor actual de la balanza corriente y el de equilibrio. Cuando se estimó la ecuación (8) para una muestra más amplia, 80:1 a 89:IV, los residuos ni siquiera tienen un comportamiento estacionario. En cualquier caso, también se ensayaron diversos valores de λ para (9), y 0,5 proporciona los mejores resultados. Este elevado valor obtenido para la balanza corriente de equilibrio puede atribuirse al comportamiento peculiar (prácticamente una tendencia creciente) en la muestra del tipo de cambio real, que probablemente determina el elevado coeficiente estimado para la tendencia.

Con estos valores se ha estimado la ecuación (9). Los resultados se recogen en el cuadro 3. Las ecuaciones se han estimado por MCO con correcciones por heteroscedasticidad y correlación serial. La estimación con la variables de

¹⁷A partir de (8), $\bar{C}$ se obtiene como $1/\lambda$ veces el cociente entre el coeficiente estimado de la tendencia y el de BC_ACUM_t. Es sabido que aunque se cumplan las condiciones para la estimación consistente y eficiente de estos coeficientes, su cociente no tiene por qué estimar correctamente el verdadero valor del cociente; pero dejaremos a un lado este tipo de consideraciones y tomaremos el resultado como una primera aproximación al problema, ya que en cualquier caso hay otras razones para interpretar con precaución los resultados obtenidos, como se discute más abajo.

¹⁸Para datos mensuales, y con los resultados de la estimación Cochrane-Orcutt, se obtiene un valor del 2,19% de la tendencia del PIB.

reservas y el tipo de cambio retardado como instrumentos de BC_ACUM_t , no mejora los resultados en cuanto a ajuste, correlación residual o signos esperados de los parámetros, y no se reporta. La variable de inflación resulta no significativa. El diferencial de intereses entra con el signo esperado, aunque con un "p-value" bastante alto. La variable monetaria tiene también el signo esperado y es significativa, aunque con un coeficiente estimado por debajo del valor teórico (1.0) para niveles altos de confianza. La variable de renta aparece como no significativa y con signo diferente al esperado en la regresión que excluye a $PRIMA_t$, lo cual es preocupante.

El cuadro 3 aproximadamente aquí

La variable que recoge la presencia de controles de capital aparece siempre como significativa para niveles razonables de confianza. Esto es indicativo del poder explicativo de los controles de cambios, como debía esperarse.

Centrándonos en las variables que transmiten en nuestro modelo los efectos de cartera, la exclusión de BC_ACUM_t (variable que recogería la influencia de las balanza de pagos acumulada sobre las expectativas acerca del tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo) empeora claramente la estructura de correlación residual y el ajuste, mientras que lo contrario sucede con la exclusión de $PRIMA_t$ (variable que recogería los efectos de cartera a través de la prima de riesgo). y la comparación entre la segunda y tercera filas del cuadro 3 resulta muy favorable para la regresión en la que BC_ACUM_t sustituye a $PRIMA_t$. Esta variable, además, aparece generalmente como no significativa.

En definitiva, los resultados indican la eficacia de la política de esterilización para el periodo estudiado. La presencia de controles de cambios limitativos ha impedido la sustituibilidad perfecta entre activos denominados en pesetas y activos denominados en otras monedas, permitiendo así un

margen de eficacia de la política de esterilización. ¿Hay evidencia suficiente de la existencia de un canal de transmisión del tipo postulado por los modelos de equilibrio de cartera que permita la eficacia de la política de esterilización en ausencia de controles de cambios? La respuesta a esta pregunta es negativa. No parecen existir elementos ajenos al control de cambios que impidan de forma significativa la sustituibilidad de activos denominados en pesetas y activos denominados en otras monedas. La influencia de los saldos de la balanza por cuentas corriente en el tipo de cambio nominal se canaliza a través de la modificación de las expectativas de tipo de cambio real, y no a través del efecto de cartera. Esto tiene la importante implicación de que, una vez eliminados los controles de capital, a las autoridades monetarias no les será posible alcanzar simultáneamente objetivos de tipo de cambio y de agregados monetarios, ni siquiera en el corto plazo.

Sin embargo, los resultados deben interpretarse con cierta precaución. En primer lugar, la evidencia econométrica es tenue. Hay problemas de correlación residual, y los signos y magnitudes de los errores estimados de los coeficientes estimados para algunas de las variables fundamentales no concuerdan con las predicciones teóricas. Sin duda, una especificación dinámica más compleja mejoraría los resultados estadísticos en todos los sentidos, pero también sería mucho más difícil asignar cualquier tipo de interpretación sustantiva a los resultados.

Desde forma más fundamental, este ejercicio no es inmune a la crítica que realiza Rogoff (1984) a los resultados obtenidos en modelos basados en los efectos de los flujos de capital o la balanza corriente sobre el tipo de cambio: estas variables no son la única fuente de cambios en la riqueza real, y pequeñas modificaciones en los tipos de interés o en las cotizaciones de bolsa o el precio de otros activos pueden sobrepasar en importancia a los efectos riqueza de los cambios observados en la balanza de pagos.

Esta imposibilidad -en ausencia de controles de cambios- de aislar a la economía española de la economía internacional y de intentar conseguir simultáneamente el equilibrio interno y externo mediante una política de intervención esterilizada ha sido señalada también por Fernández (1988) y por Viñals (1990), y concuerda con los resultados de la literatura teórica y de los estudios empíricos para otros países.

Como hemos señalado anteriormente, la intervención esterilizada como medio de alcanzar objetivos independientes de tipo de cambio y variables monetarias es inviable en el largo plazo. Pero incluso en el corto plazo, la intervención esterilizada será ineficaz cuando exista un grado importante de sustituibilidad entre activos. Es más, tanto las proposiciones teóricas discutidas en esta sección como las de la sección anterior, relativas a la potencial efectividad a corto plazo de la política de esterilización, pierden su validez en modelos en los que los agentes privados internalizan la restricción intertemporal del gobierno, anticipando racionalmente las futuras cargas fiscales, como fue señalado en su día por Obstfeld (1982b) y más recientemente (y con más vehemencia) por Backus y Kehoe (1989). En particular, Backus y Kehoe (1989) muestran que, en ausencia de otros cambios en las sendas futuras de las políticas gubernamentales y bajo condiciones bastante generales¹⁹, el cambio en la composición por monedas de la deuda pública consolidada (esto es, la intervención esterilizada) no tiene efecto alguno en el equilibrio alcanzado por la economía.

¹⁹Por ejemplo, su proposición 1 no depende de la existencia de equivalencia ricardiana o neutralidad monetaria.

6.-Conclusiones

Se han abordado en este estudio las principales cuestiones teóricas y problemas empíricos suscitados por el problema de la esterilización de las intervenciones oficiales en los mercados de divisas.

