Sobre la efectividad de los controles a los flujos de capital en Colombia

Mauricio Cárdenas S.
*Felipe Barrera O.**

RESUMEN

Este artículo analiza la efectividad de los controles de capital en Colombia. La evidencia que se presenta sugiere que las medidas adoptadas en el pasado reciente han sido relativamente incapaces de reducir el *nivel* de flujos de capital. No obstante, los ejercicios realizados indican que dichos controles han inducido una *recomposición* de las obligaciones externas en favor de aquellas con vencimientos a largo plazo. Esto último constituye un resultado positivo, ya que ha reducido la vulnerabilidad del país frente a una posible crisis de confianza al estilo de la experimentada por México en diciembre de 1994. En este sentido, los controles pueden considerarse como una forma efectiva de internalizar la externalidad negativa impuesta por vencimientos a corto plazo.

I. INTRODUCCION

Colombia ha experimentado durante la presente década un aumento sin precedentes en las entradas de capital como resultado de varios factores que ya han sido mencionado en otros artículos. En la mayoría de los trabajos recopilados en Cárdenas y Garay (1993), los flujos de capital se explican por cambios en el diferencial entre las tasas de interés internas y externas (peso-dólar). Normalmente, las regresiones reportan un R^2 alto, con coeficientes significativos y con el signo positivo esperado sobre la variable que mide el diferencial[1]. Además, los trabajos le han dado

* Fedesarrollo y Universidad de Chicago, respectivamente. Ponencia ante el Octavo Seminario Interamericano sobre Economía, organizado por NBER y Fedesarrollo (Bogotá, noviembre 16-18, 1995). Queremos expresar nuestra gratitud a Roberto Junguito, nuestro comentarista, al igual que a Joaquín Bernal, Alberto Carrasquilla, Juan Carlos Echeverry, Andrés Escobar, Leonardo Hernández, Eduardo Lora, Zeinab Partow, Cynthia Rosenberg y Juan Manuel Rojas. Este trabajo se realizó con el apoyo financiero del Banco Mundial. Los puntos de vista son exclusivamente de los autores.

[1] Se dan discrepancias cuando los autores tratan de establecer una relación de causalidad. Con base en el método Granger, Carrasquilla (1993) sugiere una causalidad de flujo-diferencial en el período 1985-92 (aunque con baja significancia estadística). O'Byrne y Reina (1993) obtienen un resultado opuesto.

énfasis al papel de las reformas estructurales, especialmente en relación con la liberalización de la cuenta de capital[2].

De hecho, como parte de estas reformas se sustituyeron los controles cuantitativos de capital por mecanismos de precio, comunmente denominados como los impuestos de Tobin[3]. El propósito de estos nuevos controles ha sido el de desestimular los flujos de capital de corto plazo. Por ejemplo, en 1993 se impusieron encajes no remunerados sobre el endeudamiento externo del sector privado[4]. Además, desde 1991, se estableció la retención en la fuente sobre las transacciones de la cuenta corriente especialmente propensas a esconder flujos de capital, tales como los desembolsos de divisas por servicios prestados en el extranjero y transferencias . Estas medidas se introdujeron en un esfuerzo para reducir el nivel de los flujos de capital y la volatilidad de la tasa de cambio real[5].

Este artículo analiza la efectividad de los depósitos no remunerados y la retención en la fuente como instrumentos para ejercer controles a los flujos de capital. La experiencia colombiana ha sido citada como un ejemplo exitoso donde los controles de capital han resultado en una mayor estabilidad macroeconómica. Por lo tanto, vale la pena investigar esta experiencia, especialmente después de la crisis mexicana[6]. Para este propósito, el artículo se concentra en el análisis de los efectos de los impuestos de Tobin sobre el *nivel y composición* de los flujos de capital. La conclusión es que estos impuestos logran cambiar la composición de los flujos de capital en favor de vencimientos de largo plazo, aunque con el costo de aumentar las tasas de interés internas en el corto plazo. Sin embargo, parece que no juegan ningún papel en la alteración de la magnitud global de los flujos de capital[7].

El artículo esta organizado de la siguiente manera. La sección 2 resume parte de la literatura sobre los argumentos a favor de los controles de capital y sus efectos posibles. La sección 3 presenta los "hechos estilizados" en relación con la magnitud de los flujos de capital y las políticas que se han adoptado en Colombia desde 1990. El marco

---

[2] Desde 1990, Colombia ha adoptado gradualmente un paquete de reformas estructurales conocidas como el consenso de Washington. Las reformas (todas aprobadas por el Congreso colombiano) incluyen la liberalización comercial que desmanteló totalmente las restricciones cuantitativas y disminuyó los aranceles promedios del 43.7% en 1989 al 11.7% actual. Otras reformas tratadas incluyen: régimen del mercado laboral (1990), régimen inversión extranjera (1991), mercados financieros (1991), y sistema de seguridad social (1993).

[3] Hay una larga tradición de controles de capital en Colombia (con diferentes objetivos e instrumentos). Entre 1967 y 1990, las transacciones de moneda extranjera se centralizaron, al tiempo que se establecieron controles administrativos para la mayoría de ellas. Bajo este rigido sistema, los nacionales colombianos no podían tener activos extranjeros. Los trabajos publicados en Banco de la República (1987) analizan el origen y las implicaciones de este régimen.

[4] Estos depósitos también se utilizan en Brasil y Chile. Existen otras restricciones sobre la inversión extranjera de portafolio, especialmente en el mercado de bonos emitidos para el control monetario. Ver FMI (1995).

[5] También se ha argumentado que los flujos de capital están asociados a la reciente disminución en el ahorro privado (las tasas de ahorro disminuyeron del 13-15% del PIB entre 1972 y 1990 al 8% en 1993-1994) a través de la reducción en el precio de los bienes de consumo duraderos (apreciación real) y la relajación de las restricciones de liquidez.

[6] El FMI (1995) ha dicho recientemente que "la respuesta de política frente a la volatilidad de los flujos de capital puede requerir de múltiples instrumentos, incluyendo medidas que busquen desestimular los flujos de capital o cambiar su naturaleza" (página 14).

[7] Para un análisis similar del caso chileno, ver Valdés-Prieto y Soto (1995).

conceptual para analizar la efectividad de los controles de capital se presenta en la Sección 4. En la Sección 5 se discuten los resultados econométricos, basados en estimaciones realizadas a partir de datos mensuales para el período comprendido entre enero de 1985 y julio de 1995. La Sección 6 presenta alguna evidencia adicional sobre los efectos de los controles de capital sobre la tasa de interés y el *premium* cambiario. El artículo termina con una breve sección de conclusiones.

II. LA TEORIA DE LOS CONTROLES DE CAPITAL

Los controles de capital tienen una larga historia en la literatura económica[8]. El argumento general es el que los controles limitan la actividad especulativa (ver Eichengreen, Tobin y Wyploz (1995)) con el fin de evitar las fluctuaciones macroeconómicas de corto plazo. Específicamente, los controles ayudan a estabilizar la tasa de cambio real, lo cual, a su vez, promueve el crecimiento de las exportaciones[9]. Por ello, para determinar la conveniencia y efectividad de los controles es necesario evaluar la estabilidad de los flujos de capital. Si la variabilidad de los flujos de capital impone una amenaza sobre la estabilidad macroeconómica es más fácil justificar la adopción de controles. En otras palabras, los controles de capital surgen más naturalmente en un contexto en el que los flujos de capital son básicamente dinero "caliente" que se desplaza con rapidez de un país a otro dependiendo de los rendimientos relativos de corto plazo. De hecho, algunos de los argumentos a favor de los controles de capital hacen referencia a la composición (más que al nivel) de las obligaciones externas. El argumento se basa principalmente en el supuesto de que al cambiar la composición de los flujos de capital a favor de instrumentos de largo plazo, disminuye la probabilidad de una "corrida" contra el país. Sin embargo, si de entrada los flujos de capital son "fríos" en el sentido de ser estables, entonces los argumentos sobre controles de capital (de haberlos) deben buscarse en otra parte.

Con alguna frecuencia, los controles a los flujos de capital se han justificado debido a su papel como obstáculos a la fuga de capitales[10]. Krugman (1987b) formaliza el siguiente argumento: un país que enfrenta un choque externo negativo puede tratar de evitar una devaluación adoptando controles a las importaciones (para no tener que asumir los efectos desagradables de la devaluación sobre la inflación y la distribución del ingreso). Sin embargo, en la medida en la que la tasa de cambio se sobrevalúa, los agentes anticipan una devaluación futura y por lo tanto, modifican sus portafolios. Si realmente la fuga de capital ocurre, los controles de importaciones necesariamente se hacen más rígidos y reducen el bienestar. Por supuesto, la primera y mejor solución es la de dejar que se ajuste la tasa de cambio; pero si esto no ocurre, entonces se requieren controles de capital[11]. Sin embargo, en el largo plazo, los controles de capital no previenen la pérdida de reservas originada por una tasa comercial sobrevaluada (Dornbush, 1986).

[8] Para un resumen reciente ver Dooley (1995) y Dornbusch (1995).

[9] De acuerdo con la literatura de patrón dependencia, la apreciación de la tasa de cambio puede tener efecto sobre las exportaciones en el largo plazo. Ver Krugman (1987a) para un modelo y Gagnon (1993) para la evidencia empírica sobre los efectos de la variabilidad de la tasa de cambio en los flujos comerciales.

[10] Este argumento corresponde a la filosofía del primer artículo del régimen de moneda extranjera establecido en Colombia en 1967 (el cual terminó en 1990).

Los controles de capital podrían resultar deseables por otras razones. Al forzar a los agentes a tener activos nacionales, tienen un efecto positivo sobre la base tributaria ya que los activos financieros aumentan la base del impuesto inflacionario. Por ello, no resulta sorprendente, como se discute en Alesina, Grilli y Milesi-Ferreti (1993), que los gobiernos tiendan más a utilizar controles de capital cuando dependen del impuesto inflacionario (lo que es corriente cuando el banco central no es independiente)[12]. En otros casos, los controles de capital toman la forma de un impuesto fácilmente recaudable sobre las transacciones internacionales, con un efecto directo sobre el ingreso tributario. Tampoco resulta sorprendente que los gobiernos se beneficien de los mayores ingresos y exageren la importancia de estas medidas para la estabilidad macroeconómica.

