



ENSAYOS

sobre política económica

Reservas internacionales y mercado paralelo de divisas bajo el sistema de minidevaluaciones: aspectos teóricos y empíricos

Sergio Clavijo Vergara.

Revista ESPE, No. 11, Art. 03, Junio de 1987
Páginas 91-109



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Reservas internacionales y mercado paralelo de divisas bajo el sistema de minidevaluaciones: aspectos teóricos y empíricos*

Sergio Clavijo Vergara**

Resumen

El presente trabajo tiene por objeto el desarrollar y estimar un modelo de equilibrio parcial, dentro del enfoque monetario de la balanza de pagos (EMBP), que permita evaluar los ajustes monetarios de una economía pequeña-abierta bajo el sistema de minidevaluaciones y en presencia de un mercado paralelo de divisas. El modelo toma en cuenta los efectos de este último mercado tanto sobre la demanda como sobre la oferta de dinero y los ajustes que ellos generan en los flujos de las reservas internacionales, la tasa de inflación doméstica y la tasa de cambio oficial. Se realizan estimaciones econométricas para Colombia, en el período 1974-I/1984-IV, utilizando técnicas lineales de MC2E y no lineales de MC3E.

I Introducción

Las políticas asociadas con el enfoque monetario de la balanza de pagos (EMBP) se han basado en dos posiciones, relacionadas entre sí, sobre el sector monetario y el sistema de tipo de cambio fijo. De una parte, se afirma que:

* Este trabajo corresponde al primer capítulo de mi tesis doctoral presentada al Departamento de Economía de la Universidad de Illinois (Urbana).

** Deseo agradecer los comentarios y sugerencias recibidas del comité de tesis —compuesto por S. J. Turnovsky (director), R. W. Koenker y C. M. Sprenkle— de P. Sen y de los miembros del Grupo de Estudios de Investigaciones Económicas del Banco de la República de Colombia. Igualmente, quiero reconocerle a esta última institución todo el soporte financiero que recibí durante esta investigación. No obstante, todos los errores remanentes y opiniones aquí expresadas son de mi exclusiva responsabilidad.

"...la política monetaria interna no determina la oferta doméstica de dinero sino más bien *la división que respalda la oferta monetaria que demanda el público*, entre reservas internacionales y crédito público" (Johnson, 1972, p. 156 nuestro énfasis).

Esta proposición se basa en el supuesto de que la oferta de dinero se ajusta instantáneamente a su demanda, dado que los residentes de un país tienen la posibilidad de sustituir sus bienes y activos en el mercado internacional. Aún más, se supone que esos bienes y activos son sustitutos perfectos.

De otra parte se afirma que:

"...la implicación central que tiene para la política económica el considerar la balanza de pagos como un fenómeno monetario es que, *mientras la tasa de cambio sea fija*, la política monetaria, como forma de control de la creación de crédito, tiene un efecto directo sobre la balanza de pagos" (Frenkel and Johnson, 1976, p. 40 nuestro énfasis).

Sin embargo, si nos valemos del EMBP para analizar los países menos desarrollados (PMD), es muy importante precisar mejor las afirmaciones anteriores. Primero, el punto de vista ortodoxo hace caso omiso del hecho de que las sustituciones entre bienes y activos nacionales y extranjeros pueden no ser posibles a través de los mercados institucionales cuando los PMD, con problemas de balanza de pagos, proceden a imponer restricciones comerciales cuantitativas y medidas de control cambiario. Esto explica el por qué ciertas sustituciones importantes tienden a efectuarse a través del mercado paralelo. En efecto, algunas investigaciones recientes se han concentrado en el análisis del impacto del mercado paralelo de divisas sobre: a) los flujos de capital y el contrabando (Sheikn,

1976; Dornbusch et al., 1983); b) la determinación del tipo de cambio oficial y las reservas internacionales (Blejer, 1978a; Macedo, 1982; Levi, 1983); y c) la especificación de la demanda por dinero (Blejer, 1978b).

En segundo lugar, cabe recordar que el ortodoxo EMPB se refería al caso extremo de las tasas de cambio fijas y la denominada "ley de un solo precio". En su conjunto, esas proposiciones implicaban que ningún país pequeño lograría escoger su propia tasa de inflación, ya que el desequilibrio monetario pronto se traduciría en flujos comerciales que terminarían por equiparar los ritmos de inflación interna y externa. Sin embargo, algunos PMD, como Brasil y Colombia, adoptaron un sistema de minidevaluaciones a finales de la década de 1960 con el propósito de evitar las fuertes fluctuaciones macroeconómicas que resultaban de fijar la tasa de cambio por períodos prolongados, en presencia de una inflación doméstica persistente.

La experiencia de estos países demuestra que, incluso en el largo plazo, existe la posibilidad no sólo de aislar el sistema de precios domésticos del resto del mundo, sino también de mantener términos de intercambio favorables, escogiendo para ello una regla de depreciación consistente. De hecho, Blejer y Leiderman (1981) encontraron, empleando un modelo de minidevaluaciones, que el Brasil había alcanzado cierta independencia de sus sistemas de precios, aunque para ello dicho país tuvo que realizar importantes ajustes en su balanza de pagos.

El presente trabajo tiene por objeto el desarrollar y estimar un modelo de equilibrio parcial, dentro del enfoque monetario de la balanza de pagos (EMBP), que permita evaluar los ajustes monetarios de una

economía pequeña-abierta bajo el sistema de minidevaluaciones y en presencia de un mercado paralelo de divisas. En el terreno teórico se desarrolla el modelo de Blejer y Leiderman (1981) al introducirse los efectos del mercado paralelo de divisas en la ecuación de equilibrio monetario. En la sección empírica, se realizan estimaciones econométricas para Colombia, en el período 1974-I/1984-IV, utilizando técnicas lineales de MC2E y no lineales de MC3E.

Este trabajo está organizado así: en la Sección I se presenta un esquema del modelo básico, compuesto por el equilibrio monetario, la ecuación de la tasa de inflación y la regla aplicada al tipo de cambio. Dentro de este marco, se muestra cómo la tasa de cambio esperada en el mercado negro de divisas (b^*) afecta tanto la demanda como la oferta de dinero, así como los flujos de reservas internacionales, la tasa interna de inflación, y, por último, la tasa de cambio oficial.

En la Sección II, el modelo se resuelve suponiendo que, primero, b^* sigue un esquema regresivo del tipo propuesto por Dornbusch (1976) y, segundo, que las autoridades utilizan una regla de tasa de cambio que tiene como meta un indicador de Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). Bajo estas condiciones, hemos encontrado que, a pesar de la existencia de fuerzas desestabilizadoras provenientes del mercado paralelo y del factor "importado de inflación", el hecho de que las autoridades mantengan una meta de PPA tiende a proporcionar una solución estable para el modelo. Estos resultados son de alguna manera compatibles con los de Blejer y Leiderman en el sentido de que el sistema de minidevaluaciones permitiría la escogencia de un patrón de inflación propio, aún bajo la presencia de un mercado paralelo de divisas.

