

Flujos de capital y expectativas de devaluación

*Roberto Steiner, Rodrigo Suescún y Fernando Melo**

I. INTRODUCCION

El manejo de la política económica se vuelve particularmente complejo en presencia de flujos especulativos de capital. Tal como se discute en Rodríguez (1981), bien puede darse una situación en que al tratar de evitar un superávit de la balanza de pagos, la autoridad se decida por una política cambiaria que a la vez que disminuye el resultado favorable de la cuenta corriente estimula la entrada de capitales, generando un proceso dinámico inestable.

Resulta importante entonces evaluar el grado de movilidad de los capitales al igual que contar con estimaciones confiables tanto de los flujos como de sus determinantes. La sabiduría convencional, al igual que muchas discusiones sobre política económica, supone que la movilidad de los capi-

tales en Colombia es muy alta; sin embargo, la evidencia empírica está lejos de ser concluyente y, en general, tiende a no validar las versiones mas fuertes de esta hipótesis.

La evidencia proviene de investigaciones con variados marcos de análisis, distinguiéndose por su número aquellas dentro del enfoque monetario de la balanza de pagos [(Montes y Candelo, 1982; Fernández y Candelo (1983), Kamas (1985) y Rennhack y Mondino (1989)]. Estos estudios sugieren ya sea la existencia de una movilidad imperfecta de capitales puesto que encuentran que el grado de sustituibilidad entre activos internos y externos parece ser bajo en el corto plazo o, en otro caso, no encuentran una relación entre los pasivos externos netos y la tasa de interés externa ajustada por las expectativas de devaluación.

Correa (1984) estudia los determinantes de la cuenta de servicios de la balanza cambiaria; encuentra que el análisis estadístico no arroja resultados satisfactorios que permitan concluir cuál es el verdadero efecto sobre los ingresos y egresos por concepto de servicios de variaciones en las tasas

* Del Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de la República. Las opiniones expresadas son responsabilidad exclusiva de los autores. Se agradecen los comentarios de Alberto Carrasquilla y de los asistentes a los seminarios del Banco de la República y Fedesarrollo.

de interés externas e internas o en las expectativas de devaluación.

Otros estudios consideran a los diferenciales de rendimientos propiamente dichos como una medida del grado de sustitución entre activos de diferentes países. Dentro de este enfoque pueden clasificarse los trabajos para el caso colombiano de Edwards (1985) y Edwards y Khan (1985), en los cuales se desarrolla un modelo empírico para analizar el comportamiento de las tasas nominales de interés en una economía semi-abierta, encontrando que una desviación entre la tasa interna de interés y la tasa de paridad se corrige en un 73% después de 10 trimestres. Este resultado indicaría que el grado de integración financiera no es muy grande.

Herrera (1991) realiza tres pruebas para medir el grado de integración financiera de la economía colombiana. La primera correlaciona la tasa de interés doméstica y la de paridad; la segunda es una prueba desarrollada por Feldstein y Horioka (1980) y Feldstein (1983), la cual relaciona la tasa de ahorro con la tasa de inversión; y la tercera es la desarrollada por Sachs (1983), en la cual se relacionan la inversión y la cuenta corriente de la balanza de pagos.

Con información de la regresión de cointegración de la primera prueba se puede deducir que en el largo plazo la elasticidad de la tasa de interés interna a la de paridad es baja, 0.28, significativamente diferente de la unidad, caso en el cual habría perfecta integración financiera, en el largo plazo. En contraste con este resultado, la segunda prueba encuentra que la tasa de ahorro y la tasa de inversión no están relacionadas, indicando que una caída del ahorro no afecta la inversión, en virtud a que el país puede endeudarse en el exterior. Este resultado indicaría que la movilidad de capitales es casi perfecta. La tercera prueba encuentra un resultado similar al anterior¹.

El propósito del presente trabajo es analizar el tema de los flujos de capital utilizando un enfoque

alternativo. A partir de una prueba desarrollada por Gaab, et.al. (1986) mostramos que se cumple la condición de paridad entre la tasa de interés doméstica y la externa si la primera se corrige por la devaluación oficial recientemente observada. Este resultado debe ser interpretado con cuidado.

Por lo general, las pruebas de paridad de intereses suponen una determinación de mercado de la tasa de cambio; si el diferencial corriente de tasas nominales de interés no es equivalente a las expectativas que los agentes tienen acerca de la evolución futura del tipo de cambio, pueden surgir incentivos a arbitrar. En este caso, los movimientos de capital que se dan como consecuencias de ajustes en el portafolio, hacen que se restablezca la condición de paridad, ya sea a través de un cambio en las expectativas de devaluación o en las tasas de interés. En este caso, el cumplimiento de la condición de paridad se logra gracias a los movimientos de capitales.