En conclusión, hay una variedad de posibles justificaciones para los controles de capital. En el contexto colombiano, los argumentos con respecto a la estabilidad macroeconómica han sido los más frecuentes. La prevención de las posibles fugas de capitales y otras consideraciones fiscales han jugado un papel secundario en el período reciente.

III. FLUJOS DE CAPITAL PRIVADO EN COLOMBIA

A. Medición

La definición estadística de flujos de capital en Colombia es un tema complejo. Por una parte, la existencia de controles de capital desde 1967 ha inducido a los agentes a disfrazar las transacciones de capital en la cuenta corriente. En la práctica, los flujos de capital están parcialmente encubiertos en el comercio de bienes y servicios. Por otra parte, como es bien sabido, los ingresos por tráfico de drogas (en principio una transacción de cuenta corriente) utilizan una variedad de canales que involucran tanto el mercado paralelo como el oficial[13]. En parte, el lavado de dinero tiene lugar a través de transacciones en el mercado oficial, especialmente en la cuenta de servicios y transferencias[14]. Estos problemas sugieren que hay que ser cuidadoso cuando se utilizan datos de la balanza de pagos.

Como es virtualmente imposible observar las verdaderas cuentas corriente y de capital, se han hecho muchos esfuerzos para estimar los flujos de capital en Colombia. En esta sección, se presentan algunos estimativos con base en los

[11] Un número de estudios ha analizado los efectos sobre el bienestar de los controles de capital. En ausencia de rigideces o de fallas en el mercado, los controles de capital claramente reducen el bienestar. Este es el caso en los modelos intertemporales de Greenwood y Kimbrough (1987) y Stockman y Hernández (1993) en lo cuales los controles de capital mejoran la balanza comercial a través de una reducción ineficiente del consumo de importaciones. Adams y Greenwood (1985) llegan a la misma conclusión en un modelo en donde los controles de capital se tratan como un tipo de tasas de cambio dual. Greenwood y Kimbrough (1985) estudian los efectos de los choques fiscales nacionales e internacionales bajo la presencia de controles de capital. En este contexto, la equivalencia Ricardiana no es válida entre impuestos y bonos extranjeros, y los controles de capital aislan la economía de los choques fiscales extranjeros (aunque el efecto sobre el bienestar también es negativo).

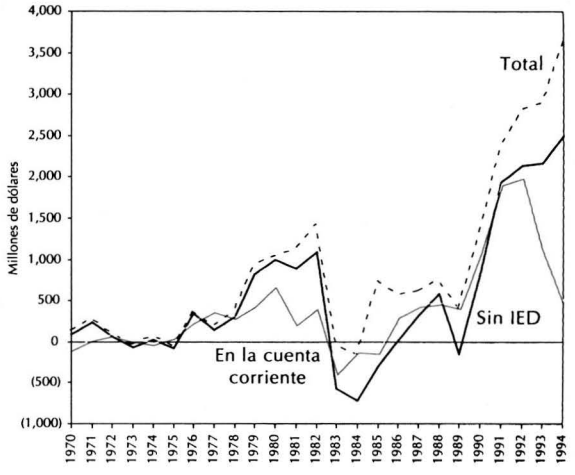
[12] También encuentran que los controles de capital tienden a existir en países con regímenes de tasa de cambio fija o administrada, como las minidevaluaciones.

[13] Por supuesto, la venta de activos externos adquiridos con dinero de drogas debe considerarse como un flujo de capital.

[14] El lavado de dinero tiene lugar frecuentemente a través del contrabando de bienes hacia Colombia.

datos anuales de la balanza de pagos y en las cifras mensuales de la balanza cambiaria BC[15]. Para comenzar, algunos de los rubros de la cuenta corriente de la balanza de pagos se utilizan para aproximarse a la medición del flujo de capital privado. En especial, se toma de la cuenta corriente, la suma de ingresos por turismo más otras transacciones de servicios más las transferencias, y se le agrega a la cuenta de capital privado que incluye endeudamiento a corto y largo plazo, inversión de portafolio e inversión extranjera directa (IED) (también se agregan errores y omisiones)[16]. El Gráfico 1 muestra las series resultantes para el período 1970-1994. Es interesante señalar el aumento sin precedentes en los flujos de capital desde 1990 (inclusive si la IED se deja por fuera) tuvo lugar principalmente a través de la cuenta de corriente en 1990-1992, mientras que en 1993-1994, la cuenta de capital fue el canal preferido. Una hipótesis es que los controles en forma de impuestos sobre transacciones de servicios han sido efectivos al reducir el flujo de capital a través de la cuenta corriente[17]. Volveremos a este tema en la Sección 5.

Gráfico 1. FLUJOS DE CAPITAL PRIVADO BALANZA DE PAGOS



Fuente: Banco de la República.

El número limitado de observaciones que se obtienen de los datos de la balanza de pagos obstáculiza seriamente cualquier análisis econométrico. Como alternativa, los datos de la BC permiten estimaciones de mayor frecuencia, aunque con el costo de una calidad y confiabilidad inferior. No obstante, los resultados econométricos reportados más adelante tienden a ser robustos a las mediciones alternativas de flujos de capital privado.

La definición más simple está dada directamente por la cuenta de capital privado de la BC (***kf1***). El Gráfico 2 muestra los datos mensuales para el período 1985:01 a 1995:07. Cabe mencionar que, de acuerdo con esta definición, los flujos de capital fueron muy limitados hasta 1991. En 1994 se registraron niveles récord (aproximadamente US$170 millones por mes en promedio), para luego disminuir significativamente en 1995. Esta variable, sin embargo, no capta los flujos de capital que entran a través de la cuenta corriente.

[15] La balanza cambiaria (BC) registra todas las transacciones extranjeras realizadas a través del Banco de la República. Con algunos ajustes, los datos de la BC fueron una buena alternativa frente a la balanza de pagos cuando el mercado de divisas estaba centralizado (1967-1990). En la actualidad, aunque los intermediarios tienen que informar sus transacciones en divisas al Banco de la República, la información es mucho menos confiable.

[16] Un método similar se utiliza en Herrera (1991). Es importante mencionar que la definición ignora la sobre y subfacturación de flujos comerciales.

[17] También es posible argumentar, como en Bernal (1995) que, en la práctica, la cuenta de capital se liberalizó en 1993. De hecho, los préstamos en divisas por intermediarios nacionales se flexibilizaron.

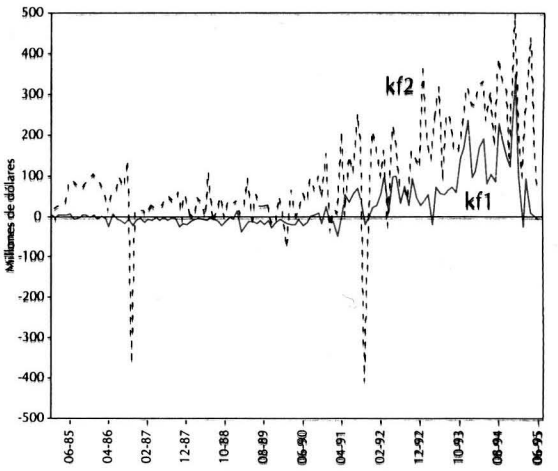
Con el fin de obtener una medida más adecuada, se contruyó la siguiente variable con base en la identidad contable de la balanza de pagos.

$$kf2_t = \Delta R_t - TB_t - GSB_t - PNFSB^p_t - GKA_t$$
$$= T_t + PNFSB^t_t + PFSB_t + PKA_t + Errores_t$$

donde el flujo de capital privado (***kf2***) se define como el cambio en las reservas brutas (ΔR) menos el saldo de la balanza comercial (TB), menos el saldo de la balanza de servicios del gobierno (GSB), menos el componente permanente de la balanza de servicios no financieros privados[18] ($PNFSB^p$), menos la cuenta de capital del sector público (GKA). En forma equivalente, los flujos de capital privados corresponden a la suma de transferencias netas (T), más el componente temporal de la balanza de servicios no financieros privados ($PNFSB^t$), más la balanza de servicios financieros privados (PFSB) más la cuenta de capital privado y los errores y omisiones de la balanza de pagos.

El Gráfico 2 muestra la variable resultante ***kf2***. Como era de esperar, en este caso, los flujos de capital son mayores que en ***kf1***, lo que refleja la presencia de los flujos de capital en las transferencias, los servicios financieros privados y en el componente temporal de las transacciones de servicios no financieros. Sin embargo, este método no deja de tener problemas. El uso de componentes temporales de las series implica que

Gráfico 2. FLUJOS DE CAPITAL PRIVADO



las fluctuaciones de corto plazo en los servicios no financieros (tales como un cambio en los precios) se toman como flujos de capital. Con todo, es de resaltar que existe una fuerte correlación entre ***kf2*** y los datos de la balanza de pagos del Gráfico 1.

Siguiendo a Claessens, Dooley y Warner (1995), se estimaron los coeficientes de autocorrelación de primer orden para las variables que se describen en el Gráfico 2 (ver apéndice). Los coeficientes estimados, así como su significancia estadística son indicativos de un grado relativamente alto de persistencia de las series (inclusive cuando el período 1990-1995 se analiza separadamente). Esta evidencia sugiere que los flujos de capital en Colombia son relativamente "fríos"[19].

B. Políticas Recientes

El Banco de la República, ha adoptado en los últimos años una variedad de medidas en relación

[18] La balanza de servicios no financieros privados se define a la vez como ingreso de servicios no financieros (un crédito) menos los gastos por servicios (fletes, utilidades, dividendos y otros). El componente permanente se obtuvo a través de un procedimiento de descomposición Beveridge-Nelson. Entre las especificaciones con coeficientes de persistencia menores a uno se escogió un modelo ARIMA (4,1,0) basado en el criterio Akaike. Steiner, Suescún y Melo (1993) fueron los primeros en utilizar este tipo de descomposición para calcular flujos de capital privados.