La Sección III explica los procedimientos y resultados del modelo econométrico. Dichas estimaciones apoyan tres importantes afirmaciones hechas en la sección teórica: i) un país que sigue la regla de minidevaluaciones, como Colombia, persigue una tasa de PPA al depreciar su moneda en un valor que tiende a cerrar la brecha entre precios internos y externos, quizás no instantáneamente, pero sí en un lapso de tiempo relativamente corto; ii) un exceso de crédito interno tiende a aumentar la demanda por reservas internacionales del Banco Central; sin embargo, el valor absoluto de este "efecto de compensación" resulta ser bajo para Colombia, lo que indica un éxito relativo del sistema de control de cambios implantado en el país desde 1967; y iii) la diferencia entre las tasas de cambio oficial y paralela, que denominamos "efecto de arbitraje", también es importante en la determinación de las reservas internacionales y, quizás, más relevante que el mismo "efecto de compensación" en el caso de Colombia. De otra parte, las estimaciones referentes a la inflación interna no favorecieron tampoco la teoría del EMBP. En efecto, ellas tendieron a apoyar algunos de los argumentos estructuralistas sobre inflación. Finalmente, la Sección IV está dedicada a las conclusiones.

II El modelo

La oferta de dinero

Abstrayéndonos del multiplicador monetario⁽¹⁾, la oferta de dinero puede expresar

(1) Esto se hace únicamente por razones de exposición. En las estimaciones econométricas de la Sección III, el multiplicador monetario será considerado explícitamente.

sarse como la suma de las reservas internacionales y el crédito interno, tal como se muestra en (1). Alternativamente, (1) puede expresarse de modo que la tasa de crecimiento de la oferta de dinero corresponda a un promedio ponderado de las tasas de crecimiento de sus componentes, como en (2).

$$M_s = R + C \tag{1}$$

$$m_s = \alpha r + (1 - \alpha)c \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \tag{2}$$

- M_s : Oferta nominal de dinero.
- R : Oferta oficial de reservas internacionales.
- C : Crédito interno otorgado por el Banco Central.
- α : Participación de cada componente de la oferta de dinero.
- c : Tasa de crecimiento del crédito interno.
- r : Tasa de crecimiento de las reservas internacionales

En general $x = X/X$; las letras minúsculas representan la tasa de crecimiento de la variable X y el punto encima de la variable su primera derivada.

La demanda por dinero

La ecuación (3) corresponde a una función de demanda real de dinero que contiene los argumentos tradicionales de ingreso y un indicador del costo de oportunidad. Este último ha sido determinado bajo el supuesto de que el gobierno ejerce medidas de control sobre: a) la tasa de interés doméstica y b) el mercado oficial de divisas. Por consiguiente, el costo de oportunidad de demandar saldos-monetarios-reales domésticos involucra la rentabilidad esperada de los bonos extranjeros, que deben adquirirse a través del mercado paralelo⁽²⁾.

$$M_d/P = Y^\Omega \exp[-\mu(1 + b^*)] \quad \Omega, \mu > 0 \tag{3}$$

$$m_r = m_d - p = \Omega y - \mu(i + \dot{b}^*) \tag{4}$$

- M_d : Demanda nominal de dinero.
- P : Nivel de precios domésticos.
- Y : Ingreso real doméstico.
- Ω : Elasticidad-Ingreso de la demanda por dinero.
- \exp : Función exponencial.
- μ : Semielasticidad-interés de la demanda de dinero.
- i : Tasa de interés externa.
- b^* : Tasa de crecimiento esperada del tipo de cambio en el mercado paralelo.
- m_r : Tasa de crecimiento de la demanda real de dinero.
- p : Tasa de inflación doméstica.

La diferenciación logarítmica de (3) conduce a la expresión mostrada en (4). Según (4), la tasa de crecimiento de la demanda real de dinero tiende a incrementarse con el ingreso doméstico y a disminuir con la rentabilidad total esperada de los bonos extranjeros. Nótese que la omisión de este último término, que corresponde al efecto de sustitución de activos internos por externos, conduciría a deformar la magnitud de la semielasticidad-interés de la demanda de dinero en países donde existe un mercado paralelo de divisas⁽³⁾.

(2) Algunas economías pequeñas-abiertas, al enfrentar dificultades en su balanza de pagos, tienden a recurrir a controles cambiarios con el propósito de proteger su posición de reservas internacionales contra movimientos especulativos. La experiencia muestra que dichos controles dan vida a un mercado paralelo de divisas, que canaliza los movimientos especulativos (Sheikh, 1976).

(3) En un contexto diferente, Blejer (1978b) muestra algunos resultados empíricos que respaldan esta afirmación para los casos de Brasil, Chile y Colombia en el período 1950-1973.

Equilibrio monetario

Al igualar los flujos de la oferta de dinero de (2) con los flujos de demanda de (4), podemos obtener el equilibrio del mercado monetario que aparecen en (5). El EMBP ha utilizado tradicionalmente esa expresión para afirmar que el exceso de crecimiento del crédito interno —i.e. el lado derecho de (5)— tiende a inducir una reducción de la tasa de crecimiento de las reservas internacionales en el Banco Central, a medida que los agentes económicos reajustan sus portafolios.

$$\alpha r = -[(1 - \alpha)c - (\Omega y - \mu(i + b^*) + p)] \quad (5)$$

Sin embargo, nosotros sostenemos que dicha expresión requiere algunos ajustes en presencia del mercado paralelo de divisas. Obsérvese que (5) sólo incluye el efecto del mercado negro en el lado de la demanda, pero ignora el efecto sobre la oferta de divisas. Para corregirlo, hemos postulado en (6) que la tasa de crecimiento de las reservas internacionales en el Banco Central también es determinada por la prima existente entre las tasas de cambio oficial y paralela. En consecuencia, β tiene por objeto el capturar lo que denominaremos *el efecto de arbitraje*. Este ocurre cuando los exportadores, después de obtener divisas a cambio de los productos y servicios vendidos en el exterior, se enfrentan a la decisión de convertir esos créditos en moneda nacional. Abstrayéndonos del factor riesgo involucrado en dicha operación⁽⁴⁾, cabría esperar que el exportador acudiera al mercado que le reportara mayores dividendos. También parece plausible el suponer que los agentes económicos, al tomar sus decisiones, conocen únicamente la tasa de crecimiento del tipo de cambio oficial, que es fijada por las autoridades, pero que sólo tienen ciertas expectativas sobre la tasa de crecimiento del mercado paralelo⁽⁵⁾.

$$\alpha r = -[(1 - \alpha)c - m_r - p] + \beta(e - b^*) \quad (6)$$

$$0 \leq \beta \leq 1$$

e : Tasa de crecimiento del tipo de cambio oficial.

Una característica interesante de la fórmula dada en 6 es que el término $\beta(e - b^*)$ contribuye a explicar por qué la tasa de crecimiento de las reservas internacionales puede cambiar como resultado de factores distintos a los del exceso de crédito⁽⁶⁾. Supongamos que un país tiene su moneda revaluada con respecto a una tasa de PPA y que su gobierno se muestra reacio a depreciar la moneda con la suficiente rapidez como para corregir un déficit (hipotético) en su balanza de pagos. En consecuencia, los agentes económicos, previendo una crisis cambiaria, podrían formar sus expectativas en forma tal que $b^* > e$. Si así sucede, la falta latente de reservas internacionales se agravaría, ya que los exportadores tenderían a vender parte de sus activos en moneda extranjera en el mercado paralelo, impidiéndole al Banco Central el recibir la cantidad "natural" de reservas correspondiente a los términos de intercambio vigentes. En el caso hipotético de que exista también un exceso de crédito interno que estuviera minando las reser-

(4) Estrictamente hablando, el control de cambios torna ilegal la venta de divisas fuera del Banco Central. Esto implica la existencia de un riesgo en dicha operación. Por esta razón, el factor $(e - b^*)$, en nuestro modelo, debe ser de magnitud suficiente como para compensar dicho riesgo.