La estimación de una función de reacción del Banco de España suministra evidencia de que la esterilización de las operaciones de compra y venta de divisas ha sido una práctica habitual del Banco de España.

A la vista de este resultado, pasamos a interrogarnos sobre las condiciones requeridas para que la política de esterilización sea efectiva. Como se ha señalado, en el largo plazo la política de esterilización no aísla a la economía nacional de los acontecimientos exteriores, y su efecto por tanto será nulo sobre las valores de equilibrio de las distintas variables relevantes.

La eficacia de la política de esterilización a corto plazo como instrumento independiente para alcanzar el equilibrio interno y externo depende de la existencia de un efecto del tipo postulado por los modelos de equilibrio de cartera, y que requiere la imperfecta sustituibilidad de los activos denominados en distintas monedas.

La evaluación empírica de la existencia o no de este canal de transmisión está plagada de dificultades, pero hemos tratado de realizar una aproximación al tema en base a la estimación de dos modelos, uno para una economía bajo tipos de cambio fijos, y otro para una economía en régimen de flotación. Los resultados parecen empujar la idea de que ha existido en España cierta autonomía monetaria y que la política de esterilización ha sido un instrumento efectivo. La efectividad de la política de esterilización parece fundamentalmente debida a la presencia de los controles de cambios, y no tanto a la existencia de un efecto de cartera. Por tanto, cabe predecir que la eliminación de los controles de cambios suprimirá las condiciones bajo las cuales el intento de consecución simultánea de objetivos monetarios y de tipo

de cambio puede ser eficaz. Como se ha señalado, hay además razones teóricas de peso para dudar de la factibilidad, incluso en el corto plazo, de la política de esterilización.

Var. ind.	Método	$\Delta MFAC(t)$	OUTPUT(L-2)	INF(L-1)	Feb84	$\overline{R^2}$	Rho1	Rho2	Rho3	Rho4	Rho5	Rho6	Rho12	Q(36)
ΔDC_{JH}	MCO	-0.96 (0.11)	0.047 (0.037)	-0.29 (0.28)	0.27 (0.01)	0.6674	-0.39	0.08	0.05	0.02	0.02	0.02	-0.05	94.73
	VI	-0.897 (0.27)	0.041 (0.044)	-0.27 (0.29)	0.27 (0.01)	0.6609	-0.39	0.07	0.04	0.02	0.02	0.01	-0.04	91.01
ΔDC_{AC}	MCO	-1.04 (0.12)	-	-0.74 (0.47)	0.47 (0.003)	0.5896	-0.25	0.02	0.07	0.01	0.03	0.03	0.09	39.38
	VI	-1.08 (0.13)	-	-0.71 (0.57)	0.47 (0.003)	0.5881	-0.24	0.02	0.07	-0.02	0.04	0.03	0.09	38.52

NOTAS:

Errores standard entre paréntesis

Las variables monetarias están divididas por $HL(-1)$ (variable ΔDC_{JH}) o $AC(-1)$ (variable ΔDC_{AC})

Las regresiones incluyen una constante (versión Act.Caja) o una constante y dummies estacionales (versión Base.Fin.) cuyos coeficientes no se reportan

HCO = "mínimos cuadrados ordinarios con corrección de la estimación de la varianza de los coeficientes (véase White(1980))"

VI = "Variables instrumentales según método de Fair(1970), y estimación consistente de la varianza de los coeficientes (véase White(1980))"

Se han utilizado como instrumentos las exógenas, las endógenas retardadas, balanza por cuenta corriente y tipo de interés del interbancario a 1 mes

Muestra	Método	Constante	Tendencia	Δ DC	Δ R*	Δ Y	CURR	$\overline{R^2}$	Rho1	Rho2	Rho3	Rho4	Rho5	Rho6
69:Q1-73:Q4	HCO	-59.64 (14.43)	1.69 (0.22)	-0.116 (0.085)	-658.1 (825.2)	-0.50 (0.07)	-0.23 (0.06)	0.64	0.07	-0.08	-0.17	-0.1	-0.25	-0.29
69:Q1-73:Q4	VI	-40.60 (12.40)	1.25 (0.36)	-0.160 (0.160)	279.5 (250.2)	-0.42 (0.25)	-0.12 (0.15)	0.52	-0.08	0.17	-0.44	-0.11	-0.33	0.15
69:Q1-71:Q2	HCO	-98.03 (8.41)	2.40 (0.18)	-0.109 (0.041)	626.6 (289.4)	-0.08 (0.05)	-0.26 (0.03)	0.93	-0.25	0.02	0.07	-0.01	0.03	0.03
69:Q1-71:Q2	VI	-73.92 (34.56)	1.73 (0.82)	-0.451 (0.278)	-0.71 (0.57)	0.31 (0.24)	-0.57 (0.19)	0.45	0.29	-0.14	0.31	0.30	0.02	0.15

NOTAS:

Errores standard entre paréntesis

HCO = "mínimos cuadrados ordinarios con corrección de la estimación de la varianza de los coeficientes (véase White(1980))"

VI = "Variables instrumentales y estimación consistente de la varianza de los coeficientes (White(1980))"

Se han utilizado como instrumentos para Δ DC la tasa de utilización de la capacidad instalada y la tasa intertrimestral de inflación relacionadas