[19] Al analizar la composición de flujos de capital, Steiner (1995) llega a una conclusión similar (la inversión de portafolio representó solamente el 14% de la cuenta de capital en el año pico de 1994).

con los flujos de capital[20]. En una fase inicial, las entradas de capitales se esterilizaron, mientras que la movilidad de capitales se dejó intacta. En la segunda etapa, la cual se inició en 1992 y se consolidó en 1993, se introdujeron algunos desincentivos a los flujos de capital.

1. *Fase 1: Libre movilidad de capitales y esterilización (1991-1992)*

De acuerdo con los Gráficos 1 y 2, los flujos de capital registraron la tasa de crecimiento más alta durante este período. En un esfuerzo por evitar la apreciación de la moneda, el Banco Central adoptó una política de intervención esterilizada, principalmente a través de operaciones de mercado abierto (con un costo estimado entre el 0.7% y el 1.7% del PIB en 1991)[21]. El resultado fue un incremento en las tasas de interés las cuales se elevaron en diciembre de 1991 a 38.5% para captación, aproximadamente 9 puntos porcentuales más que en marzo del mismo año. De hecho, se llegó a un círculo vicioso: los diferenciales de las tasas de interés fueron superiores a 30 puntos porcentuales (en favor de los activos internos), lo que reforzó los flujos de capital. Los *Coeficientes de Compensación*, la fracción de contracción monetaria que se compensa por la acumulación de las reservas externas estimados por Cárdenas y Barrera (1994), indican que entre el 60% y el 70% de la contracción en el crédito interno se compensó con el incremento en las reservas externas. No resulta sorprendente el que esta estrategia haya sido abandonada, ya que no detenía la apreciación del peso colombiano y tenía un alto costo cuasifiscal.

Por ello, la reducción en el uso de ciertas transacciones de la cuenta corriente para efectos especulativos se convirtió en el nuevo foco de la política cambiaria. En julio de 1992, se estableció una tarifa de retención en la fuente del 10% para transferencias y servicios privados no financieros (un retención del 3% había sido adoptado en abril de 1991)[22]. En diciembre de 1995 esta tarifa se redujo nuevamente al 3%.

2. *Fase 2: Liberalización con controles (1993 - 1995)*

La intervención activa en el mercado de divisas y la esterilización de los flujos de capital fue sustituida por una política basada en la adopción de medidas tendientes a desestimular los flujos de capital. Esta nueva estrategia estuvo acompañada por la reducción en el grado de intervención en el mercado de divisas, mediante la adopción de un sistema de bandas para la tasa de cambio nominal[23].

En septiembre de 1993, el Banco Central introdujo un encaje de 47% (no remunerado) sobre todos los créditos externos con vencimientos inferiores a 18 meses[24]. Este mecanismo estuvo

---

[20] La independencia del Banco Central se estableció en la Constitución de 1991.

[21] Los certificados de cambio (bonos denominados en dólares y redimibles en pesos) fueron el instrumento de intervencion-esterilización.

[22] Además, en febrero de 1992, el Banco de la República aumentó la comisión sobre transacciones en efectivo del 1.5% al 5%.

[23] Ver Carrasquilla (1995) y Williamson (1995).

[24] Resolución 21 (1994). Paradójicamente, en otros aspectos, esta resolución liberalizó los flujos de capital. Se permitió a los nacionales colombianos tener activos financieros en el exterior y se facilitó la emisión de ADRs y GDRs.

basado en la expedición de certificados emitidos por la autoridad monetaria, denominados en moneda extranjera y redimibles en moneda nacional, después de un período de tenencia de 12 meses. Como esta medida se consideró insuficiente, el requisito se extendió a préstamos con vencimientos inferiores a 36 meses en marzo de 1994[25]. Sin embargo, el nivel del encaje se determinó en proporción al período de tenencia de depósitos en el Banco Central: 93% para depósitos a 12 meses, 64% para depósitos a 18 meses, y 50% para depósitos a 24 meses (independientemente del vencimiento del préstamo). En agosto de 1994, bajo el nuevo Gobierno, el Banco Central extendió los depósitos no remunerados a todos los préstamos externos inferiores a 5 años. Se adoptó un coeficiente de reserva decreciente (140% para préstamos inferiores a 1 mes; 42.8% para préstamos con vencimientos entre 59 y 60 meses) con un período de tenencia idéntico al vencimiento del préstamo (aunque se permitieron las redenciones con un alto descuento)[26]. Sin embargo, todas estas medidas dejaron un gran número de exenciones, que afectaron severamente su efectividad[27]. A comienzos de 1996, las autoridades eliminaron los depósitos para los préstamos con plazos superiores a 3 años, en respuesta a la elevación de las tasas de interés domésticas y a la mayor presión sobre la tasa de cambio.

[25] Resolución 7 (1993).

[26] Resolución 22 (1994).

[27] Se exceptuaron la financiación de importaciones y exportaciones, el capital utilizado en las privatizaciones y concesiones, préstamos contratados por nacionales colombianos para financiar inversiones en otros países, más préstamos previamente registrados. Ver Bernal (1995) para mayores detalles.

IV. MARCO CONCEPTUAL

a. Modelo básico

Un inversionista, al decidir cuáles activos comprar, compara el retorno sobre los activos expresado en términos de una moneda común (por lo general, la moneda que mejor refleje su canasta de consumo). La diferencia en las tasas de retorno esperadas de los bonos de dos países se denomina el diferencial descubierto de intereses, que es igual a la tasa de interés doméstica (i) menos la tasa de interés externa (i*) menos la tasa de devaluación esperada (Δs^e) (todas las variables en términos nominales). Es decir, $i - i^* - \Delta s^e$.

Cuando la sustituibilidad es perfecta entre activos, la demanda de activos es altamente sensible a las tasas de retorno esperadas. En estas condiciones, no existe prima de riesgo para poseer uno de los activos y el diferencial descubierto de interés es cero. Esta condición se conoce como paridad descubierta de interés. En la práctica, sin embargo, los costos de transacción y los controles adoptados por el Gobierno generan una brecha entre los retornos de los dos activos. Más aún, dado el riesgo político y cambiario, los bonos denominados en moneda nacional y los bonos denominados en moneda extranjera no son sustitutos perfectos en los portafolios de los inversionistas. Un diferencial positivo puede verse como una prima en el bono denominado en moneda nacional. De acuerdo con los modelos de balance de portafolio, los flujos netos de capital (***kf***) pueden escribirse entonces como una función del diferencial descubierto de interés, esto es:

$$kf_t = g\,(i_t - i_t^* - \Delta s^e_t\,). \qquad (1)$$

A su turno, la tasa de devaluación esperada se puede definir como (Ecuación 2):

$$\Delta s^e_t = \begin{cases} \Delta s_t + u_t & \text{(Expectativas racionales)} \\ \Delta s_{t-1} & \text{(Expectativas adaptativas)} \\ \alpha\Delta s_t + (1-\alpha)\Delta s_{t-1} & \text{(Agentes heterogéneos)} \end{cases}$$

De acuerdo con la expresión anterior, cuando los agentes son racionales, el cambio esperado en la tasa de cambio es un predictor insesgado del cambio observado. Si los agentes son retrospectivos, como en el caso de las expectativas adaptativas, la devaluación esperada coincide con el cambio en la tasa de cambio observada en el período anterior. Si la población esta compuesta por agentes prospectivos y retrospectivos, las expectativas son el promedio ponderado de los dos.

Sin embargo, con la existencia de un mercado cambiario dual es necesario decidir cuál tasa de cambio utilizar. Como en teoría es posible que los agentes utilicen cualquiera (la oficial o la paralela) para formar sus expectativas, se debe dejar que los datos muestren cual es la tasa relevante desde el punto de vista de los diferenciales de rentabilidad. En consecuencia, se puede definir la tasa esperada de depreciación como la combinación lineal:

$$\Delta s^e_t = x_t + \gamma\,(\Delta e^e_t - x_t) \qquad (3)$$

donde Δe^e es el cambio esperado en la tasa de cambio del mercado paralelo[28] y x es el cambio esperado en la tasa de cambio oficial. El γ estimado indica el grado hasta dónde los agentes toman en cuenta las tasas del mercado negro para formar sus expectativas acerca de la tasa de devaluación. Por ejemplo, si γ es igual a 0 los agentes ignoran la tasa de cambio del mercado paralelo. Por otra parte, si γ es igual a 1, la tasa de depreciación relevante en el cálculo de los diferenciales de rentabilidad es la depreciación esperada en el mercado paralelo.

En su forma lineal más simple, la ecuación 1 se puede escribir como (Ecuación 4):

$$kf_t = c + \alpha(i_t - i_t^* - x_t) - \alpha\gamma(\Delta e^e_t - x_t) + \varphi d_t + \beta z_t + \varepsilon_t$$

donde el segundo término de la derecha es el diferencial de interés y el tercer término, el diferencial (paralelo menos oficial) de depreciación esperada. En la ecuación 4, hemos agregado algunas variables nuevas: i. una dummy para el período 1991:01 -1994:12 (d_t) que captura el efecto de las reformas estructurales y ii. un vector de determinantes "fundamentales" (z_t) de los flujos de capital (se puede pensar en variables que afectan la prima de riesgo requerida por los inversionistas para poseer activos domésticos). Este vector puede incluir variables tales como la inflación, las importaciones de bienes de capital, la producción industrial, la utilización de capacidad, así como los resultados de la encuesta mensual de Fedesarrollo sobre la actividad económica. Vale la pena mencionar que los "fundamentales" tienen problemas severos de endogeneidad. Los cambios en las altas tasas de inflación y crecimiento, los volúmenes de importaciones de bienes de capital y las perspectivas acerca del futuro de la economía pueden todos ser el resultado de cambios exógenos en los flujos de capital. La variable dicótoma está exenta de este problema y capta (de forma cruda) los mismos factores.