(5) En realidad, esta operación bien podría contemplar la tasa observada de depreciación del mercado paralelo y no la tasa *esperada*. Sin embargo, supondremos que los agentes económicos tienen "previsión perfecta" de modo tal que $b = b^*$. (Quiero agradecer a R. W. Gillespie al señalarme la relevancia del tipo de cambio observado en esta operación).

(6) Otro aspecto interesante de (6), que no exploraremos en detalle en esta versión de corto plazo del modelo, es que b^* exhibe "expectativas racionales", tal como se demuestra en el Anexo A.

vas, es claro que el efecto de arbitraje vendría a agravar el deterioro cambiario, mientras prevalezca $b^* > e$.

El efecto opuesto podría generarse si los agentes económicos prevén una bonanza en la oferta de divisas a través del mercado paralelo que resultará en una relación del tipo $b^* < e$. Esto induciría un flujo inesperado de divisas hacia el Banco Central. Así, las autoridades se verían forzadas a modificar su política monetaria a fin de contrarrestar dicho fenómeno.

Hasta donde sabemos, este "efecto de arbitraje" no ha sido analizado antes en la literatura sobre estos temas, a pesar de que él constituye un grave problema de inestabilidad macroeconómica para muchos de los PMD⁽⁷⁾.

Formación de precios

Tradicionalmente, el EMBP había supuesto la "ley de un solo precio", ya que se creía que el arbitraje espacial operaba instantáneamente, igualando el índice de precios del bien transable (un bien representativo de exportables e importables) con el índice de precios mundial, ajustado por el tipo de cambio. Sin embargo, Dornbusch (1973) demostró que, aun si ello tendiera a ocurrir, esa especificación no hacía honor a los importantes efectos de "absorción" cuando los bienes no transables constituían un sector importante de la economía. De hecho, esta situación es bastante común en los PMD, donde abundan las restricciones al comercio y los altos costos de transporte. Es claro que la ventaja de distinguir analíticamente entre los bienes transables y no transables es que esto permite aislar los efectos-ingreso, ocasionados por los cambios en los precios internacionales (bienes transables), de los efectos de excesos de demanda doméstica (bienes no-transables).

De acuerdo con este último enfoque, las ecuaciones (7) y (8) postulan la tasa de inflación de los bienes transables como la suma de la tasa de inflación mundial más la tasa de depreciación oficial, mientras que la tasa de inflación de los no-transables resulta de la transmisión parcial de la inflación de los transables (por ejemplo a través de un aumento en los costos de los insumos importados) más los excesos de la oferta monetaria transmitida en una proporción. Cabe señalar que la forma como se genera el exceso de oferta de dinero en (9) constituye la médula del EMBP, a saber, que en una economía pequeña-abierta las autoridades sólo pueden fijar la cantidad de dinero *ex-ante* al cambiar el componente del crédito interno de la base monetaria o el multiplicador monetario.

$$P_t = P_w + e \tag{7}$$

$$P_n = \gamma P_t + \theta s \tag{8}$$

$$s = (1 - \alpha)c - (m_r + p) \tag{9}$$

- P_t : Inflación en bienes transables
- P_w : Inflación mundial
- P_n : Inflación en bienes no-transables
- s : Tasa de crecimiento del exceso de la oferta monetaria.

La combinación de (7), (8) y (9) nos permite expresar la tasa interna de inflación como aparece en (10), bajo el supuesto de que $\gamma = \theta$. Según esta expresión, la tasa interna de inflación tiene un "componente

(7) Blejer (1978a), Macedo (1982), y Dornbusch et al. (1983) analizan los efectos del mercado paralelo sobre las reservas internacionales pero desde la perspectiva del intercambio real de bienes. Nosotros, en cambio, nos preocupamos únicamente por el aspecto monetario del arbitraje de los tipos de cambio y su influencia sobre las reservas. Es claro, pues, que el análisis de ellos es más general que el nuestro.

importado” y otro “componente doméstico”. Nótese que el primero tiene una mayor ponderación, i.e. $\Gamma + \pi > \pi$, debido a nuestro supuesto de $\Gamma = \theta$.

$$p = (\Gamma + \pi)(p_w + e) + \pi[(1 - \alpha)c - m_r]$$

$$0 < \Gamma, \pi < 1 \tag{10}$$

Donde:

$$\Gamma = k/[1 + \theta(1 - k)]$$

$$\pi = (1 - k)\theta / [1 + \theta(1 - k)]$$

“K” es la ponderación de los bienes transables en el índice de precios domésticos.

La regla de la tasa de cambio

Una de las principales características del sistema de minidevaluaciones es que la tasa de cambio constituye una variable endógena, ya que las autoridades reaccionan constantemente a cambios en el diferencial de precios internos-externos. Las reglas para ajustar el tipo de cambio pueden estar diseñadas para alcanzar una PPA o valores óptimos de las reservas internacionales. La ecuación (11) ilustra una regla de tasa de cambio (simplificada) que tiene como meta implícita una PPA⁽⁸⁾. Nótese que si $\Phi = 1$ en (11) y simultáneamente $\gamma = 1$ en (8), el sistema se asemeja al caso de la tasa de cambio flexible (ignorando el mercado paralelo).

$$e = \Phi(p - p_w) \quad 0 < \Phi \leq 1 \tag{11}$$

Expectativas en el mercado paralelo

La ecuación (12) postula que la tasa de depreciación esperada en el mercado paralelo sigue un esquema de tipo regresivo similar al propuesto por Dornbusch (1976). Esto significa que la tasa de depreciación

esperada en el mercado paralelo es una proporción de la diferencia existente entre la tasa de cambio de PPA, E_p , y la tasa observada en el mercado paralelo, B ⁽⁹⁾.

$$b^* = \delta(E_p - B) \quad 0 < \delta < 1 \tag{12}$$

III Solución del modelo

El modelo descrito en la Sección II constituye un sistema de ecuaciones estructurales, que viene dado por (4), (6), (10), (11) y (12), el que reproducimos abajo.

$$m_r = \Omega y - \mu(i + b^*)$$

$$\Omega, \mu > 0 \tag{4}$$

$$\alpha r = - [(1 - \alpha)c - (m_r + p)] + \beta(e - b^*)$$

$$0 \leq \alpha, \beta \leq 1 \tag{6}$$

$$p = (\Gamma + \pi)(p_w + e) + \pi[(1 - \alpha)c - m_r]$$

$$0 < \Gamma, \pi < 1 \tag{10}$$

$$e = \Phi(p - p_w) \quad 0 < \Phi \leq 1 \tag{11}$$

$$b^* = \delta(E_p - B) \quad 0 < \delta \leq 1 \tag{12}$$

Este modelo puede resolverse para las variables endógenas m_r , r , p , e , y b^* , al

(8) La fórmula general puede expresarse como:

$$e_t = \Phi \sum_{i=0}^n (1 - \Phi)^i L^i (p - p_w)_t \tag{11a}$$

donde $L^i x_t = x_{t-i}$ es un operador de rezago sobre la variable x . La ecuación (11) limita la regla a considerar diferenciales de precios contemporáneos. Sin embargo, en la estimación del modelo también se incluirán los rezagos. Véase Blejer y Leiderman (1981) y Yuravlivker (1985) para especificaciones similares.

(9) Implícitamente supondremos que las tasas oficial y paralela convergen hacia un mismo equilibrio de largo plazo dado por una PPA.

tratar las variables y , i , p_w , c , B y E_p como exógenas. De hecho, debe observarse que el sistema puede dividirse en dos bloques de solución recursiva. Primero, la ecuación (12) puede resolverse autónomamente, la

que a su vez servirá para solucionar (4). Una vez conocidos b^* y $m_r^{(10)}$ resulta posible trabajar en el segundo bloque de ecuaciones simultáneas dado por (6), (10) y (11).