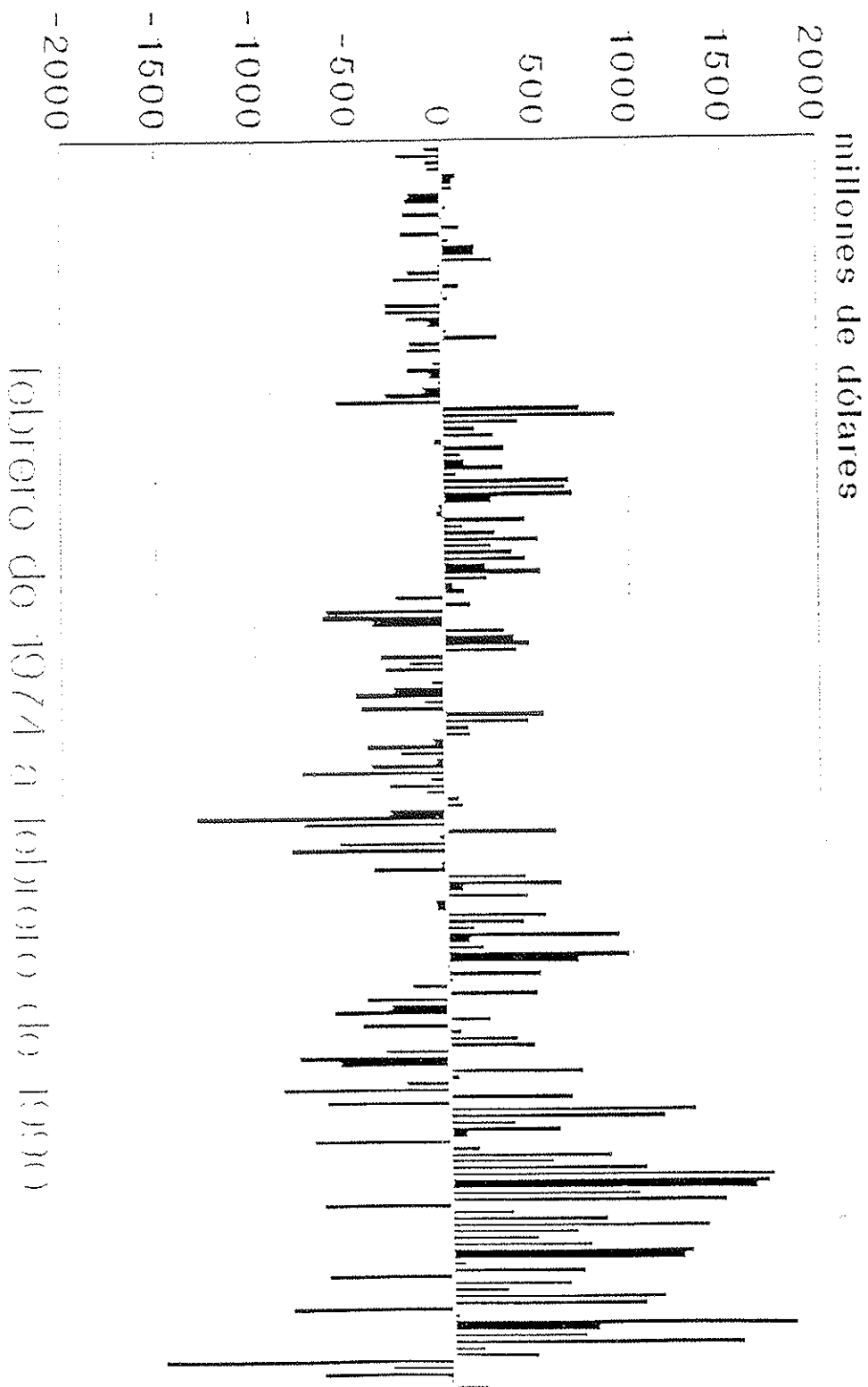
Cuadro 3

Const.	m1	m1*	Y-Y*	π-π*	(r*-π*)	(r-π)-				R2	Rho1			
						CONTROL	BC	ACUM	PRIMA		Rho2	Rho3	Rho4	
4.66 (0.03)	0.65 (0.19)	-0.19 (0.52)	-6.4E-04 (2.7E-03)	-3.0E-03 (2.1E-03)	0.039 (0.011)	0.51 (0.13)	0.04 (0.13)		0.57	0.25	-0.07	-0.09	0.04	
4.65 (0.03)	0.67 (0.18)	-0.24 (0.46)	-7.6E-04 (2.7E-03)	-2.7E-03 (1.9E-03)	0.039 (0.012)	0.5 (0.14)	-		0.59	0.24	-0.07	-0.11	0.03	
4.69 (0.03)	0.16 (0.10)	1.09 (0.37)	-8.8E-04 (3.1E-03)	-4.8E-03 (2.3E-03)	0.029 (0.018)	-	-0.05 (0.15)		0.43	0.50	0.24	0.02	0.01	

NOTAS:

Las ecuaciones se han estimado por FICD con correcciones por heteroscedasticidad y correlación serial (White (1980) y Hansen (1982))
Desviaciones standard entre paréntesis

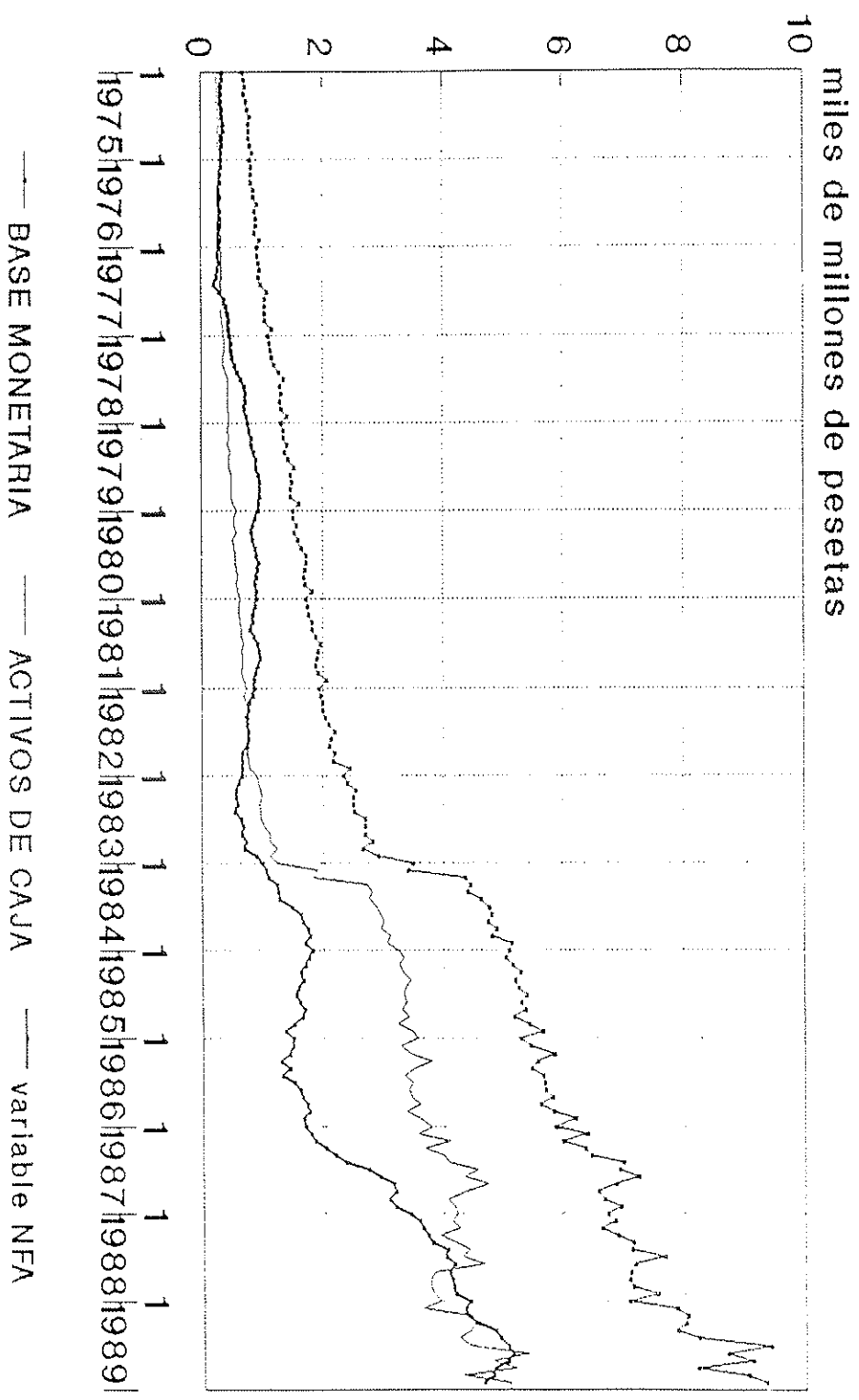
Variaciones de reservas de divisas (Componente divisas convertibles)