[28] Δe^e también se puede formar de acuerdo con las expectativas racionales o adaptativas, sustituyendo e por s en la ecuación 2.

b. Incorporación de los controles de capital

En presencia de controles de capital, la ecuación (4) debe modificarse. En el caso de las tasas de retención en la fuente (*w*), un impuesto sobre transacciones en divisas similar al considerado por Tobin (1978), la tasa de impuesto efectiva depende de la tasa de interés, ya que los agentes pueden exigir la retención más adelante para el pago de impuestos. Si se asume que la retención se utiliza para pagar impuestos un año más tarde, se puede definir la tasa de impuesto efectiva (τ^w) como:

$$\tau^w_t = w_t \frac{i_t}{1 + i_t} . \qquad (5)$$

Los depósitos no remunerados también se pueden expresar en términos de una tarifa impositiva, dada por la siguiente fórmula :

$$\tau^d_t (m) = \left(\frac{d_t(m)}{1 - d_t(m)}\right)\left(\frac{h}{m}\right) i^*_t \qquad (6)$$

donde *m* es el vencimiento del préstamo, *d* es la tasa de encaje (que puede ser una función del vencimiento) y *h* es el período de tenencia del depósito en el Banco Central.

Las tasas de impuestos (5) y (6) aumentan el costo del capital extranjero y, por lo tanto, reducen el diferencial de tasa de interés. La expresión apropiada para los determinantes de los flujos de capital se convierte en:

$$kf_t (m) = c + \alpha (i_t - i^*_t - x_t - \tau^d_t (m)) - \alpha\gamma (\Delta e^e_t - x) + \varphi d_t + \beta z_t + \varepsilon_t \qquad (7)$$

Nótese que el diferencial de interés en la ecuación previa es una función del vencimiento del préstamo. Por lo tanto, sería ideal tener los flujos de capital también desagregados por plazos.

En el caso de flujos de capital que se encubren en la cuenta corriente, cuando la tasa de cambio oficial (peso-dólar) es más alta que la tasa del mercado paralelo, como en Colombia, los agentes tienen una ganancia de capital al utilizar el mercado oficial para comprar activos domésticos y el mercado paralelo para la repatriación de utilidades[29]. Por supuesto, hay costos de transacción (λ) que reducen el nivel de las ganancias de capital. En este caso, la expresión correcta para la ecuación 4, sería la siguiente:

$$kf_t = c + \alpha (i_t - i^*_t - x_t - \tau^w_t - \lambda (e_t - s_t)) - \alpha\gamma (\Delta e^e_t - x_t) + \varphi d_t + \beta z_t + \varepsilon_t \qquad (8)$$

Nótese que el diferencial de interés es más alto cuando la tasa del mercado paralelo (*e*) es más baja que la tasa oficial (*s*).

V. RESULTADOS ECONOMETRICOS

Los Gráficos 3 y 4 muestran el diferencial de interés peso-dólar para depósitos a tres meses, expresado en tasas anuales. En el Gráfico 3 se incluyen los impuestos de retención. Se hace una distinción entre el caso en el que no se reclama la retención (de manera que la tasa de retención pasa a ser la tasa efectiva de impuesto) y el caso más probable en el que los agentes involucrados en arbitraje financiero tienen otras fuentes de ingreso gravables (de manera que reclaman la retención). En el Gráfico 4, se ha tenido en cuenta la tasa de impuestos corres-

[29] En el caso de transacciones de capital registrado, los agentes tienen que repagar sus deudas a través del mercado oficial y no pueden utilizar el mercado paralelo.

Gráfico 3. DIFERENCIAL DE INTERESES CON IMPUESTO DE RETENCION

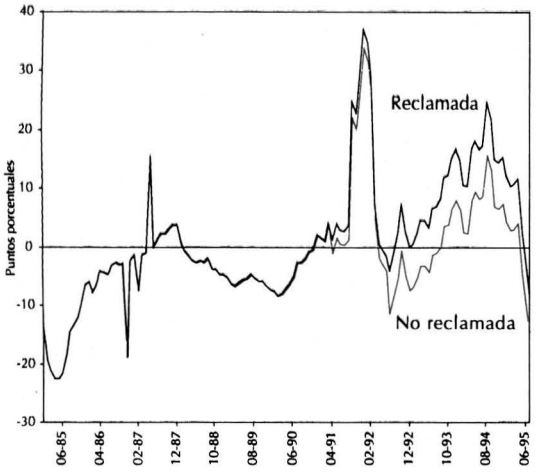
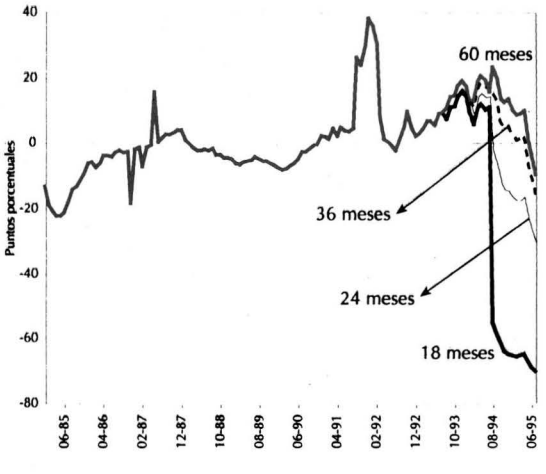


Gráfico 4. DIFERENCIAL DE INTERESES CON IMPUESTO TOBIN



pondiente a encajes no remunerados (como en la ecuación 7) en el cálculo del diferencial de interés para los vencimientos seleccionados (18, 24, 36 y 60 meses). La implicación en este caso es que el endeudamiento externo con vencimientos iguales o inferiores a dos años fue desestimulado completamente después de septiembre de 1994.

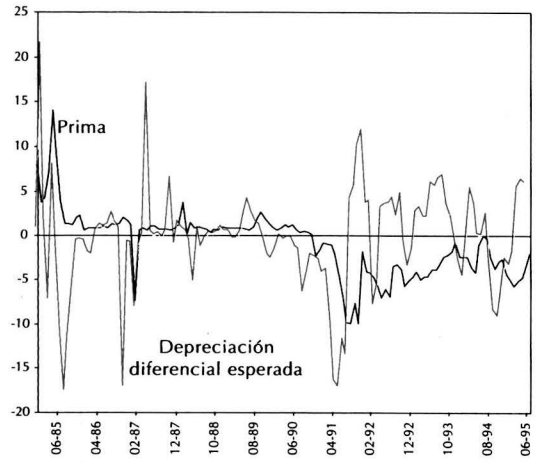
En todos los casos, i* es LIBOR a 3 meses, i es la tasa sobre los depósitos a 3 meses (CDTs) en Colombia, x_t es la tasa esperada de depreciación en el mercado oficial, calculada con base en ponderaciones iguales dadas a la devaluación durante los tres meses anteriores (retrospectivamente) y los siguientes tres meses (prospectivamente)[30]. El Gráfico 5 señala la devaluación diferencial esperada, $\Delta e_t - x_t$. La Figura también incluye la prima del mercado paralelo (definida como $e_t - s_t$). Vale la pena mencionar que durante el período reciente, la prima ha sido negativa.

Como se comenta en Frankel (1993) y en Obstfeld (1995), la paridad descubierta de interés debe ser válida si los flujos de capital igualan las tasas de retorno esperadas en los bonos de los países. Una ojeada a los Gráficos 3 y 4 sugiere que este no es el caso de Colombia. Sin embargo, el que los diferenciales de interés no sean iguales a cero, no implica que los mercados de capitales hayan estado efectivamente segmentados. De hecho, una prueba más general de la integración de los mercados de capitales se observa en la correlación entre ahorro interno e inversión (Al estilo Feldstein-Horioka). Como se muestra en Cárdenas (1991), esta correlación fue muy baja en Colombia durante el período 1960-1989[31]. La evidencia reciente (alta inversión y ahorro interno bajo) probablemente refuerza este resultado.

[30] El supuesto de que todos los agentes son prospectivos resulta en coeficientes estadísticamente insignificantes en los cálculos.

[31] El ahorro externo y la inversión tienen una mayor correlación.

Gráfico 5. PRIMA DEL MERCADO PARALELO Y DEVALUACION DIFERENCIAL ESPERADA (Paralelo menos oficial)



Lo anterior es consistente con Herrera (1991) quien encontró que la tasa de interés interna y la tasa de "paridad" (definida como tasa de interés externa más devaluación esperada) estuvieron cointegradas entre 1974 y 1990, lo que implica que los mercados de capital no estaban segmentados[32].

Con el fin de evaluar la efectividad de los controles de capital, se considera primero su impacto sobre el *nivel* de flujos de capital. En la siguiente sección, utilizando alguna evidencia informal, se discute el efecto sobre la *composición* de los flujos de capital (que implícitamente aparece como el énfasis principal de la legislación vigente). El análisis se lleva a cabo individualmente para controles de capital basados en impuestos a las transacciones de la cuenta corriente que pueden encubrir flujos de capital y los que están directamente relacionados con la cuenta de capital. En ambos casos, las variables independientes se han rezagado un período en un intento por reducir el sesgo de simultaneidad en todos los estimativos[33].

a. La Efectividad de los Depósitos no Remunerados

El Cuadro 1 presenta los resultados de estimaciones de la ecuación 7 utilizando los diferenciales de interés graficados en el Gráfico 4 (así como los diferenciales de interés para vencimientos que no son gravados). Desafortunadamente, la variable dependiente no puede definirse para cada tipo de vencimiento por la falta de datos (los registros de la BC no contabilizan los flujos de capital por vencimientos específicos). Para solucionar el problema se utilizaron *kf1 y kf2* como variables dependientes y se estimaron regresiones separadas para cada tipo de diferencial de interés. Si el coeficiente α estimado para el diferencial de interés para vencimientos m no es estadísticamente significativo, se puede concluir que los impuestos

[32] Sin embargo, también encontró que la elasticidad de largo plazo de la tasa de interés respecto a la tasa de paridad es de sólo 0.5. Renhack y Mondino (1987) estimaron una elasticidad de largo plazo de 0.7 y una elasticidad de corto plazo de 0.3. La conclusión es que los controles de capital, los costos de transacción y los riesgos de tasa de cambio segmentan al mercado de capitales en el corto plazo.