Es posible pensar en otras interpretaciones de este resultado. Por ejemplo, con la prueba de Gabb, et.al. (1986) en un régimen de tasa de cambio intervenida oficialmente, el cumplimiento de la condición de paridad puede reflejar la decisión de las autoridades de evitar los flujos de capital. En ese caso, la paridad no se origina en la existencia de flujos; más bien, a través del cumplimiento de la condición de paridad de intereses, se pretende desestimular los movimientos especulativos de capital.

Otra interpretación alternativa es que bajo el supuesto de expectativas racionales, y en una situación donde las tasas de interés reales interna y externa son iguales y la condición de paridad de

¹ Numerosos estudios han criticado la metodología de Feldstein y Horioka por no tener en cuenta en sus estimaciones el sesgo de simultaneidad que surge de la endogeneidad de ambas variables. Por otra parte, según algunos autores esta prueba es difícil de interpretar y resulta paradójica, por cuanto suele señalar que los países desarrollados tienen relativamente más controles de capital o participan en mercados financieros menos integrados que países en desarrollo (véase Murphy, 1986 y Wong, 1990).

poder de compra (PPP) se satisface, implícitamente también se está satisfaciendo la condición de paridad nominal de intereses. De modo que esta interpretación sostendría que la condición de paridad nominal de intereses se cumple porque en una situación de igualdad de tasas reales de interés, las autoridades cambiarias manejan la tasa de cambio nominal con el propósito de mantener constante el cambio real. En la medida en que la autoridad sea exitosa con este objetivo, el cumplimiento de la condición de paridad de intereses nominales tampoco está asociado necesariamente con movimientos "especulativos" de capital.

Puesto que para el caso colombiano la evidencia empírica en favor de la igualdad de tasas reales de interés o PPP es fragmentaria², se ha preferido acoger la interpretación basada en el manejo de la tasa de cambio para evitar flujos de capital. Ello implica que, de haber flujos de capital, y dado que las tasas nominales de interés son conocidas ex ante, tiene que ser cierto que la devaluación esperada por los agentes es diferente a la oficial que se estaba observando recientemente, y que aseguraba la condición de paridad de intereses. Estimamos los flujos de capital y mostramos que, efectivamente, los mismos se pueden explicar satisfactoriamente como la respuesta de agentes racionales a diferenciales en rentabilidades asociados con expectativas de (re) devaluación que se forman teniendo en cuenta el grado de (sub) sobrevaluación de la tasa de cambio real³.

A pesar de que el documento abarca un período de diez años, la lectura del mismo podría estar influenciada de manera determinante por discu-

siones recientes en torno a la situación coyuntural en términos cambiarios y monetarios. Al respecto hacemos la salvedad de que en este trabajo no se discute el origen de los capitales que fluyen. Nos preocupamos de mostrar que hay motivaciones financieras que explican satisfactoriamente la movilidad de los mismos⁴.

El documento está organizado de la siguiente forma. En la segunda sección se presenta el marco estadístico diseñado por Gaab, et.al. (1986) para examinar la hipótesis de paridad de intereses; se proponen metodologías alternativas de medición de la tasa de devaluación, y se realizan las pruebas propuestas. En la tercera se elabora una estimación de (la cota máxima de los) flujos de capital a partir de la descomposición de series de tiempo y se muestra que éstos pueden ser explicados satisfactoriamente por un diferencial de intereses que involucra desequilibrios en el nivel de la tasa de cambio real, o lo que es lo mismo, potenciales ganancias de capital. Finalmente, se presentan algunas conclusiones. Adicionalmente, se incluye un anexo metodológico que ilustra extensamente la metodología de descomposición de una serie en sus componentes permanente y transitorio.

II. LA CONDICION DE PARIDAD

A. Formulación de las hipótesis

El objetivo de esta sección es simple; se trata de estudiar la evidencia para el caso colombiano en relación con la validez de la condición de paridad de tasas de interés; utilizaremos el marco desarrollado por Gaab, et.al. (1986) y que a continuación resumimos. Este consiste de dos regresiones; a partir de sus coeficientes y correspondientes errores estándar es posible distinguir entre distin-

² En Correa (1992) se sugiere que la tasa real de interés interna se mueve con la externa, lo cual, claro está, no significa que se iguallen en niveles en todo momento.

³ La (sub) sobrevaluación se podría aproximar a través de la diferencia entre la tasa de cambio "negra" y la oficial. No hemos optado por esta medición en virtud a que es bien probable que durante el período bajo consideración la autoridad haya tenido una influencia no despreciable sobre la evolución de la tasa de cambio "negra".

⁴ Del mismo modo, no discutimos planteamientos recientes que han propuesto analizar el tema suponiendo que son los flujos de capital los que explican el diferencial de tasas de interés, en virtud al intento que hacen las autoridades por esterilizar el efecto monetario de las entradas de capital [véase O'Byrne (1991)].

tas versiones (débil, fuerte y semi-fuerte) de la hipótesis de paridad entre las tasas de interés interna y externa.