FUENTE: Banco de España

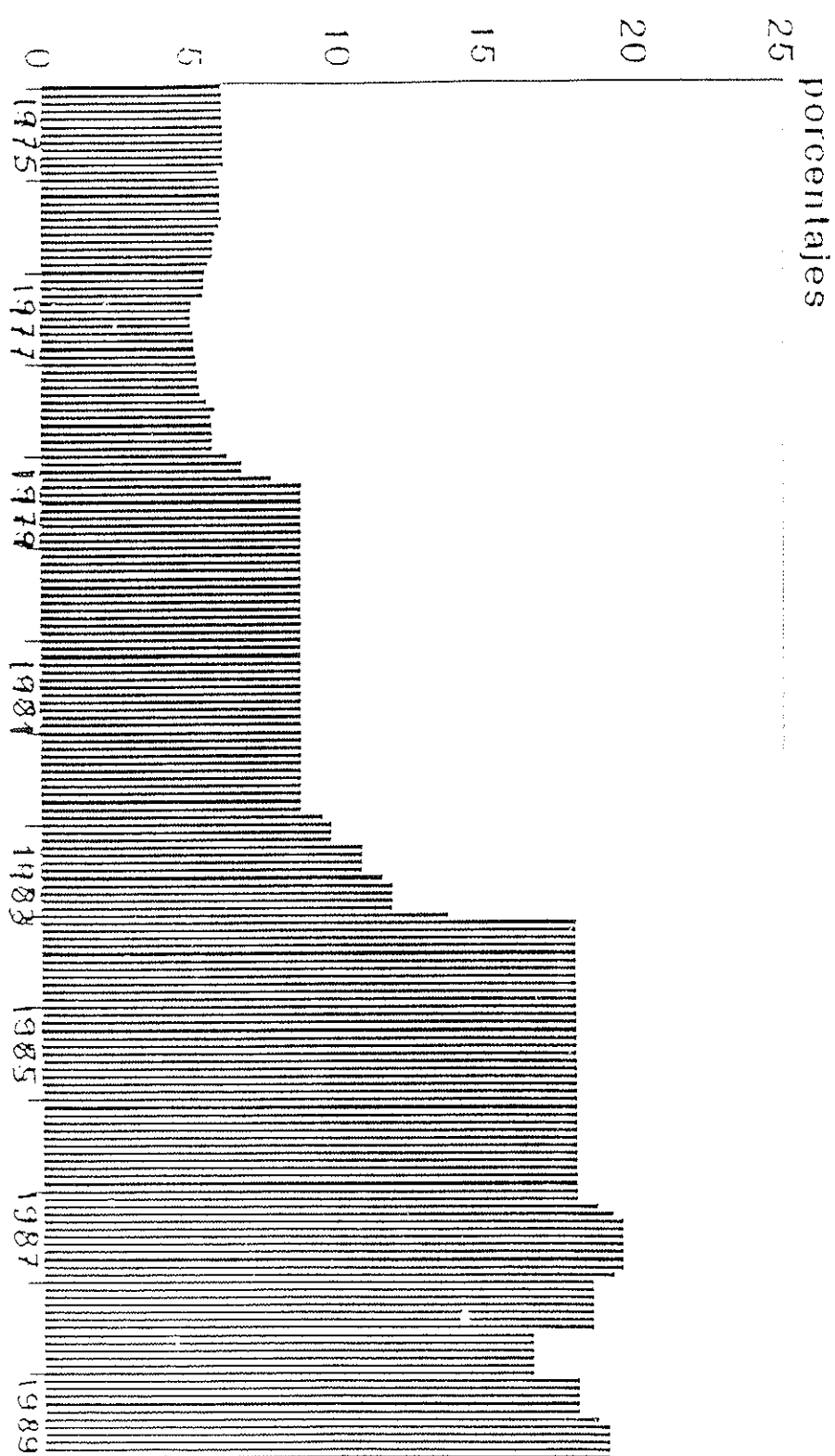
Gráfico 2

Partidas del balance del Banco de España



FUENTE: Banco de España, cálculos propios

Coef. de caja + depósitos obligatorios



Fuente: Banco de España

Ecuación de flujos de capital