CUADRO 1*

Efectos de: sobre:	δc	δE_p	$\delta \dot{E}_p$
δr	$-(1 - \alpha) [j/\alpha - \pi(1 + \Phi \beta)] / j < 0^{**}$	$-\beta \delta < 0$	$-\pi \delta (j/\alpha - \pi(1 + \Phi \beta)) / j < 0^{**}$
δp	$\delta \pi(1 - \alpha) / j > 0$	0	$\alpha \pi \sigma \mu / j > 0$
δe	$\alpha \Phi \pi(1 - \alpha) / j > 0$	0	$\alpha \Phi \pi \sigma \mu / j > 0$

* El jacobiano está dado por $j = \alpha [1 - \Phi(\Gamma + \pi)] > 0$. El hecho de que $0 < \Gamma + \pi < 1$ y $0 < \Phi \leq 1$ asegura que $j > 0$.

** Estos signos tienen validez bajo los plausibles supuestos de $j/\alpha > \pi(1 + \Phi \beta)$ y $j/\alpha > \pi(1 + \Phi \beta \sigma)^{(11)}$.

El Cuadro 1 presenta los resultados de algunos ejercicios de estática comparativa aplicados al sistema de corto plazo (6), (10) y (11). Vale la pena comentar algunos de los ajustes implícitos en dichos resultados. Para empezar, supongamos que el sistema es sacado de equilibrio como resultado de una decisión de política económica que incrementa la tasa de crecimiento del crédito interno por encima de la demanda nominal de dinero. En (9), se ve claramente que el efecto sería el de un aumento de la tasa de inflación doméstica que, para una tasa de cambio nominal dada, conduciría a una revaluación del tipo de cambio real y a un déficit en la cuenta corriente de la balanza de pagos. Por consiguiente, la tasa de crecimiento de las reservas internacionales disminuiría a medida que se incrementa el componente del crédito. Este resultado de $\delta r / \delta c < 0$, que aparece en el Cuadro 1, corresponde al bien conocido efecto de compensación asociado con el EMBP.

Un punto importante en la controversia del EMBP tiene que ver con la magnitud del efecto de compensación: nótese que a medida que $\delta r / \delta c \approx -1$, el agotamiento de las reservas internacionales se acelera. En el Cuadro 1 se puede observar que hay plena compensación cuando el efecto ponderado del crédito sobre la inflación total,

(10) Aquí suponemos que a partir de (12) también es posible obtener db^*/dt , que es la variable utilizada en (4). De hecho, (4) se estimará logarítmicamente en la Sección III, luego dicho término no se requiere en la práctica.

(11) Hicimos algunas simulaciones numéricas para apoyar éste como un conjunto de suposiciones plausibles. Los valores $\pi = .3$, $\Gamma = .4$, $\beta = .6$, $\Phi = .4$ y $.05 \leq \alpha \leq .8$ mostraron que $-1.6 \leq \delta r / \delta c < 0$. Para el conjunto $\pi = .3$, $\Gamma = .6$, $\beta = .5$, y $0.1 \leq \Phi \leq .65$, se obtuvo $-.7 \leq \delta r / \delta c \leq 0$, pero cuando $\Phi > .65$ claramente $\delta r / \delta c > 0$. Esto último resulta de combinar una respuesta ágil del ritmo de depreciación oficial, que tiende a producir $e > b^*$, con una alta sensibilidad de las reservas a la prima de arbitraje. En suma, la adopción de un conjunto de valores intermedio tiende a garantizar que $\delta r / \delta c < 0$. Una condición necesaria y suficiente para que esto último ocurra es que $1 > \pi + \Phi(\Gamma + \pi) + \Phi \beta$, sabiéndose que $0 < \Gamma + \pi < 1$.

ajustado por el factor de arbitraje, es igual al efecto ponderado de las reservas sobre la "inflación importada", o sea, cuando se tiene que $(1 - \alpha) [1 - \Phi (\Gamma + \pi) - \pi (1 + \Phi \beta)] = \alpha [1 - \Phi (\Gamma + \pi)]$. Con respecto a los efectos $\delta p / \delta c > 0$ y $\delta e / \delta c > 0$, debe observarse que sus magnitudes sólo difieren en el parámetro Φ , como cabría esperarse de la regla (11).

A continuación damos una explicación intuitiva sobre cómo se supone que el sistema retorna al equilibrio. Nótese que el efecto $\delta e > 0$ podría ejercer dos fuerzas estabilizadoras. De una parte, podría conducir a una depreciación real y, por consiguiente, a restablecer la PPA original, suponiendo que el impacto $\delta e > 0$ sobre la inflación de los bienes transables no es instantánea o, si lo es, que ella resulta ser de poca magnitud. De otra parte, $\delta e > 0$ causaría un efecto de arbitraje favorable, para un b^* dado, que reduciría la tasa de pérdida de las reservas. Aparte de estos dos efectos, es importante resaltar el hecho de que el proceso de inflación interna en sí mismo tendería a equilibrar el sistema a medida que ella aumenta la tasa de crecimiento de la demanda *nominal* de dinero.

En resumen, cabría esperar que las fuerzas estables del modelo (i.e. las minidevaluaciones, el "efecto de arbitraje" y la tasa de crecimiento de la demanda por saldos monetarios nominales) terminaran por dominar la fuerza inestable proveniente del factor de "inflación importada". Sólo bajo estas condiciones de estabilidad tendrían sentido los resultados de los ejercicios de estática comparativa.

En el Cuadro 1 aparecen también los resultados de un aumento exógeno en la tasa de cambio de equilibrio E_p . Obsérvese que a medida que $\delta E_p > 0$, b^* aumentaría, provocando una reducción de las reservas

internacionales como resultado del "efecto de arbitraje". Obviamente, la magnitud de $\delta r / \delta E_p < 0$ está determinada por el parámetro de ajuste de expectativas, σ , como por la elasticidad de las reservas a la prima, σ .

Por último, el Cuadro 1 muestra que una *aceleración* exógena de la tasa E_p puede inducir una reducción de la tasa de crecimiento de las reservas. Esto se debe a que ese choque acelera b^* lo que tiende a reducir la demanda real de dinero, y, consecuentemente, ésto produce un exceso de la oferta monetaria, de tal manera que $\delta r / \delta E_p < 0$ ⁽¹²⁾. Cabe resaltar que en este caso la perturbación es provocada por la función de demanda de dinero y ésto afecta el sistema en su conjunto, mientras que el caso anterior, cuando $\delta r / \delta E_p < 0$, el ajuste fue producido por el efecto de arbitraje, sin consecuencias para la tasa de inflación o el tipo de cambio oficial.

IV Estimaciones econométricas

El mercado paralelo de divisas

Para enfrentar el problema de estimar valores para b^* , supondremos que los agentes económicos tienen expectativas adaptativas de modo que (12) puede ser aproximada por (13), donde usamos una función de rezagos distribuidos (Almon, 1965)⁽¹³⁾ aplicada a la variable de ajuste

(12) El ajuste implicado en este caso es semejante al propuesto de Kouri and Porter (1974), en el cual la alta movilidad del capital genera el denominado "coeficiente de compensación".

(13) Por razones teóricas, obsérvese que el valor contemporáneo de la variable "brecha" permanece libre de ajuste, ya que la variable a explicar se refiere al cambio porcentual en el presente período.