[33] Sin embargo, las regresiones no son útiles en suministrar información de si los flujos de capital están motivados por factores de expulsión (por ejemplo, reducción en las tasas de interés mundiales, recesión global, bajos retornos del mercado de capitales en los países desarrollados, etc.) o, alternativamente por factores de atracción (por ejemplo, reforma económica, alto rendimiento de proyectos de inversión, estabilidad macroeconómica, etc.). Calvo, Leiderman y Reinhart (1993) utilizan una técnica de componentes principales y concluyen que los flujos de capital a los mercados emergentes son conducidos por factores (de expulsión). Utilizando los datos para 13 países durante el período 1990:1-1993:3, Fernández-Arias (1994) apoya este punto de vista. Po el contrario, la historia la atracción está documentada en Chuhan, Claessens, y Mamingi (1993) y en Hernández y Rudolph (1994).

Cuadro 1. DETERMINANTES DE LOS FLUJOS DE CAPITAL

	A. Variable Dependiente: kf1 (Flujos de capital privado en BC) Muestra: 1985:02 - 1995:06 (n=125)				B. Variable Dependiente: kf2 (Residuo) Muestra: 1986:01 - 1995:06 (n=125)				
m	**Coeficiente α**	**t estadístico**	**Valor - p**	**R^2**	**m**	**Coeficiente α**	**t estadístico**	**Valor - p**	**R^2**
Sin Dummy y sin variables estructurales					**Sin Dummy y sin variables estructurales**				
18	0.1611	0.3472	0.728	0.0032	18	-0.8560	-1.0306	0.299	0.0135
24	1.2802	1.6373	0.102	0.0234	24	1.5484	1.0568	0.291	0.0137
36	2.2620	3.0458	0.002	0.0722	36	3.9258	2.8712	0.004	0.0672
60	2.3953	3.5265	0.000	0.0940	60	4.4856	3.6707	0.000	0.1031
>60	2.5518	4.0138	0.000	0.1181	>60	4.7175	4.1715	0.000	0.1283
Con Dummy para 1991-1994					**Con Dummy para 1991-1994**				
18	-0.7831	-2.5319	0.011	0.3002	18	-2.3162	-4.1020	0.000	0.2912
24	-0.5547	-0.7682	0.442	0.2260	24	-2.4125	-1.6354	0.102	0.1697
36	0.4030	0.5040	0.614	0.2194	36	0.7871	0.4678	0.640	0.1434
60	0.6818	0.9187	0.358	0.2324	60	2.0185	1.3320	0.183	0.1635
>60	1.0262	1.4911	0.136	0.2503	>60	2.6486	1.9183	0.055	0.1828
Con Variables estructurales (mk)					**Con Variables estructurales (mk + eoe8)**				
18	0.6581	2.1556	0.031	0.3055	18	0.4050	0.8613	0.000	0.4570
24	1.4839	3.0347	0.002	0.3500	24	1.1517	1.5000	0.134	0.4668
36	1.6522	2.9700	0.003	0.3442	36	1.4955	1.7060	0.088	0.4686
60	1.5239	2.6905	0.007	0.3308	60	1.5550	1.7425	0.081	0.4685
>60	1.4940	2.6169	0.009	0.3230	>60	1.5579	1.7385	0.082	0.4670

específicos no son efectivos en alterar el nivel de flujos de capital. Por ejemplo, si el diferencial de interés después de impuestos para vencimientos de 18 meses no tiene relación con los flujos de capital (es decir, el coeficiente correspondiente no es estadísticamente significativo) se infiere que el impuesto no es efectivo para reducir los flujos de capital. Si fuera efectivo, la correlación entre las dos variables no se extinguiría.

Las regresiones se estiman bajo tres especificaciones diferentes. Primero, se excluyen la variables dummy (1991-1994) y las estructurales (z), representadas por las importaciones de bienes de capital (mk) y los balances sobre la situación económica de la encuesta de opinión empresarial (eoe8). En segundo lugar, la variable dummy se incluye (pero las variables estructurales se excluyen). Tercero, se incluyen las variables estructurales (pero se excluye la dummy). Dado que la atención se concentra en el papel de diferenciales de interés después de impuestos, de cada regresión sólo se reportan los coeficientes α correspondientes (los cuales dependen del m

que se utilice). Por ello, se ignoran los coeficientes restantes (los cuales están disponibles por solicitud). El Panel A utiliza *kf1* como variable dependiente. El Panel B utiliza *kf2*.

Los resultados reportados en la parte superior del panel A (ecuación 7 sin variables dummy o estructurales) sugiere que los diferenciales de interés de activos con vencimientos menores a 36 meses no son importantes en la determinación de flujos de capital. Cuando se añaden las variables dummy, el coeficiente sobre el diferencial de interés no es estadísticamente significativo, independientemente de su vencimiento (ésto es, los diferenciales de interés pierden el poder explicativo cuando se incluye una variable dummy para el período de altos flujos de capital). Sin embargo, si la variable dummy se sustituye con importaciones de bienes de capital, los diferenciales de interés para todos los vencimientos se vuelven significativos.

Los resultados del panel B muestran un patrón similar. La conclusión global es que los diferenciales de vencimientos a corto y mediano plazo (hasta 24 meses) no son estadísticamente significativos. Lo anterior implica que los flujos de capital son relativamente independientes de los diferenciales de tasa de interés después de impuestos. Una posible interpretación de este resultado es que los encajes, aunque no son efectivos en alterar el *nivel* de flujos de capital, han tenido un efecto en su *composición*. En otras palabras, la evidencia sugeriría que al gravar las transacciones de capital a corto plazo, los flujos de capital se desplazan a vencimientos de largo plazo. Como resultado, el impacto de los diferenciales de interés de corto plazo en los flujos de capital es débil. De existir un efecto sobre el nivel, surgiría un coeficiente positivo y significativo.

Adicionalmente, se estima una versión de la ecuación 7 ligeramente modificada. En la nueva especificación, se agrega un conjunto de variables dummy con el fin de captar la duración del efecto de controles sobre los flujos de capital. La variable *d-i* toma un valor de 1 en los i meses inmediatamente anteriores a la adopción de las medidas, y 0 de otra parte. De manera similar, *d+i* toma un valor de 1 en los meses i inmediatamente posteriores a la adopción de las medidas y 0 de otra parte[34]. También se utilizó *cum+i* que es la suma de *d+1 + ... + d+i*; esta variable es de gran ayuda para evaluar la posibilidad de una erosión gradual en la efectividad de las medidas. Por ejemplo, *cum+3* tendría un valor de 3 en el primer mes después de la adopción de una medida, 2 en el segundo mes y 1 en el tercer mes.

Los Cuadros 2 y 3 muestran los resultados de las estimaciones. El coeficiente de la variable *d-1* en el Cuadro 2 que utiliza *kf1* como variable dependiente, indica que los flujos de capital aumentaron sistemáticamente antes de que se adoptaran las medidas. Esto sugiere que los agentes anticiparon de manera correcta las decisiones del Banco Central en cuanto a los controles de capital. Todas las variables *d+i* resultaron no ser estadísticamente significativas, excepto *d+3* que resultó con signo positivo, lo que indica que los flujos de capital *aumentaron* después de la introducción de controles de capital. Esto es interesante porque el coeficiente estimado no capta solo la respuesta a un cambio

[34] Para este propósito definimos los meses cuando las medidas se adoptaron como el primer mes completo de efectividad de la medida (esto es, septiembre de 1993, abril de 1994 y septiembre de 1994).

Cuadro 2. ANTICIPACION Y DURACION DE LOS EFECTOS DE LOS CONTROLES DE CAPITAL

Ecuación	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
Variable dependiente : Balanza de capitales privados de la Balanza Cambiaria$_t$						
Constante	2.4032	1.7052	3.3143	-26.7700	-25.4573	-37.4004
t-stat	(0,28)	(0,17)	(0,48)	(-2,12) *	(-2,26) **	(-2,92)***
d	66.8905	76.6378	55.1388			
t-stat	(4,07) ***	(4,17)***	(4,01)***			
$i^*_{t-1} - i_{t-1} - x_{t-1}$	1.08111	0.9643	1.0310	1.5321	1.2678	1.5730
t-stat	(1.63)	(1.31)	(1.82)**	(2.75)***	(2.53)**	(2.91)***
$\Delta e^e_{t-1} - x_{t-1}$	-0.9650	-0.8967	-1.0919	-1.6638	-1.6387	-1.9862
t-stat	(-1.20)	(-1.08)	(-1.44)	(-2.18)**	(-2.26)**	(-2.58)***
mk_t				0.2735	0.2533	0.3495
t-stat				(4,51)***	(4,56)***	(5,37)***
d-1	49.8277			45.5084		
t-stat	(2,31)**			(2,03)**		
d+2		-31.8135				
t-stat		(-1,60)				
d+3			66.2250		61.6683	
t-stat			(3,72)***		(3,50)***	
d+4						-44.0444
t-stat						(-1,86)*
RSQ	0.2921	0.2296	0.4110	0.3540	0.4469	0.3720
ARSQ	0.2685	0.2039	0.3914	0.3325	0.4285	0.3511
DW	2.1514	2.2205	1.9926	2.0686	1.9687	2.0593
n	125	125	125	125	125	125

(*) (**) (***) Significancia a niveles de 10% (5%) (1%).

de política. Mide, por el contrario, una respuesta sistemática después de tres cambios de política. Las variables dummy que captan el efecto permanente después de las medidas (1 en todos los meses posteriores al cambio de política) no resultaron estadísticamente significativas.

De manera interesante, el coeficiente de la variable $\Delta e^e_t - x_t$ corresponde a $-\alpha\gamma$, que dividido por el coeficiente sobre el diferencial de interés (α) da un estimativo de γ. De acuerdo con los resultados, γ es cercano a 1, de manera que las expectativas se basan principalmente en la tasa del mercado paralelo.