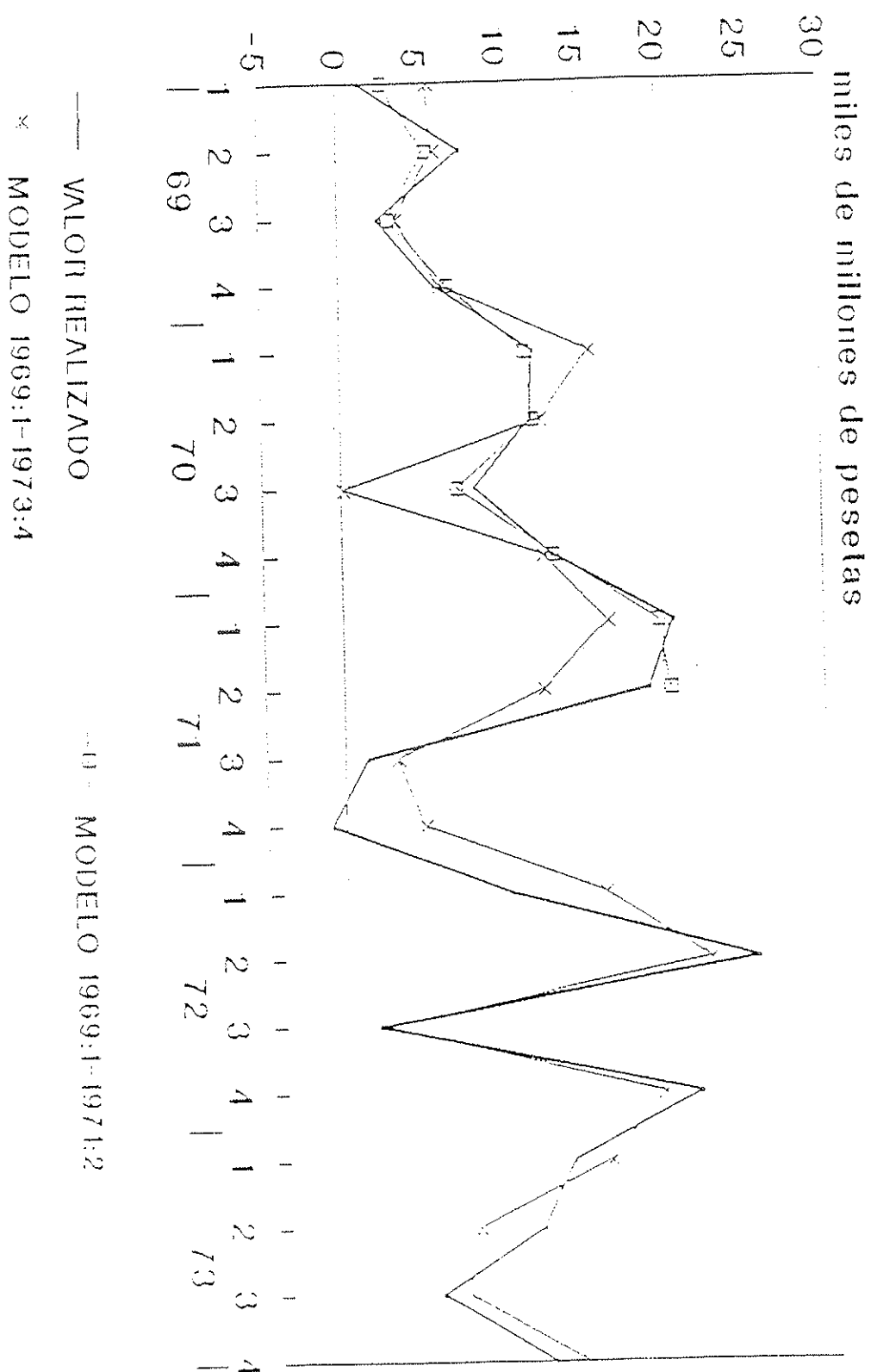
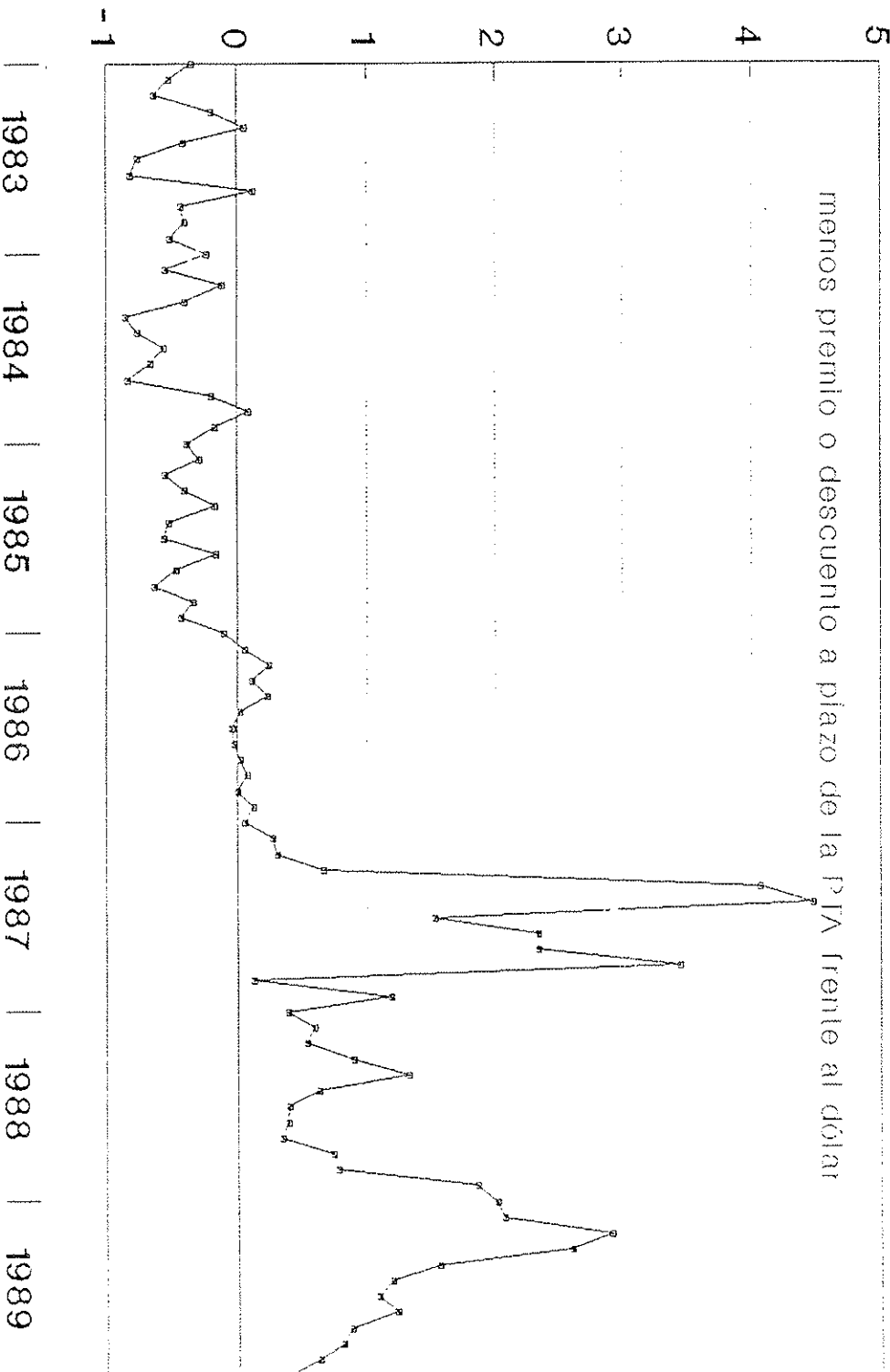


Gráfico 5

Desviaciones de la paridad cubierta

diferencial de intereses (interbancario-Eurodólar a 3 meses)



Fuente: Elaboración propia (datos, B.E.)