($E_p - B$). Adicionalmente, suponemos que controles administrativos sobre el flujo de la oferta de divisas en el mercado paralelo también afectan este mercado. Esto último intenta ser capturado a través de una variable ficticia (D), que toma el valor unitario en el período 1981-1/1984-IV.

$$b = \delta_0 + \sum_{n=1}^4 (\alpha_0 + \alpha_1 n + \dots + \alpha_q n^q) (E_p - B)_{t-n} + \delta_1 D \tag{13}$$

Dado el tamaño disponible de la muestra, 1973-1984 trimestral, el número de rezagos

fue fijado tal que $n=4$, a fin de no perder muchos grados de libertad. Desde el punto de vista teórico, esto supone la existencia de un modelo en el cual n es conocido, pero el grado del polinomio q no lo es. En consecuencia, procedimos a efectuar una prueba anidada sugerida por Judge et. al. (1980), con el fin de determinar el valor de q . Dicha prueba consiste en computar los valores $F_C^{(14)}$ para cada restricción $\gamma_i, i=1..4$, impuesta al polinomio de grado $q=n - \gamma_i$. Los resultados de este procedimiento aparecen en el Cuadro 2 y ellos sugieren la escogencia de $q = 2$ dado que H_3 , es rechazada al nivel de confianza del 95%.

CUADRO 2

Hipótesis	Matriz de restricciones	F_C	F-tablas
$H_1 : q=n-1 = 3$	$R_1 = [0 \ .17 \ .25 \ .17 \ .042]$	1.64	< 7.91
$H_2 : q=n-2 = 2$	$R_2 = [0 \ 1.5 \ -2 \ 1.17 \ -25; \ 0 \ -.17 \ .25 \ -.17 \ .042]$	1.32	< 5.39
$H_3 : q=n-3 = 1$	$R_3 = [0 \ -4.3 \ 4.7 \ -2.3 \ .46; \ 0 \ 1.5 \ -2 \ 1.2 \ -25; \ 0 \ -.17 \ .25 \ -.17 \ .042]$	11.6	> 4.31

Sin embargo, los cálculos de (13) bajo $q=2$ y la consiguiente introducción de la variable ficticia mostraron serios problemas de multicolinealidad. Este problema fue solucionado fijando $q=1$ y manteniendo la variable ficticia.

Adicionalmente, fue preciso corregir los problemas de autocorrelación de primer orden de los residuos. Para ello adoptamos el procedimiento recomendado por Beach y Mackinnon (1978). Este procedimiento además de mantener la primera observación, resulta ser más eficiente que los métodos tradicionales Cochrane-Orcutt o Hildreth-Lu, ya que se maximiza una fun-

ción que "incorpora a priori la restricción de estacionalidad que hace que el valor absoluto de parámetro de autocorrelación resulte menor que la unidad" (Beach y Mackinnon, 1978 p.52). La estimación final de (13) aparece en (14).

(14) Cada estadística F_C viene dada por:

$$F_C (n-q) = \frac{\hat{B}' R'_{n-q} [R_{n-q} (X'X)^{-1} R'_{n-q}]^{-1} R_{n-q} \hat{B}}{(n-q) \sigma^2}$$

donde se tiene que: F_C se distribuye como una función $F(n-q, T-zn-1)$; B "gorro" se refiere al estimador no restringido de (13), excluyendo D por el momento; y σ^2 corresponde a la varianza del estimador.

$$b = .075 - .013 \sum_{n=1}^4 (E_p - B)_{t-n} + .006 \sum_{n=1}^4 (E_p - B)_{t-n} \\ (2.9) \quad (-3.33) \quad (3.58) \\ + .097 D \quad (14) \\ (2.38)$$

$$R^2 = .721 \quad DW = 2.117 \quad RMCE = .065$$

Donde b: Tasa de depreciación del tipo de cambio paralelo (B), tomada de informes internos del Banco de la República de Colombia (15).

E_p : Tasa de cambio de PPA, computada como la tasa de cambio nominal que habría mantenido la tasa de cambio real de 1975 con relación al dólar de los Estados Unidos.

(El período es 1974-I/1984-IV; las estadísticas-t aparecen entre paréntesis; RMCE se refiere a la raíz-media-cuadrática del error).

Dado que los α_q 's fueron significativos a un nivel de confianza del 95%, procedimos a calcular los coeficientes de rezago implícitos en las restricciones impuestas al polinomio. Listando los rezagos del 1 al 4, los resultados fueron: -.007, -.002, .004, 0.010. Infortunadamente, persisten algunos problemas de interpretación, ya que no es posible concluir que los agentes económicos esperan *consistentemente* que la tasa de cambio del mercado paralelo cambie de acuerdo con un rezago distribuido de la diferencia entre una tasa de equilibrio y el tipo de cambio observado en el mercado paralelo (nótese que los estimadores de los rezagos uno y dos trimestres atrás registran signos inesperados).

Sin embargo, en promedio, los coeficientes de rezago implícitos muestran que un au-

mento del 10% en la diferencia registrada durante el año anterior estaría asociada con una aceleración de casi un 1% de la tasa de depreciación de B. Así pues, la hipótesis de expectativas regresivas en el mercado paralelo colombiano tiene algún soporte empírico. Parte de los problemas inherentes en la búsqueda de pruebas más contundentes para esa hipótesis parecen estar asociados con la inestabilidad que muestra dicho mercado en el lado de la oferta. En efecto, nótese cómo la variable ficticia en (14) sugiere que las medidas administrativas encaminadas a reducir la oferta del mercado paralelo están correlacionadas con los aumentos de la tasa de cambio en dicho mercado.

La demanda de dinero

De la ecuación (14) obtuvimos los valores proyectados de b^* con el fin de estimar una versión logarítmica de (4), incluyendo en esta última la tasa de interés doméstica (I_d) como variable independiente⁽¹⁶⁾. A continuación impusimos algunas restricciones a los coeficientes de tal forma que $I + b^* = 0$, lo que no fue rechazado a un nivel de confianza del 99%. Adicionalmente, se contemplaron los ajustes rezagados de la variable independiente, pero ellos resultaron poco significativos. En (15) aparecen los resultados de las estimaciones restringidas.

(15) Hicimos caso omiso de las tasas reportadas en *Pick's Currency Yearbook* en vista de su inconsistencia con los acontecimientos domésticos de este período. Para mayores detalles véase Clavijo (1982). Los datos utilizados en el resto de las estimaciones pueden ser encontrados, en su mayoría, en el *International Financial Statistics* o en la *Revista del Banco de la República de Colombia*.

(16) Esto se hace con el fin de comprobar explícitamente si la tasa de interés doméstica también representa un costo de oportunidad relevante en dicha función. Vale la pena observar que la especificación adoptada en (15) es consistente con un enfoque de portafolio (Tobin, 1969) que involucre el dinero y los bonos domésticos, así como los bonos externos.

$$M_T = .201 + .752 Y - .221 I_d - .358 (I + b^*) \quad (15)$$

(.18) (5.31) (-.48) (-2.81)

$$\bar{R}^2 = .480 \quad DW = 1.758 \quad RMCE = .056$$

A pesar de que el \bar{R}^2 ajustado es más bien bajo, probablemente por problemas en la definición de dinero⁽¹⁷⁾, los signos y magnitudes de los estimadores concuerdan con la teoría. Primero, obsérvese que una elasticidad-ingreso⁽¹⁸⁾ de .752 revela la existencia de importantes economías de escala en el uso del dinero, mientras que la semielasticidad-interés de -.358 indica la importancia de las reducciones en los saldos reales demandados en presencia de una alta rentabilidad esperada en el mercado de bonos extranjeros⁽¹⁹⁾. Vale la pena mencionar que dicha semielasticidad-interés, que involucra la tasa de cambio esperada en el mercado paralelo, apunta en la dirección del mismo fenómeno encontrado por Blejer (1978b), también para Colombia, aunque los resultados no son directamente comparables debido a diferencias metodológicas y de período. Segundo, obsérvese que el promedio ponderado de la tasa de interés doméstica de corto plazo no está significativamente correlacionado con los saldos reales de dinero. Esto último parece ser el resultado del control gubernamental impuesto a una amplia gama de activos financieros domésticos durante la mayor parte del período aquí considerado⁽²⁰⁾.