El cuadro 3 muestra los resultados cuando *kf2* se utiliza como variable dependiente. De nuevo, las regresiones sugieren que los ingresos de

Cuadro 3. ANTICIPACION Y DURACION DE LOS EFECTOS DE LOS CONTROLES DE CAPITAL

Ecuación	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
Variable dependiente: Flujo de capital privado estimado$_t$ (kf2)						
Constante	57.7875	57.5096	57.5639	39.4472	52.8641	-93.3443
t-stat	(3.58)***	(3.61)***	(3.62)***	(2.51)**	(3.39)***	(-3.11)***
d	74.8457	72.0536	71.3178	113.7560	80.5945	
t-stat	(2.32)**	(2.24)**	(2.22)**	(3.64)***	(2.62)***	
$i_{t-1} - i^*_{t-1} - x_{t-1}$	2.6656	2.6196	2.6306	0.7789	2.0149	1.5560
t-stat	(1.99)**	(1.97)**	(1.99)**	(0.56)	(1.49)	(1.76)*
$\Delta e^e_{t-1} - x_{t-1}$	-2.8774	-2.9285	-2.9024	-1.4152	-2.6376	-3.6382
t-stat	(-1.51)	(-1.55)	(-1.54)	(-0.76)	(-1.41)	(-2.44)**
mk_t						0.61234
t-stat						(6.01)***
$eoe8_t$						2.1033
t-stat						(2.71)***
d-1	106.8100					80.7845
t-stat	(1.80)*					(1.40)
d-2		82.8217				
t-stat		(1.69)*				
d+4				146.9890		
t-stat				(3.13)***		
cum+2			58.3007			
t-stat			(1.95)*			
cum+4					31.1091	
t-stat					(1.87)	
RSQ	0.2139	0.2155	0.2216	0.2806	0.2330	0.4800
ARSQ	0.1872	0.1894	0.1956	0.2566	0.2074	0.4582
DW	2.0365	2.0212	1.0235	1.9749	1.9911	1.9677
n	125	125	125	125	125	125
Estimado γ	1.0795	1.1179	1.1033	1.8168	1.3091	2.3382

(*) (**) (***) Significancia a niveles de 10% (5%) (1%).

capital aumentaron antes de adoptarse los depósitos no remunerados, así como después de los cambios de política. Por ejemplo, la ecuación 1 indica que los flujos de capital aumentaron en aproximadamente US$107 millones en el mes anterior al cambio de política. La ecuación 2 indica que el aumento fue de US$83 millones (por mes) en los dos meses anteriores (antes de los cambios en los encajes). Por otra parte, la ecuación 4 apoya el punto de que los flujos de capital aumentaron en los cuatro meses después de introducirse un cambio de política. De acuerdo con la ecuación 5, estos efectos tienden a desvanecerse en el tiempo.

b. La efectividad de los impuestos de retención sobre las transacciones de cuenta corriente

Como se indica en los datos de la balanza de pagos de el Gráfico 1, los flujos de capital que entran a través de la cuenta corriente han disminuido en los años recientes, cuando se comparan con el período 1991-1992. Esta sección analiza el papel que las retenciones han tenido en la explicación de este resultado. El análisis se basa en algunas variables dependientes nuevas que resultan ser buenos sustitutos de los flujos de capital a través de la cuenta corriente, tales como el ingreso de servicios no financieros (*nfsi*) de la BC (incluye transferencias). Presumiblemente este rubro se utiliza para propósitos especulativos.

La estrategia se asemeja a la de la sección anterior. Se definió un conjunto similar de variables dummy. En este caso, las medidas ocurrieron en abril de 1991 y en julio de 1992 y las variables dummy correspondientes se denotan por *dw-i, dw+1* y *cumw+i*. El efecto permanente de las medidas fue captado por las variables *ret1* y *ret2* que toman valores unitarios después de abril de 1991 y julio de 1992, respectivamente.

El cuadro 4 muestra los resultados de estimar la ecuación 8 cuando *nfsi* se utiliza como variable dependiente. La lista de regresores incluye ahora las exportaciones de bienes, indiscutiblemente uno de los determinantes "fundamentales" del ingreso por servicios no financieros[35]. Esta variable abarca dos de los principales determinantes de ingreso por servicios: la tasa de cambio real y la actividad económica en el resto del mundo. En la práctica, la inclusión de esta variable controla parte de los servicios no financieros que son verdaderamente una transacción de servicios. Debido a la colinearidad de las regresiones, se supuso que $\gamma=0$ de manera que la devaluación diferencial esperada (paralela menos oficial) no se incluyó en las regresiones.

Como en la ecuación 8, la lista de regresiones incluye la prima del mercado paralelo (rezagada). El supuesto implícito es que los agentes utilizan el mercado en donde obtengan más moneda nacional por sus dólares. Por lo tanto, el signo esperado del coeficiente es negativo (una prima más alta dirigirá los flujos de divisas al mercado negro). Naturalmente, el diferencial de interés correspondiente también se incluye en la lista de regresores. Las ecuaciones 1 y 2 indican que estas variables son significativas, tienen los signos correctos, y explican más del 55% de la varianza en el ingreso por servicios no financieros.

Las ecuaciones 3 y 5 introducen las variables dummy que miden la efectividad de las retenciones. El coeficiente en la variable *d+10* indica que los flujos de servicios no financieros fueron en promedio un 21% menores durante los 10 meses siguientes a la adopción de tales controles. Es más, todas las variables ficticias hasta *d+10*

[35] Cárdenas y Barrera (1994) aplican este método.

Cuadro 4. DETERMINANTES DE LOS FLUJOS DE CAPITAL IMPLICITOS EN LA CUENTA CORRIENTE

Ecuación	1	2	3	4	5	6	7	8
Var. dependiente: Ingresos por servicios no financieros más transferencias de la Balanza Cambiaria								
Constante	1.4073	0.7421	1.4454	1.3441	1.4300	1.3874	1.1918	1.2100
t-stat	(1.80)*	(0.96)	(1.89)*	(1.74)*	(1.86)*	(1.78)*	(1.53)	(1.54)
d	0.3265		0.3791	0.3702	0.3794	0.2387	0.2514	0.2347
t-stat	(6.46)***		(4.16)***	(4.00)***	(4.47)***	(2.09)**	(2.64)***	(2.12)**
log (exportaciones)	0.5713	0.6664	0.5660	0.5826	0.5689	0.5696	0.6048	0.6007
t-stat	(4.22)***	(5.04)***	(4.28)***	(4.37)***	(4.28)***	(4.22)***	(4.49)***	(4.43)***
$i_{t-1} - i_{t-1} - x_{t-1} - \tau^{w}_{t-1}$	0.0099	0.0105	0.0102	0.0091	0.0090	0.0086	0.0094	0.0091
t-stat	(2.90)***	(3.16)***	(3.14)***	(2.73)***	(2.77)***	(2.39)**	(2.83)***	(2.60)***
$e_{t-1} - s_{t-1}$	-0.0301	-0.0396	-0.0355	-0.0341	-0.0433	-0.0263	-0.0285	-0.0276
t-stat	(-3.10)***	(-4.38)***	(-3.71)***	(-3.55)***	(-4.42)***	(-2.60)***	(-2.98)***	(-2.75)***
mk_t		0.0011						
t-stat		(3.52)***						
dw+3					0.3167			
t-stat					(2.00)**			
dw+4					-0.1581			
t-stat					(-0.93)			
dw+5					0.0525			
t-stat					(0.30)			
dw+6					-0.0258			
t-stat					(-0.16)			
dw+7					-0.0745			
t-stat					(-0.44)			
dw+8					-0.3083			
t-stat					(-2.04)**			
dw+10			-0.2076					
t-stat			(-2.31)**					
cumw+10				-0.0258				
t-stat				(-1.93)*				
ret1						0.1659		0.0477
t-stat						(1.30)		(0.31)
ret2							0.1719	0.1514
t-stat							(1.90)*	(1.36)
RSQ	0.5522	0.5814	0.6042	0.5933	0.6619	0.5642	0.5905	0.5894
ARSQ	0.5373	0.5675	0.5875	0.5762	0.6323	0.5459	0.5733	0.5685
DW	2.0131	2.0059	1.9838	1.9874	1.9996	2.0117	1.9811	1.9830
n	125	125	125	125	125	125	125	125

(*) (**) (***) Significancia a niveles de 10% (5%) (1%).

(esto es, *d+1,..,d+9)* tienen coeficientes negativos estadísticamente significativos (cuando se introducen separadamente). Más aún, el coeficiente de la variable acumulativa *cum+10* sugiere que la introducción de la retención tuvo un efecto negativo duradero (aunque decreciente) en los flujos de servicios. De hecho, en el décimo mes después de las medidas, los flujos de servicios fueron 2.6% más bajos que en el resto de la muestra. En todos los meses anteriores, el efecto fue proporcionalmente mayor. Sin embargo, debe tenerse cuidado cuando se interpretan los resultados. Cuando se incluyen las variables dummy (de manera que no se impone el resultado del efecto gradual) solamente *d+3* y *d+8* son significativas. Esto implica que todas las demás variables dummy son irrelevantes.

Finalmente, la evidencia indica que los efectos no son permanentes. El coeficiente en *ret1* no es significativo, mientras que *ret2* tiene el signo contrario. Cuando los dos se incluyen en la misma regresión, no hay evidencia de un efecto permanente en ninguna dirección.

En conclusión, la evidencia sugiere que los servicios no financieros (una transacción de cuenta corriente) son sensibles a los diferenciales de tasa de interés y a la prima del mercado paralelo. Los altos diferenciales de tasa de interés implican una mayor exportación de servicios (escondiendo flujos de capital). Similarmente, una mayor prima del mercado paralelo desestimula la exportación de servicios (que se dirigen al mercado paralelo). Las medidas para gravar estos servicios son efectivas en este sentido. Sin embargo, sus efectos son temporales.