Apéndice 1

Definición de variables y fuentes estadísticas

Salvo indicación en contrario, todas las variables se han tomado de las cintas del Boletín Estadístico e Indicadores Económicos del Banco de España. En cada caso se hace constar entre paréntesis el cuadro y columna (por ejemplo, XX-1-7) de la publicación (edición julio 1990) para referencia. [La definición de los signos de las variables tal como aparecen en este apéndice difiere a veces de aquella con que aparecen en la publicación o en la cinta magnética; pero debe entenderse que se ha hecho así por motivos de claridad expositiva.] Las variables nominales están medidas en millones de pesetas.

$$\Delta DC_H_t = \Delta(H - NFA)_t - \Delta Q_t * DEP_{t-1}$$

$$H_t = \text{Base monetaria (I-1-14)}$$

$$NFA_t = RES_t - ORO_t - FECOM_t$$

$$RES_t = \text{Activos exteriores netos del Banco de España (I-1-9)}$$

$$ORO_t = \text{Provisiones en el balance ajustado del Banco de España por diferencia de valoración de activos exteriores (I-14-10)}$$

$$FECOM_t = \text{Diferencia de valoración de activos exteriores cedidos al FECOM (I-14-11)}$$

$$Q_t = C_LEGAL_t + OBLIG_t$$

$$C_LEGAL_t = \text{Coeficiente legal de caja, para la banca privada y las cajas de ahorros (IX-28-1)}$$

$$OBLIG_t = \text{Depósitos obligatorios, banca privada y cajas de ahorro. Boletín Estadístico del Banco de España, cuadro X, varios números}$$

$$DEP_t = ALP_t - EFECTIVO_t - LETRAS_t - BONOS_t - PAGARES_t$$

$$ALP_t = \text{Activos líquidos en manos del público (IX-2-1)}$$

$$EFECTIVO_t = \text{Efectivo en manos del público (IX-2-6)}$$

$$PAGARES_t = \text{Pagarés del Tesoro en manos del público (IX-4-8) más cesiones temporales a cargo de entidades de crédito (IX-3-4)}$$

$$LETRAS_t = \text{Letras del Tesoro en manos del público (IX-4-8) más cesiones temporales a cargo de entidades de crédito (IX-3-5)}$$

$$BONOS_t = \text{Cesiones temporales de Deuda del Estado a cargo de entidades de crédito (IX-3-8)}$$

$$\Delta DC_AC_t = \Delta (A_CAJA - NFA)_t - \Delta Q_t * DEP_{t-1}$$

$$A_CAJA_t = \text{Activos de caja del sistema bancario (I-1-1)}$$

$$OUTPUT_t = (IPI_SA_t - 95,68 - 0,199*T)/(95,68 + 0,199*T)$$

$$IPI_SA_t = \text{Índice de producción industrial desestacionalizado (Indicadores Económicos del Banco de España)}$$

$$INF_t = (IPC_t / IPC_{t-1}) - 1$$

$$IPC_t = \text{Índice de precios al consumo, base media de 1983 = 100 (XIX-1-1). Para el período estudiado en la sección 4, cintas de las International Financial Statistics, línea 64 (índice base media de 1980=100).}$$

- Y_t = $SANZ_t * IPC_t$ (sección 4)
 $SANZ_t$ = PIB trimestralizado, como aparece en Sanz (1985).
 CAP_t = $B_CAP_t - RES_NET_t$
 B_CAP_t = Balanza de pagos por cuenta de capital, registro de caja (XX-1-7), igual (con distinto signo) a $CJRR_t$ (superávit +, déficit -)
 $CJRR_t$ = Balanza de pagos por cuenta corriente (superávit +, déficit -), según datos de registro de caja del Banco de España (XX-1-1)
 $UTIL_t$ = Tasa de utilización de la capacidad productiva en la industria. (Ministerio de Economía y Hacienda, Economía Española: Series Históricas, julio 1988, p.34).
 $F(L)$ = filtro de medias móviles aplicado a las variables para obtener "valores de equilibrio"
 $F(L) = (0,1 L^0 + 0,2 L^1 + 0,3 L^2 + 0,4)$
 s_t = logaritmo del índice de posición efectiva nominal de la peseta frente a los países desarrollados (XX-53-1).
 $\bar{q}_t$ = $F(L) TC_REAL_t$
 TC_REAL_t = Índice de posición efectiva real de la peseta frente a los países industriales, medidos por precios al consumo (XX-53-7).

$$BC_ACC_t = \sum_{i=1983:1}^t \left[\frac{CJRR_t}{Y_TEND_t} - \lambda \frac{CJRR_{t-1}}{Y_TEND_{t-1}} \right]$$

 Y_TEND_t = Tendencia lineal en Y_N_t
 Y_N_t = $(IPI_SA_t / IPI_SA(1980:Q4)) * 15209100$
 y_t = $F(L) [IPI_SA(t)]$
 y^*_t = $F(L) [GDP_OCDE(t)]$
 $M1_OCDE_t$ = GDP desestacionalizado a precios constantes para países de la OCDE (OECD, Main Economic Indicators, serie OECD.GDP.VS)
 $\bar{m}_t$ = $F(L) \log(M1_t)$
 $M1_t$ = Oferta monetaria (M1) (XX-2-1)
 $\bar{m}^{**}_t$ = $F(L) M1_OCDE_t$
 $M1_OCDE_t$ = Índice de la oferta monetaria (M1) desestacionalizada de los países de la OCDE (OECD, Main Economic Indicators, serie OECD.M1.IND.S)
 π_t = $F(L) [(IPC_t / IPC_{t-1})^s - 1]$ con $s = 4$ para datos trimestrales, y 12 para datos mensuales
 π^*_t = $F(L) [(IPC_OCDE_t / IPC_OCDE_{t-1})^s - 1]$ con $s = 4$ para datos trimestrales y 12 para datos mensuales
 IPC_OCDE_t = Índice de precios en la OCDE excluida Turquía (base 1980=100) (OECD, Main Economic Indicators, serie OECD.CPI.LESS.TRKY)
 $(r-r^*)_t$ = Diferencial descubierto de la peseta frente al tipo medio ponderado en el euromercado (XX-E4-10)

$$\text{PRIMA}_t = \sum_{j=1983:1}^t (\text{CURR}_{t-j} - \Delta \text{NFA}_{t-j})$$

CONTROL_t = Variable "dummy" trimestral, con 1 desde 1987:2 hasta 1988:2
y desde 1988:3 hasta 1989:4.

Apéndice 2

El modelo bajo tipos de cambio fijos

El modelo está tomado de Kouri y Porter (1974), y expresa las interacciones entre los mercados de bonos y de dinero a través de la restricción de riqueza y de la restricción del balance del banco central.