La tasa de cambio oficial, la inflación doméstica y las reservas internacionales

Utilizando los valores proyectados de b^* y m_T , según (14) y (15), es posible calcular el sistema formado por (6), (10) y (11a)⁽²¹⁾. Los resultados de las pruebas de identificación de parámetros aparecen en el Cua-

dro 3, bajo las restricciones de coeficientes de la forma $(1-\alpha)c = -m_T$, y $P_{t-1} = P_W$, $t-1$.

Dados los problemas de sobre identificación de (10) y (11a), el sistema fue estimado por MC2E⁽²²⁾. En las ecuaciones (16), (17) y (18) aparecen los resultados de esos estimativos, después de corregir problemas de autocorrelación de primer orden de los residuos, utilizando también el procedimiento de Beach y Mackinnon (1978)

(17) Colombia también experimentó el fenómeno de las "distorsiones monetarias" en el sentido de que algunas innovaciones financieras terminaron por minar el significado de M_1 como el indicador de liquidez de la economía (Ortega, 1982). En este sentido, es posible que se logre mejorar lo estimado en (15) al utilizar un indicador de liquidez más amplio. No obstante, esto último podría complicar la definición de crédito dentro del modelo.

(18) Las estadísticas oficiales colombianas sólo reportan las cifras anuales del PIB. Siguiendo a Lee y Oliveros (1983), construimos un indicador trimestral del PIB para Colombia utilizando un índice estacional calculado sobre la tendencia de los tres principales sectores de dicha economía.

(19) Como proxy de los bonos extranjeros utilizamos los "Treasury-bills" de los Estados Unidos a tres meses.

(20) El proxy de I_d fue obtenido ponderando (por volumen) los siguientes activos colombianos de corto plazo: "depósitos UPAC", "CDT" (cuya tasa fue liberada en 1980), "depósitos de ahorro", y "papeles oficiales" (que a su vez involucraban "títulos de participación", "títulos canjeables" y "certificados de cambio"). Para una discusión más amplia sobre la evolución del mercado financiero colombiano véase Jaramillo (1982).

(21) Vale la pena recordar que en las estimaciones debemos usar (11a), en vez de (11), tal como se explicó en la nota 8.

(22) Sin embargo, nótese que (11a) implica restricciones no lineales, lo que hizo que originalmente estimáramos el sistema utilizando MC3E-no-lineales. Bajo esta alternativa, el sistema mostró una alta autocorrelación de primer orden en los residuos, lo que hizo conveniente el regresar a la técnica lineal de MC2E. El Anexo B muestra las estimaciones no lineales.

CUADRO 3

Ecuación No.	Rango Rango (R _i φ) = M-1=2	Orden Rango (R _i) = M-1=2	Identificación
(6)	2	2	Exacta
(10)	2	3	Sobre
(11a)	2	3	Sobre

R. Matriz de restricciones de la ecuación i.

A. Matriz de coeficientes de la forma reducida; A = -W Z⁻¹, donde W se refiere a las exógenas y Z a las endógenas.

$$W = \begin{vmatrix} w_{11} & w_{12} & 0 \\ w_{21} & 0 & w_{23} \\ 0 & w_{32} & 0 \\ 0 & 0 & w_{43} \end{vmatrix}; Z = \begin{vmatrix} z_{11} & z_{12} & z_{13} \\ z_{21} & z_{22} & z_{23} \\ 0 & 0 & z_{33} \end{vmatrix}; \phi = \begin{vmatrix} Z \\ W \end{vmatrix}$$

Los estimadores de (16) corresponden al sistema de minidevaluaciones seguido por las autoridades colombianas. Al probarse la significación de cada coeficiente por separado, encontramos que sólo el valor contemporáneo de la diferencia de precios internos/externos era diferente de cero a un nivel de confianza del 95%. De acuerdo con esta versión lineal del modelo, se estimó que, en promedio, la tasa de cambio sólo ajustaba en un 45% la diferencia de precios al por mayor entre Colombia y los Estados Unidos.

$$e = .073 + .455(p-p_w) + .021(p-p_w)t-1 \tag{16}$$

(1.53) (2.58) (.38)

$\bar{R}^2 = .699$ DW = 2.11 RMCE = .033

$$p = .154 + .409(p_w + e) - .006((1-\alpha)c + a - m_r) \tag{17}$$

(2.79) (2.50) (-2.53)

$\bar{R}^2 = .711$ DW = 1.76 RMCE = .030

$$\alpha r = .176 - .029((1-\alpha)c + a - m_r - p) + .806(e - b^*) \tag{18}$$

(2.97) (-2.05) (1.51)

$\bar{R}^2 = .532$ DW = 2.16 RMCE = .115

(El período es 1974-I/1984-IV; las estadísticas-t aparecen entre paréntesis; RMCE se refiere a la raíz-media-cuadrática del estimador⁽²³⁾).

Sin embargo, la hipótesis de minidevaluaciones gana mayor soporte al introducirse las restricciones no lineales de la forma $\Phi_2 = \Phi_1(1-\Phi_1)$, tal como se muestra en el Anexo B. En efecto, a pesar de la subsistencia de algunos problemas de autocorrelación, la versión no-lineal arroja el estimador $\Phi_1 = 526$, que implica $\Phi_2 = 249$, lo que tiende a apoyar la hipótesis de que las autoridades colombianas se han propuesto el mantener una tasa de PPA, mediante la depreciación continua del tipo de cambio nominal en una magnitud que, en un lapso de seis meses, tiende a cerrar la brecha de precios al por mayor entre Colombia y los Estados Unidos en casi un 80%⁽²⁴⁾.

(23) Aunque a niveles de confianza tradicionales se rechazaban algunas de las restricciones impuestas a los coeficientes, decidimos mantenerlas con el fin de facilitar la interpretación económica del modelo. La bondad de dichos estimadores puede ser evaluada, en términos del balance "ganancia-riesgo" del estimador, usando la estadística RMCE.

(24) Sin embargo, la tasa de PPA implica, en la práctica, una canasta ponderada de diferenciales de precios entre Colombia y sus principales socios comerciales. En este sentido, el hecho de cerrar la brecha de precios entre Colombia y Estados Unidos no significa necesariamente que se haya alcanzado una tasa de cambio de equilibrio durante esa época.

Los cálculos de la ecuación (17) se refieren a los componentes de la inflación en Colombia. Dado que el coeficiente estimado para $(p_w + e)$ es significativo a un nivel de confianza del 95%, es posible inferir que el factor de "inflación importada" se transmite contemporáneamente en un 41% al índice de precios doméstico⁽²⁵⁾. De otra parte, nótese que estas estimaciones no dan soporte empírico a la tradicional hipótesis del "coeficiente de compensación", asociada con el EMBP. En efecto, el coeficiente del término $(1-\alpha)c + a - m_r$ ⁽²⁶⁾ no sólo es reducido en términos absolutos, sino que además presenta el signo inesperado⁽²⁷⁾.