Adicionalmente, se utilizó el componente temporal de la balanza de servicios no financieros más la balanza de servicios financieros (*sb)*. Las regresiones del cuadro 5 indican que esta variable depende positivamente del diferencial de interés después de impuestos y negativamente de la prima del mercado paralelo. Las variables dummy indican que los efectos duraron 8 meses después de introducidas las medidas. Sin embargo, como en los casos anteriores, no hay indicios de un efecto verdaderamente permanente.

Para concluir, las transacciones de la cuenta corriente (especialmente servicios) están afectadas por los impuestos que restringen la utilidad de estos mecanismos para ocultar el flujo de capital. Los impuestos de retención sirven como ayuda temporal en este sentido, pero tienen inconvenientes que serán tratados en la siguiente sección.

VI. LA EFECTIVIDAD DE LOS CONTROLES DE CAPITAL: EVIDENCIA ADICIONAL

Los resultados presentados en la sección anterior pueden ser complementados con alguna evidencia adicional sobre los efectos indirectos de los controles de capital. En teoría, si los controles de capital tienen éxito en alterar la composición de los flujos de capital, los intermediarios nacionales tendrían algún tipo de poder de mercado sobre los préstamos a corto plazo. En este caso, debe surgir un efecto positivo sobre las tasas de interés de corto plazo. El Cuadro 6 muestra los resultados de estimar regresiones en las que la tasa de interés doméstica es la variable dependiente y los impuestos de Tobin son la variable explicativa. La evidencia indica que las tasas de interés internas han aumentado como resultado de los controles. Sin embargo no es fácil conciliar este resultado con la ineficiencia observada de los controles de capital en relación

Cuadro 5. DETERMINANTES DE LOS FLUJOS DE CAPITAL IMPLICITOS EN LA CUENTA CORRIENTE

Ecuación	1	2	3	4	5	6	7
Variable dependiente: Balance de servicios (componente temporal de la balanza de servicios no financieros más servicios financieros netos)							
Constante	-1.4085	-8.1649	-1.4582	-1.69526	-1.2421	-1.6868	-1.0948
t-stat	(-0.47)	(-1.66)	(-0.52)	(-0.60)	(-0.37)	(-0.55)	(-0.33)
d	7.7500		12.9264	12.1635	8.3675	6.7909	9.0554
t-stat	(1.24)		(2.08)**	(1.92)*	(1.02)	(1.02)	(1.09)
$i_{t-1} - i^*_{t-1} - x_{t-1} - \tau^w_{t-1}$	0.4873	0.3973	0.2950	0.3229	0.4966	0.4760	0.5126
t-stat	(1.90)	(1.56)	(1.16)	(1.24)	(1.84)*	(1.84)*	(1.91)*
$e_{t-1} - s_{t-1}$	-1.4542	-1.7004	-2.2090	-1.8451	-1.4894	-1.4216	-1.5723
t-stat	(-1.83)*	(-2.40)*	(-2.72)***	(-2.34)**	(-1.75)*	(-1.78)*	(-1.82)*
mk_t		0.0494					
t-stat		(2.08)**					
d+8			-18.8451				
t-stat			(-2.56)**				
cumw+8				-2.7346			
t-stat				(-2.01)**			
ret1					-1.095		-5.6081
t-stat					(-0.12)		(-0.47)
ret2						2.3854	4.6152
t-stat						(-0.39)	(0.60)
RSQ	0.2186	0.2409	0.2753	0.2609	0.2187	0.2211	0.2245
ARSQ	0.1992	0.2220	0.2512	0.2363	0.1927	0.1952	0.1919
DW	1.9476	1.9621	1.9504	1.9451	1.9467	1.9479	1.9429
n	125	125	125	125	125	125	125

(*) (**) (***) Significancia a niveles de 10% (5%) (1%).

con el nivel de flujos de capital. Una posible explicación se relaciona con la falta de competencia en los mercados de crédito a corto plazo junto con el efecto de los controles de capital sobre la composición de los flujos de capital.

Por otra parte, los controles de capital en general, y los impuestos de retención en particular, pueden ser interpretados como regímenes de tasa de cambio dual. En Colombia, cuando las transacciones oficiales son gravadas, los agentes tienen la opción de utilizar el mercado paralelo (no gravado). Naturalmente, debe existir algún arbitraje entre los dos mercados de manera que la tasa paralela disminuya después de la introducción de estos impuestos. Como se muestra en el Cuadro 6, esto es exactamente lo que sucede en las ecuaciones 5 y 6. La prima del mercado paralelo se asocia negativamente con la tasa de impuesto de retención. Por lo tanto, mayores impuestos de retención implican

Cuadro 6. EFECTOS DE LOS CONTROLES DE CAPITAL SOBRE LA TASA DE INTERES DOMESTICA Y EL PREMIUM CAMBIARIO

Equación Variable depen.	1 i	2 i	3 i	4 i	5 $e_t - s_t$	6 $e_t - s_t$
Constante	31.5518 (18.29) ***	31.4843 (18.24) ***	31.4480 (18.21) ***	31.8066 (18.58) ***	0.5346 (0.58)	0.4869 (0.53)
$\tau^d(18)$ t-stat	1.3279 (1.86)*					
$\tau^d(24)$ t-stat		9.0914 (1.89)*				
$\tau^d(36)$ t-stat			28.7242 (1.89)*			
$\tau^d(60)$ t-stat				34.4726 (0.94)		
w t-stat					-38.2319 (-2.59) ***	
τ^w t-stat						-165.0100 (-2.45) **
RSQ	0.3338	0.3350	0.3355	0.3225	0.0441	0.0391
ARSQ	0.3285	0.3297	0.3302	0.3171	0.0365	0.0314
DW	1.7739	1.7724	1.7712	1.8075	2.0858	2.0965
n	127	127	127	127	127	127

(*) (**) (***) significancia a niveles de 10% (5%) (1%).

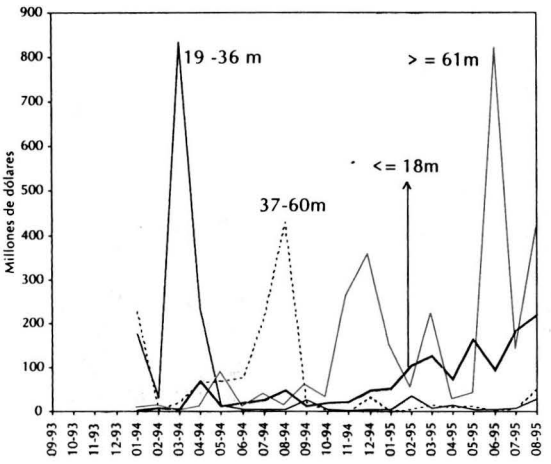
menores tasas del mercado negro. Esto, por supuesto, tiene el efecto perverso de estimular el contrabando de bienes hacia Colombia.

Dos piezas de información adicionales (y menos formales) permiten complementar el análisis de la efectividad de los controles de capital. La primera se basa en la obligación de registrar las operaciones de endeudamiento externo (antes del desembolso) e informar los términos (vencimientos, tasas de interés, etc.) del préstamo del Banco Central. La fecha del registro es la relevante desde el punto de vista de los requisitos de depósito no remunerado[36]. Como los agentes se cubren contra los posibles cambios de política, la magnitud de estos registros ha sido mayor a los flujos de capital observados en la BC.

El Gráfico 6 muestra los registros mensuales para el período entre enero de 1994 y septiembre de 1995 para diferentes tipos de vencimientos. Los datos sugieren que los agentes anticipan los cambios en los requisitos de reserva. Por ejemplo, en marzo de 1994 se observaron niveles sin precedentes de registro de préstamos con vencimientos entre 18 y 36 meses. Las medidas adoptadas durante la segunda mitad de ese mes, gravaban específicamente esos vencimientos. El

[36] Para mayores detalles ver Urrutia (1995).

Gráfico 6. REGISTROS DE ENDEUDAMIENTO EXTERNO POR PLAZOS DE VENCIMIENTO



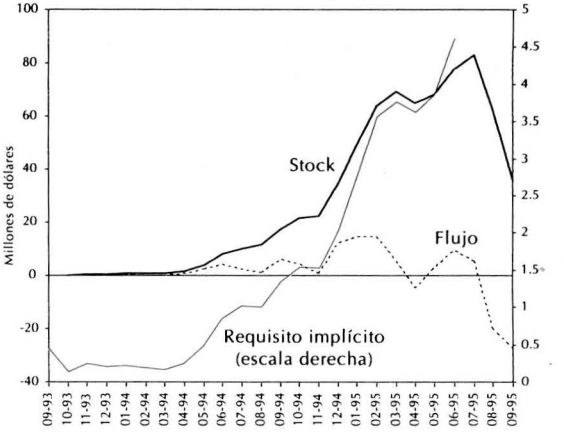
mismo patrón se observa en agosto de ese año respecto a préstamos de 36-60 meses. En conclusión, la efectividad de las medidas está fuertemente afectada por los registros acumulados antes de los cambios del régimen. No obstante, las autoridades tuvieron éxito en alterar la estructura de los plazos del crédito externo.

Una segunda fuente de información son los depósitos no remunerados en poder del Banco de la República. El Gráfico 7 muestra las existencias y el flujo de estos depósitos desde la introducción del requisito en septiembre de 1993. Los stocks se pueden comparar con los stocks de préstamos registrados en la BC después de esta fecha. La relación entre los dos daría una medida del requisito implícito que se puede comparar con el requisito obligatorio. De acuerdo con el Gráfico 7, los requisitos efectivos de encaje han estado por debajo del 4.5% para todo el período desde la introducción de las medidas. Es interesante anotar que en el papel, los requisitos han estado por encima del 47% para todos los vencimientos de hasta 60 meses. En la práctica, los controles han sido neutralizados, ya sea explícitamente a través de una extensa lista de excepciones, o implícitamente por agentes que se protegen contra las medidas al establecer registros en el Banco Central antes de la adopción de las medidas. No resulta sorprendente que la evidencia econométrica no muestre ningún efecto de los depósitos no remunerados sobre el nivel de flujos de capital.