En el mercado de dinero la demanda (función de la renta nacional nominal, la riqueza, y los tipos de interés nacional y mundial y quizá otros factores que influyen en las primas de riesgo) debe igualarse a la oferta (suma de los activos exteriores netos y los activos nacionales netos del banco central):

$$L(Y, W, R, R^*, E) = M_D = M_S = NFA + NDA$$

En el mercado de bonos, la demanda de residentes y de no residentes (dependientes de factores análogos a la demanda de dinero) debe igualarse a la oferta de bonos del gobierno:

$$H(Y, W, R, R^*, E) + F(Y^*, W^*, R, R^*, E) = B_D + B_D^* = B_G$$

Además, los residentes demandan bonos extranjeros:

$$J(Y, W, R, R^*, E) = B_F$$

Los componentes de la oferta monetaria se relacionan con las operaciones de mercado abierto y con los componentes de la balanza de pagos:

$$\Delta NDA = B_G$$

$$\Delta NFA = CAP + CURR$$

Finalmente, la restricción de riqueza cierra el modelo:

$$L(Y, W, R, R^*, E) + H(Y, W, R, R^*, E) + J(Y, W, R, R^*, E) = W \quad (A2.1)$$

Sustituyendo (utilizando las restricciones de riqueza y del balance del banco central), podemos reducir el sistema a dos ecuaciones:

$$\Delta L(Y, W, R, R^*, E) = \Delta NDA + CURR + CAP \quad (A2.2)$$

$$CAP = \Delta F(Y^*, W^*, R, R^*, E) - \Delta J(Y, W, R, R^*, E) \quad (A2.3)$$

Diferenciando ahora (A2.1) y (A2.2) = utilizando la restricción de riqueza (A2.1) (que implica que, si denotamos las derivadas parciales respecto a una variable por subíndices, $L_W + J_W + H_W = 1$, y $L_X + J_X + H_X = 0$ para $X=Y, R, R^*$), obtenemos las dos ecuaciones de forma reducida del modelo:

$$\Delta R = \gamma [\alpha_0 \Delta R^* + \alpha_1 \Delta Y + \alpha_2 \Delta W + CURR + \Delta NDA + \alpha_4 \Delta Y^* + \alpha_5 \Delta W^*] \quad (A2.4)$$

$$CAP = \gamma [\beta_0 \Delta R^* + \beta_1 \Delta Y + \beta_2 \Delta W + \beta_3 CURR + \beta_4 \Delta NDA + \beta_4 \Delta Y^* + \beta_5 \Delta W^*] \quad (A2.5)$$

$$\begin{array}{ll}
\text{donde:} & \alpha_0 = H_R^* + F_R^* & \beta_0 = L_R (F_R^* - J_R^*) \\
& \alpha_1 = H_Y & \beta_1 = [J_R - F_R] L_Y - L_R J_Y \\
& \alpha_2 = H_W & \beta_2 = [J_R - F_R] L_W - J_W L_R \\
& \alpha_4 = F_Y^* & \beta_3 = F_R - J_R \\
& \alpha_5 = F_W^* & \beta_4 = L_R F_Y^* \\
& \gamma = -1/[H_R + F_R] & \beta_5 = L_R F_W^*
\end{array}$$

La ecuación (2) del texto es una versión de la (A2.4), en la que suponemos que los efectos de las variables riqueza y de la renta del resto del mundo, que son difíciles de medir y que como señalan Kouri and Porter (1974) tendrán efectos contrapuestos sobre los flujos de capital, se recogen en la constante.

Apéndice 3

El modelo bajo flotación

El modelo está basado en Hooper y Morton (1982).

En la medida en que no exista perfecta sustituibilidad por monedas de denominación, la paridad descubierta de intereses incluirá una prima de riesgo (ecuación (3) del texto), que —como en Dooley y Isard (1988)— puede expresarse en función de los déficits fiscales y exteriores acumulados, de la intervención oficial y de otras variables. Una versión simplificada es la ecuación (4) del texto.

Con parámetros idénticos para las elasticidades en las funciones de demanda de dinero, y evaluando éstas para sus valores de equilibrio a largo plazo, tendremos que:

$$\bar{p} - \bar{p}^* = (\bar{m} - \bar{m}^*) - a(\bar{y} - \bar{y}^*) + b(\pi - \pi^*) \quad (\text{A3.1})$$

Modelizamos la balanza corriente como dependiente de los valores presente y pasados del tipo de cambio real, y de otras variables exógenas:

$$\left(\frac{\text{CURR}}{\text{Y_TEND}} \right)_t = \sum_{i=0}^t \gamma_i q_{t-i} + f(X)_t$$

En el equilibrio a largo plazo, se cumplirá (siendo $\bar{C}$ el valor de equilibrio a largo plazo de la balanza corriente) que:

$$\bar{C} = \gamma \bar{q} + f(X)$$

Resolviendo para $\bar{q}$ y tomando diferencias:

$$\Delta \bar{q} = (-1/\gamma) \Delta f(X) \quad (\text{A3.2})$$

Los cambios en $f(X)$ pueden relacionarse con los cambios inesperados en la balanza corriente:

$$\Delta f(X) = \left(\frac{\text{CURR}}{\text{Y_TEND}} \right)_t - E_{t-1} \left(\frac{\text{CURR}}{\text{Y_TEND}} \right)_t \quad (\text{A3.3})$$

Finalmente, postulamos que las expectativas sobre la balanza corriente se forman mediante un mecanismo de ajuste parcial a sus valores de equilibrio:

$$E_t \left(\frac{\text{CURR}}{\text{Y_TEND}} \right)_t = \left(\frac{\text{CURR}}{\text{Y_TEND}} \right)_{t-1} + \lambda \left(\bar{C} - \left(\frac{\text{CURR}}{\text{Y_TEND}} \right)_{t-1} \right) \quad (\text{A3.4})$$

Utilizando (A3.2), (A3.3) y (A3.4), e integrando, podemos encontrar la expresión (8) del texto.

Finalmente, sustituyendo (4), (7), (8) y (A3.1) en (6), obtenemos (9).

REFERENCIAS

Alvarez-Pastor, A. y F. Eguidazu (1988), El control de cambios en España, Editorial Revista del Derecho Privado, Madrid, 6ª edición.

Argy, Y. y P. Kouri (1974), "Sterilization policies and the volatility in international reserves", en R. Z. Aliber (comp.), National Monetary Policies and the International Financial System, University of Chicago Press, Chicago.

Artis, J. (1981), "Monetary stabilization with and without government credibility", IMF Staff Papers, 28, pp. 495-533.

Backus, D. y P. Kehoe (1989), "On the denomination of government debt: A critique of the portfolio balance approach", Journal of Monetary Economics, 23, pp. 359-376.

Black, S. (1983), "The use of monetary policy for internal and external balance in ten industrial countries", en J. Frenkel (comp.), Exchange Rates and International Macroeconomics, The University of Chicago Press, Chicago.

Branson, W., H. Halttunen, y P. Mason (1979), "Exchange rates in the short run: Some further results", European Economic Review, 12, pp. 395-402.

Branson, W. y D. Henderson (1985), "The specification and influence of asset markets", en Jones, R. y P. Kenen (comp.), Handbook of International Economics, North Holland, Amsterdam.