Por contraste, los resultados de (17) podrían interpretarse más bien como un soporte a las hipótesis estructuralistas sobre inflación. Según dicha teoría, la transmisión de la inflación a través del costo de importación de insumos y maquinaria desempeña un papel importante en las economías pequeñas-abiertas (Taylor, 1983). De hecho, los resultados generales de (17) concuerdan con los acontecimientos recientes de Colombia, en la forma analizada, por ejemplo, en Ocampo (1982).

Las estimaciones que aparecen en (18) se refieren a las reservas internacionales del Banco de la República de Colombia⁽²⁸⁾. Obsérvese que el coeficiente del exceso de oferta de dinero, correspondiente a $(1-\alpha)c + a - m_r - p$, tiene el signo esperado y es significativamente diferente de cero al nivel de confianza del 95%. Sin embargo, el valor absoluto estimado del "efecto de compensación" es sólo de .03, lo cual indica que las autoridades económicas colombianas han logrado implantar una política monetaria relativamente independiente (en el sentido de poder inyectar crédito en la economía sin inducir una pérdida significativa de reservas) basándose para

ello en un sistema de control de cambios que ha venido operando en el país desde hace cerca de 20 años⁽²⁹⁾. Estos resultados muestran entonces que la hipótesis tradicional de un alto "efecto de compensación", asociado con el EMBP, no es válida para el caso colombiano⁽³⁰⁾.

Vale la pena observar que hemos encontrado algún soporte para la hipótesis de independencia monetaria basados en el supuesto de que el crédito es una variable exógena. Sin embargo, la independencia monetaria también puede valorarse en

(25) Nótese que el coeficiente del factor de "inflación importada" se eleva al 86% cuando se usa el método MC3E-NL, como aparece en el Anexo B.

(26) La variable "c" corresponde al cambio porcentual en la diferencia entre la base monetaria y las reservas internacionales, mientras que la variable "a" se refiere al cambio porcentual en el multiplicador monetario.

(27) La poca significación absoluta y relativa de este coeficiente persiste en la versión no lineal presentada en el Anexo B.

(28) La RMCE es un buen indicador del posible intercambio sesgo-varianza cuando se restringen los parámetros, bajo el supuesto de ortonormalidad. Obsérvese que en (18) la RMCE es mayor que en (16) o (17), indicando una desviación mayor de esos parámetros respecto de su verdadero valor. Aunque ésto llama a tener cautela en la interpretación de los valores absolutos de los parámetros de (18), su relación sesgo-varianza se encuentra en un rango que no debe afectar las conclusiones cualitativas de nuestro estudio.

(29) Para el análisis del sistema de cambios de Colombia y su evolución histórica, véase Díaz-Alejandro (1976) y Montes (1987).

(30) Dado que el coeficiente de $(1-\alpha)c + a - m_r$, en (17), es poco significativo, nótese que la compatibilidad de (17) y (18) exige la generación de un efecto de compensación a través de un mecanismo diferente al postulado por el EMBP. Una posibilidad es que un exceso de oferta monetaria provoque sustituciones en los activos del Banco Central, afectando directamente el costo de oportunidad $(1 + b^*)$ o su diferencia con 1_d . Este es el tipo de ajuste que tiende a producirse en condiciones de alta movilidad de capitales, como ha sido señalado por la literatura de "coeficientes de compensación" (Kouri and Porter, 1974). No es sorprendente, entonces, que dicha literatura sea a veces considerada como una síntesis entre el EMBP y las teorías sobre flujo de capitales.

términos de la habilidad de las autoridades económicas para *esterilizar* los choques exógenos que sufren las reservas internacionales. Una aclaración a este respecto requeriría un tipo de análisis que cae fuera de nuestro presente objetivo. A juzgar por las activas políticas de esterilización aplicadas en Colombia, especialmente en el período 1976-1981 (Sarmiento, 1978), es muy probable que estudios alternativos tiendan a encontrar cierta independencia monetaria al suponer un comportamiento exógeno de las reservas internacionales (i.e. muy probablemente las políticas de esterilización han sido efectivas en Colombia).

Finalmente, los estimadores que aparecen en (18) presentan resultados ambiguos en lo referente al efecto de arbitraje. De una parte, el coeficiente de $(e-b^*)$ presenta el signo esperado (positivo) y un valor absoluto acorde con nuestra intuición, i.e. $0 \leq \hat{\beta} = .806 \leq 1$. De otra parte, dicho esti-

mador resulta ser no significativo a los niveles tradicionales de confianza⁽³¹⁾. Ahora bien, al tomar en cuenta el alto valor absoluto del estimador y considerando el carácter asintótico de las pruebas de significación estadística, nosotros nos inclinamos a mantener los estimadores que aparecen en (18). Aunque dichas estimaciones son susceptibles de mejorarse, utilizando, por ejemplo, un marco de análisis estocástico que incluya dentro de la prima un factor de riesgo, creemos que estos resultados indican que el fenómeno de arbitraje entre el mercado oficial y paralelo es más relevante que el tradicional efecto de compensación en la determinación de la tasa de crecimiento de las reservas internacionales.

(31) Dicho estimador sería significativo a un nivel de confianza del 87%. Los estimadores de (18) obtenidos por MC3E-NL revelaron problemas adicionales, ya que tanto el efecto de compensación como el de arbitraje resultaron no significativos. Véase Anexo B.

Conclusiones

Al construir y estimar un modelo económico de una economía pequeña-abierta sometida a controles cambiarios, y que por consiguiente genera un mercado paralelo de divisas, esperamos haber hecho los siguientes aportes: desde el punto de vista teórico, creemos haber demostrado que el mercado paralelo de divisas afecta tanto la demanda como la oferta de dinero, así como también los flujos de reservas internacionales, la tasa de inflación doméstica y, por último, la tasa de cambio oficial. Los resultados de estática comparativa ilustraron el efecto de compensación tradicional, asociado con el EMBP. Adicionalmente, se demostró que dicho "efecto de compensación" podría verse reforzado ante la existencia de un mercado paralelo de divisas. En efecto, lo que denominamos "efecto de arbitraje" podría impedir que el Banco Central recibiera una parte de las divisas generadas vía comercio, si por ejemplo,

los agentes económicos prevén una crisis cambiaria.

Al calcular el modelo para Colombia, se encontró algún soporte empírico para: 1) la regla de minidevaluaciones; 2) la existencia de un reducido "efecto de compensación", lo que resalta el éxito relativo del sistema de control de cambios colombianos; y 3) la existencia de un importante efecto de "arbitraje", que muestra la relevancia de la prima entre las tasas de cambio oficial y paralela en la determinación de las reservas internacionales en el Banco Central. Sin embargo, el cálculo de este último efecto es susceptible de mejorarse, por ejemplo, adoptando un marco de análisis estocástico que involucre el factor de riesgo en el arbitraje. Finalmente, la estimación de las fuentes de inflación doméstica tampoco favorecieron el EMBP; por el contrario, dichas estimaciones tendieron a apoyar algunas de las hipótesis estructuralistas.