VII. CONCLUSIONES

Este artículo ha analizado la efectividad de controles de capitales en Colombia. La evidencia presentada distingue entre los efectos de los impuestos de retención y los depósitos no remunerados sobre el crédito externo. En el caso de las retenciones, la evidencia indica que, al menos por algunos meses, han ayudado a desestimular el uso de las transacciones de servicios y las transferencias para movimientos de capital. El impuesto efectivo ha dirigido el capital especulativo al mercado paralelo con un descuento.

Gráfico 7. DEPOSITOS NO REMUNERADOS Y REQUISITOS DE DEPOSITO IMPLICITOS

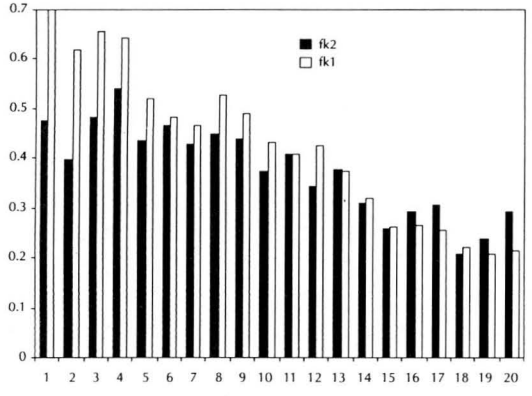


En relación con los depósitos no remunerados, este artículo documenta su incapacidad para afectar el *nivel* de flujos de capital. Por el contrario, los anuncios respecto a tales medidas generan un comportamiento especulativo ya que los agentes efectivamente anticipan controles y se protegen contra ellos al establecer registros en el Banco Central para su uso posterior. Estos registros no se ven afectados por medidas futuras. Sin embargo, la evidencia preliminar sugiere que los depósitos no remunerados han sido exitosos al inducir una recomposición de las obligaciones externas a favor de los vencimientos a largo plazo. Es probable que esto sea un resultado positivo que ha reducido la vulnerabilidad frente a una posible reversión de los flujos de capital. En este sentido, los controles pueden ser vistos como una forma eficiente de internalizar la externalidad negativa impuesta por los vencimientos a corto plazo.

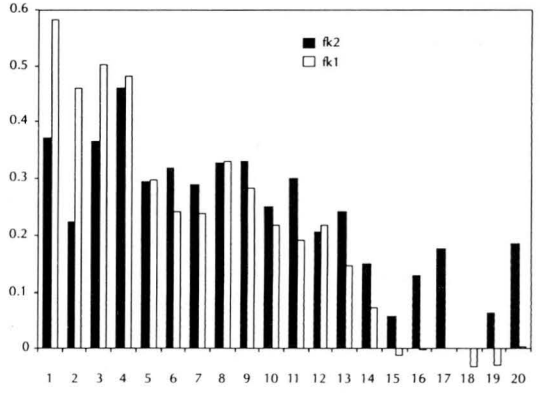
Finalmente, los costos de los controles de capital deben ser comparados con los beneficios de una recomposición de las obligaciones externas. Los beneficios están positivamente relacionados con la probabilidad de una "corrida" en contra del país. Si esto se percibe como un evento probable entonces los controles son justificados. Los costos se asocian con la incapacidad de las firmas para escoger su estructura financiera más eficiente y, aún más importante, con el aumento de las tasas de interés internas. En conclusión, si es improbable un cambio abrupto en la dirección de los flujos de capital (como en México), entonces puede pensarse que los costos de los controles de capital exceden sus beneficios.

APENDICE

Autocorrelaciones de flujos de capital privado (1985-1995)



Autocorrelaciones de flujos de capital privado (1990-1995)



BIBLIOGRAFIA

Adams, C. y Greenwood J. (1985),"Dual Exchange Rate Systems and Capital Controls: An Investigation" *Journal of International Economics*, 18, 43-63.

Alesina, A., Grilli V. y. Milesi-Ferreti G.M (1993), "The Political Economy of Capital Controls" en Leiderman L. y Razin, A. (eds.) *Capital Mobility: New Perspectives*, Cambridge, Cambridge University Press.

Banco de la República (1987), *20 Años del Régimen de Cambios y de Comercio Exterior 1*, Bogotá.

Bernal, J. (1995), "El Regimen Cambiario y la Reglamentación en Materia de Endeudamiento Externo," *mimeo*, Banco de la República, Bogotá.

Calvo, G. A., Leiderman L. y Reinhart C. (1993), "Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: The role of external factors", *FMI Staff Papers*, 40, marzo, 108-151. Tambien en Cárdenas - Garay (1993).

Cárdenas, M. (1991), *Coffee Exports, Endogenous State Policies and the Business Cycle*, Tesis doctoral, University of California, Berkeley.

Cárdenas, M. y Garay L. J. (eds.) (1993), *Macroeconomia de los Flujos de Cápital en Colombia y América Latina*, Tercer Mundo Editores, Fedesarrollo, Fescol, Bogotá.

Cárdenas, M. y Barrera F. (1994), "The Macroeconomic Effects of Externa Capital: Colombia" en Ocampo J. A. y Steiner R. (eds.) *Foreign Capital in Latin America*, Banco Interamericano de Desarrollo - Fedesarrollo, Washington.

Carrasquilla, A. (1992), "Acumulación de Reservas y Política Macroeconómica en Colombia: 1991-1992" en Cárdenas M. y Garay L. J. (eds.) *Macroeconomia de los Flujos de Cápital en Colombia y América Latina*, Tercer Mundo Editores, Fedesarrollo, Fescol, Bogotá.

_____ (1995), "Exchange Rate Bands and Shifts in the Stabilization Policy Regime: Issues suggested by the experinece of Colombia", WP/95/22, FMI.

Claessens, S., Dooley M. y Warner A. (1995), "Portfolio Capital Flows: Hot or Cold" *The World Bank Economic Review*, enero.

Chuhan, P., Claessens S. y Mamingi N. (1993), "Equity and Bond Flows to Asia and Latin America: The Role of External Factors", PRE Working Paper 1160, Banco Mundial, julio.

Dooley, M. (1995), "A Survey of Academic Literature on Controls over International Capital Transactions," University of California, Santa Cruz, Working Paper Series #318.

Dornbusch, R. (1986), "Special Exghange Rates for Capital Account Transactions" *The World Bank Economic Review*, 1, 1, 3-33.

_____ (1995), "Cross-border Payments Taxes and Alternative Capital Account Regimes" Report to the Group of Twenty-Four, mimeo.

Eichengreen, B., Tobin J. y Wyplosz C. (1995), "Two Cases for Sand in the Wheels of International Finance" *The Economic Journal*, 105, enero, 162-172.

Fernández-Arias, E. (1994), The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull? Policy Research Working Paper 1312, The World Bank, Washington, D.C.

Fondo Monetario Internacional (1995), *International Capital Markets: Developments, Prospects, and Key Policy Issues*, Washington D.C.

Frankel, J. A. (1993), "Quantifying Capital Mobility in the 1980s" en Frankel, J. A. *On Exchange Rates*, MIT Press, Cambridge, MA.

Gagnon, J. (1993), "Exchange Rate Variability and the Level of International Trade" *Journal of International Economics*, 34, mayo.

Garber, P. y Taylor M.P. (1995), "Sand in the Wheels of Foreign Exchange Markets: A Sceptical Note" *The Economic Journal*, 105, enero, 173-180.

Greenwood, J. y Kimbrough K. P. (1985), "Capital Controls and Fiscal Policy in the World Economy" *Canadian Journal of Economics*, XVIII, 4, noviembre, 743-765.

_____ (1987), "An Investigation in the Theory of Foreign Exchange Controls" *Canadian Journal of Economics*, XX, 2, mayo, 271-288.

Hernández, L. y H. Rudolph (1995), "Sustainability of Private Capital Flows to Developing Countries: Is a Generalized Reversal Likely?" *mimeo*.

Herrera, S. (1991), "Movilidad de capitales y la economía colombiana", *Banca y Finanzas*, julio-septiembre.

Krugman, P. (1987a), "The Narrow Moving Band, The Dutch Disease, and the Competitive Consequences of Mrs.

Thatcher. Notes in the presence of Dynamic Scale Economies," *Journal of Development Economics*, 27, 41-55.

_____ (1987b), "Posibles justificaciones al control de cambios," en Banco de la República, *20 Años del Régimen de Cambios y de Comercio Exterior 2*, Bogotá.

Obstfeld, M. (1995), "International Capital Mobility in the 1990s" en Peter B. Kenen (ed.) *Understanding Interdependence. The Macroeconomics of the Open Economy*, Princeton University Press, Princeton, N.J.

O'byrne, A. y Reina M. (1993), "Flujos de Capitales y Diferencial de Intereses en Colombia: ¿Cuál es la Causalidad?" en Cárdenas M. y Garay L. J.(eds.), *Macroeconomia de los Flujos de Cápital en Colombia y América Latina*, Tercer Mundo Editores, Fedesarrollo, Fescol, Bogotá.

Rennhack, R. y Mondino G. (1989), "Movilidad de Capitales y Politica Monetaria" *Ensayos Sobre Politica Económica*, junio.

Steiner, R. (1995), "La reciente afluencia de capital extranjero a Colombia," en este número.

Steiner, R., Suescún R. y Melo F. (1992), "Flujos de capital y expectativas de devaluación" *Coyuntura Económica*, junio. También en Cárdenas-Garay (1993).

Stockmam, A. C. y Hernández A. (1988), "Exchange Controls, Capital Controls, and International Financial Markets" *American Economic Review*, 78, 3, junio, 362-374.

Tobin, J. (1978), "A proposal for international monetary reform" *Eastern Economic Journal*, 4, 153-159.

Urrutia, M. (1995), "Endeudamiento Externo Privado" *Revista del Banco de la República*, LXVIII, 811, mayo, 5-21.

Valdés, S. y Soto M. (1995), "New Selective Capital Controls in Chile: Are They Effective?" *mimeo*, Santiago.

Williamson, J. (1995), "How to Manage Exchange Rates: Lessons from Israel, Chile, and Colombia", *mimeo*, Institute for International Economics, Washington, D.C.