Campbell, J. Y. y R. H. Clarida (1987), "The term structure of Euromarket interest rates: An empirical investigation", Journal of Monetary Economics, 19, pp. 25-44.

Danker, D., P. Haas, D. Henderson, S. Symansky y R. Tryon (1984), "Small empirical models of exchange rate intervention: Applications to Germany, Japan and Canada", Federal Reserve Board Staff Studies 135.

Dolado, J.J. y J. Durán (1983), "Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio peseta/dólar", Información Comercial Española, 604, pp. 95-106.

Dooley, M.P. y P. Isard, P. (1982), "A portfolio-balance rational expectations model of the dollar-mark rate: May 1973-June 1977", Journal of International Economics, 12, pp. 257-276.

Dooley, M.P. y P. Isard (1983), "The portfolio-balance model of exchange rates and some structural estimates of the risk premium", IMF Staff Papers, 30, pp. 683-702.

Driskill, R.A. (1981), "Exchange rate dynamics: An empirical investigation", Journal of Political Economy, 89, pp. 357-371.

Fair, R. (1970), "The estimation of simultaneous equation models with lagged endogenous variables and first order serially correlated errors", Econometrica, 38, pp. 507-516.

Fernández, Y.J. (1985), "Economía y política de la peseta, 1974-84", Información Comercial Española, 617-18, pp. 81-100.

Fernández, Y.J. (1987), "El marco de la política de tipo de cambio en España", Papeles de Economía, 32, pp. 110-128.

Fernández, V.J. (1988), Intervención en el mercado de divisas y política del tipo de cambio de la peseta, Editorial de la Universidad Complutense de Madrid, Colección Tesis Doctorales , nº 69/88, Madrid.

Frankel, J. (1979), "On the Mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials", American Economic Review, 69, pp. 610-622.

Frankel, J. (1982a), "In search of exchange risk premium: A six-currency test assuming mean-variance optimization", Journal of International Money and Finance, 1, pp. 255-274.

Frankel, J. (1982b), "A test of perfect substitutibility in the foreign exchange market", Southern Economic Journal, 49, pp. 406-416.

Frankel, J. y C. Engel (1984), "Do asset demands optimize over the mean and variance of real returns? A six-currency test", Journal of International Economics, 17, pp. 309-23.

Frenkel, J.A. y M. Mussa, M. (1985), "Asset markets, exchange rates and the balance of payments", en R.W. Jones y P.B. Kenen (comps.), Handbook of International Economics, Elsevier, New York.

Giavazzi, F. y A. Giovannini, A. (1989), Limiting Exchange Rate Flexibility, The European Monetary System, MIT Press, Cambridge.

Giovannini, A. y Ph. Jorion (1987), "Interest rates and risk premia in the stock market and in the foreign exchange market", Journal of International Money and Finance, 6.

Gorton, L. y D.W. Henderson (1977), "Central bank operations in foreign and domestic assets under fixed and flexible exchange rates", en P. Clark, D. Logue y R. Sweeney (comps.), The Effects of Exchange Rate Adjustments, U.S. Government Printing Office, Washington.

Hansen, L.P. (1982), "Large sample properties of Generalized Method of Moments estimators", Econometrica, 50, pp. 1029-1054.

Hansen, L.P. y R.J. Hodrick (1983), "Risk averse speculation in the forward foreign exchange market: econometric analysis of linear models", en J.A. Frenkel (comp.), Exchange Rates and International Macroeconomics, University of Chicago Press, Chicago.

Henderson, D. (1984), "Exchange market intervention operations: their role in financial policy and their effects", En Edilson, J. y Marston, R. (ed.), Exchange Rate Theory and Practice, University of Chicago Press, Chicago.

Herrnig, F. y R. Marston (1977a), National Monetary Policies and International Financial Markets, North Holland, Amsterdam.

Herrnig, R. y R. Marston (1977b), "Sterilization policy: the trade-off between monetary autonomy and control over foreign exchange reserves", European Economic Review, 10, pp. 325-343.

Hodrick, R.J. (1987), The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets, Harwood, Chur.

Hodrick, R.J. y S. Srivastava (1984), "An investigation of risk and return in forward foreign exchange", Journal of International Money and Finance, 3, pp. 1-29.

Hooper, P. y J.E. Morton (1982), "Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination", Journal of International Money and Finance, 1, pp. 39-56.

Kenen, P. (1982), "Effects of intervention and sterilization in the short run and the long run", en R. Cooper, P. Kenen, J. Braga de Macedo, y J. van Ypersele (comps.), The International Monetary System Under Flexible Exchange Rates, Ballinger, Cambridge.

Kouri, P. y M. Porter (1974), "International capital flows and portfolio equilibrium", Journal of Political Economy, 82, pp. 443-66.

Mastropasqua, C., S. Micosset, y R. Rinaldi (1988), "Interventions, sterilisation and monetary policy in European Monetary System countries, 1979-87", en F. Giavazzi, S. Micosset, y M. Miller (comps.), The European Monetary System, Cambridge University Press, Cambridge.

Mussa, M. (1981), The Role of Official Intervention, Group of Thirty, New York.

Mussa, M. (1985), "Official intervention and exchange rate dynamics", En J. Bhandari (comp.), Exchange Rate Management under Uncertainty, MIT Press, Cambridge.

Obstfeld, M. (1982a), "Can we sterilize? Theory and evidence", American Economic Review, 72, pp. 45-50.

Obstfeld, M. (1982b), "The capitalization of income streams and the effects of open-market policy under fixed exchange rates", Journal of Monetary Economics, 9, pp. 87-98.

Obstfeld, M. (1983), "Exchange rates, inflation, and the sterilization problem: Germany, 1975-1981", European Economic Review, 21, pp. 161-189.

Ollería, J.M. (1976), Medidas de política monetaria adoptadas en el período 1957-1976, Banco de España, Estudios Económicos, nº 5, Madrid.

Ortega, E. (1989), "Controles sobre los movimientos de capital. Situación actual y perspectivas de liberalización", Boletín Económico del Banco de España, Abril.

Rogoff, K. (1984), "On the effects of sterilized intervention: An analysis of weekly data", Journal of Monetary Economics, 14, pp. 131-50.

Sanz, R. (1985), "Trimestralización del PIB por ramas de actividad", Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo 8514.

Trujillo, J.A., C. Cuervo y F. Vargas (1986), El sistema financiero español (3ª edición revisada), Ariel, Barcelona.

Viñals, J. (1985), "El desequilibrio del sector exterior de España: una perspectiva macroeconómica", Información Comercial Española, 604, pp. 23-37.

Viñals, J. (1990), "Spain's capital account: index", CEP9 Discussion Paper 477.

White, H. (1980), "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", Econometrica, 48, pp. 817-838.