Anexo A

EXPECTATIVAS RACIONALES EN EL MERCADO PARALELO DE DIVISAS

Tal como se comentó en la nota de pie de página 6, es posible probar que la ecuación (6) exhibe expectativas orientadas hacia el futuro respecto de b^* . En efecto, nótese que al fijar en el tiempo los factores determinantes de (4), excepción hecha de b^* , y al reemplazar (4) en (6), obtenemos (6a). Adicionalmente supondremos, en (6b), que la depreciación del tipo de cambio oficial, $\delta_e > 0$, genera inflación al aumentar los precios de los bienes transables, en donde ϕ representa el grado en que e se transmite a p .

$$\dot{\mu} b^*(t) = \beta [b^*(t) - e(t)] + p(t) \quad (6a)$$

$$p(t) = \phi e(t) \quad 0 \leq \phi \leq 1 \quad (6b)$$

Reemplazando (6b) en (6a) e integrando en el tiempo, llegamos a (6c), lo que muestra que b^* contiene expectativas orientadas hacia el futuro. Esta expresión nos dice que b^* tenderá a incrementarse con la tasa de depreciación del tipo de cambio oficial, la que a su vez es ajustada de acuerdo con la razón existente entre el parámetro de arbitraje y la semielasticidad-interés sobre los bonos externos.

$$b^*(t) = (\beta - \phi) \cdot \mu \int_t^{\infty} e(t) \exp[\beta(t-s) - \mu] dt \quad (6c)$$

t : Tiempo

s : Parámetro en función del tiempo.

\exp : Función exponencial.

Esta característica de tener expectativas mirando hacia el futuro resulta congruente con el principio de expectativas racionales, que postula que los agentes económicos tienden a utilizar eficazmente la información disponible hoy, que aquí se ha supuesto gratuita (Sargent and Wallace, 1973).

Anexo B

ESTIMATIVOS ECONOMETRICOS UTILIZANDO TECNICAS NO-LINEALES (NL) DE MC3E

Dadas las restricciones no-lineales planteadas en (11a), usamos la técnica de MC3E-NL, resolviendo el sistema a través del algoritmo Gauss-Newton. Para resolver el problema de alta autocorrelación de los residuos, impusimos al modelo una estructura de primer orden. La imposición de estas restricciones fue probada usando el procedimiento de Gallant y Jorgenson (1979), cuyo resultado fue $X_c^2 = 8.45 < X^2(8, .06) = 15.5$, indicando el no rechazo de dichas restricciones. Los estimativos no lineales aparecen en las ecuaciones (16a), (17a), y (18a).

$$e = .526 (p-p_w) + .249 (p-p_w)_{t-1} \quad (16a)$$

(3.98) (3.98)

$$\bar{R}^2 = .866 \quad \rho = .585 \quad \text{RMCE} = .026$$

$$p = .863 (p_w + e) + .0002 [(1 - \alpha) c + a - m_r] \quad (17a)$$

(2.91) (0.5)

$$\bar{R}^2 = .343 \quad \rho = .250 \quad \text{RMCE} = .035$$

$$\alpha \Delta = -.023 [(1-\alpha) c + a - m_r - p] - .458 (e - b^*) \quad (18a)$$

(-1.14) (-.37)

$$\bar{R}^2 = .829 \quad \rho = .110 \quad \text{RMCE} = .108$$

(El período es 1974-I/1984-IV; las estadísticas-t aparecen entre paréntesis; ρ es el parámetro de autocorrelación de primer orden y el RMCE es la raíz-media cuadrática del error).

Como se mencionaba en el texto, estos estimativos respaldan bastante bien la regla de minidevaluaciones, pero tornan totalmente insignificante el efecto de compensación (aunque su valor absoluto continúa siendo tan bajo como antes) y el efecto de arbitraje (que ahora exhibe el signo inesperado). Por último, nótese que los valores del ρ en (16a) y (17a) permanecen relativamente altos, lo que indica que estos estimativos no son eficientes.

Referencias

- Almon, S. (1965) "The distributed lag between capital appropriations and expenditures" *Econometría* (No. 33).
- Beach, C. M. and J. G. Mackinnon (1978) "A maximum likelihood procedure for regression with autocorrelated errors" *Econometría* (January).
- Blejer, M. I. (1978a) "Exchange restrictions and the monetary approach to the exchange rate" *The Economics of Exchange Rates* (Ed.) J. Frenkel and H. Johnson.
- Blejer, M. I. (1978b) "Black-market exchange rate expectations and the domestic demand for money: Some empirical results" *Journal of Monetary Economics* (Vol. 4).
- Blejer, M. I. and L. Leiderman (1981) "A monetary approach to the crawling-peg system: Theory and evidence" *Journal of political economy* (Vol. 89 No. 1).
- Díaz-Alejandro, C. (1976) *Foreign trade regimes and economic development: Colombia* (Columbia University Press).
- Dornbusch, R. (1973) "Devaluation, money, and non-traded goods" *American Economic Review* (December).
- Dornbusch, R. (1976) "Expectations and exchange rate dynamics" *Journal of political economy* (December).
- Dornbusch, R., D. V. Dantas, C. Perchman, R. R. Rocha, and D. Simoes (1983) "The black-market for dollars in Brazil" *The quarterly journal of economics* (February).
- Clavijo S. (1982) La estructura del mercado paralelo de divisas y los flujos de capital en Colombia" Banco de la República, DIE, Documento de Trabajo No. 3.
- Frenkel, J. A. and H. G. Johnson (1976) "The monetary approach to the balance of payments: Essential concepts and historical origins: *The monetary approach to the balance of payments* (eds.) J. A. Frenkel and H. G. Johnson (University of Toronto Press, 1976).
- Gallant, A. R. and D. W. Jorgenson (1979) "Statistical inference for a system of simultaneous, nonlinear, implicit equations in the context of instrumental variables estimation" *Journal of econometrics* (No. 11).
- Jaramillo, J. C. (1982) "La Liberación del Mercado Financiero" *Ensayos sobre política económica* (Bogotá-Colombia, marzo).
- Johnson, H. (1958) "Towards a general theory of the balance of payments" in *The monetary approach to the balance of payments* (eds.) J. A. Frenkel and H. G. Johnson (University of Toronto Press, 1976).
- Johnson, H. (1972) "The monetary approach to the balance of payments" in *The monetary approach to the balance of payments* (eds.) J. A. Frenkel and H. G. Johnson (University of Toronto Press, 1976).
- Judge, G. G, W. E. Griffiths, R. C. Hill, and T. C. Lee (1980) *The theory and practice of econometrics* (N. Y., J. Wiley & Sons).
- Kouri, P. and M. Porter (1974) "International capital flows and portfolio equilibrium" *Journal of political Economy* (May/June).
- Lee, M. y H. Oliveros (1983) "La demanda por activos Líquidos en Colombia" *Ensayos sobre política económica* (Bogotá-Colombia, abril).
- Levy, V. (1983) "Demand for International Reserves and Exchange-rate intervention policy in an adjustable-peg economy" *Journal of monetary economics* (No. 11).
- Macedo, J. B. (1982) "Exchange rate behavior with currency inconvertibility" *Journal of international economics* (No. 12).
- Montes, F. (1987) (Editor) *Colombia: 20 años del régimen de cambios y de comercio exterior* (Banco de la República).
- Ocampo, J. A. (1982) "Política económica bajo condiciones cambiantes del sector externo" *Ensayos sobre política económica* (Bogotá-Colombia, septiembre).
- Ortega, F. J. (1982) "Evolución reciente del sector financiero" *Ensayos sobre política económica* (Bogotá-Colombia, marzo).
- Sargent, T. J. and N. Wallace (1973) "The stability of models of money and growth with perfect foresight" *Econometrica* (November).
- Sarmiento, E. (1978) "Estabilización de la economía colombiana" *Revista del Banco de la República de Colombia* (Agosto).
- Sheik, M. A. (1976) "Black market for foreign exchange, capital flows and smuggling" *Journal of development economics* (March).
- Taylor, L. (1983) *Structuralist macroeconomics* (Basic-Book).
- Tobin, J. (1969) "A general equilibrium approach to monetary theory" *Journal of money, credit and banking* (No. 1).
- Yuravlivker, D. E. (1985) "Crawling-Peg and the real exchange rate" *Journal of development economics* (No. 18).