La versión fuerte, y más conocida de la condición de paridad, sostiene que la diferencia entre las tasas nominales de interés de activos denominados en distintas monedas debe ser igual, en cada momento del tiempo, a la tasa esperada de devaluación; esta condición tiene más probabilidad de cumplirse en ausencia de control de cambios, riesgo de futuros controles, costos de información, costos de transacción, riesgo de quiebra, etc. Formalmente,

$$(1) \quad E_t(\epsilon_{t+1}) = i_t - i_t^*$$

donde i_t e i_t^* son las tasas nominales interna y externa de interés; ϵ_{t+1} es la tasa de devaluación durante el período de tenencia de los activos, es decir, entre el período t , cuando se compran, y el período $t+1$, cuando se maduran y liquidan. E_t representa las expectativas que los agentes tienen acerca de la evolución futura de la tasa de cambio en el momento de comprar los títulos, y las forman con base en la información disponible en t .

La desviación en la condición de paridad, z_t , se conoce en la literatura como el "premio por riesgo cambiario"⁵:

$$(2) \quad z_t = i_t - i_t^* - E_t(\epsilon_{t+1})$$

Si las expectativas no son racionales, el término z_t medirá adicionalmente el error sistemático de predicción.

Considérese la siguiente ecuación, que posteriormente estimamos:

$$(3) \quad \epsilon_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 (i_t - i_t^*) + v_{t+1}$$

⁵ El cual, en sentido estricto, recoge las posibles implicaciones cambiarias de riesgos de todo tipo.

donde ϵ_{t+1} es alguna medida de la tasa de devaluación y no de las expectativas de devaluación. Si tomamos el valor esperado de (3) condicionado a la información disponible en t obtenemos la versión ex-ante de la condición de paridad. El intercepto de la regresión (3), β_0 , y la pendiente, β_1 , pueden expresarse así:

$$(4) \quad \beta_0 = E(\epsilon_{t+1}) - \beta_1 E(i_t - i_t^*)$$

$$(5) \quad \beta_1 = \frac{\text{cov}(\epsilon_{t+1}, i_t - i_t^*)}{\text{var}(i_t - i_t^*)}$$

donde cov y var son los operadores de covarianza y varianza y $E(.)$ representa el valor esperado incondicional.

La tasa de devaluación se puede descomponer en dos: un componente esperado ($E_t(\epsilon_{t+1})$) y otro no anticipado ($\epsilon_{t+1} - E_t(\epsilon_{t+1})$), éste último no correlacionado con el diferencial de intereses ($i_t - i_t^*$):

$$(6) \quad \epsilon_{t+1} = E_t(\epsilon_{t+1}) + (\epsilon_{t+1} - E_t(\epsilon_{t+1}))$$

Si reemplazamos (6) en (5), podemos expresar β_1 así:

$$(7) \quad \beta_1 = \frac{\text{cov}(E_t(\epsilon_{t+1}), i_t - i_t^*)}{\text{var}(i_t - i_t^*)}$$

Podemos formular tres hipótesis sobre el grado de integración financiera:

1) Versión fuerte: la "prima de riesgo cambiario" es aproximadamente constante y cercana a cero; es decir, la condición de paridad (ecuación (1)), se cumple en cada momento.

Sustituyendo (1) en (7) obtenemos $\beta_1 = 1$. Si además utilizamos el teorema de la doble expectativa ($E(E(X/Y)) = E(X)$); es decir, la media de las medias condicionales es la media), tenemos que:

$$(8) \quad E(E_t(\epsilon_{t+1}) - (i_t - i_t^*) = E(\epsilon_{t+1}) - E(i_t - i_t^*) = 0$$

lo cual, en virtud de (4), implica que $\beta_0 = 0$.

2) Versión semi-fuerte: esta hipótesis establece que a) la condición de paridad se cumple solo en promedio a través del tiempo; es decir, la tasa promedio de devaluación iguala el diferencial promedio de intereses, $E(\epsilon_{t+1}) = E(i_t - i_t^*)$ y b) la prima de riesgo cambiario, z_t , no es estrictamente constante; ésta es variable pero su variación es pequeña comparada, digamos, con la variación de la tasa esperada de devaluación:

$$(9) \quad \text{var}(z_t) < \text{var}(E_t(\epsilon_{t+1}))$$

Usando (2) y el literal a) es posible transformar (7) en

$$(10) \quad \beta_1 = \frac{\text{var}(E_t(\epsilon_{t+1})) + \text{cov}(z_t, E_t(\epsilon_{t+1}))}{\text{var}(E_t(\epsilon_{t+1})) + 2\text{cov}(z_t, E_t(\epsilon_{t+1})) + \text{var}(z_t)}$$

Es fácil ver que si en la expresión (10) hacemos $\beta_0 > 1/2$ entonces la condición (9) se cumple. Dado que se supone a), con la ecuación (4) se prueba que:

$$(11) \quad \beta_0 = (1 - \beta_1) E(i_t - i_t^*)$$

3) Versión débil: la condición de paridad solo se cumple en promedio a través del tiempo, $E(\epsilon_{t+1}) = E(i_t - i_t^*)$ y la prima de riesgo cambiario, si bien tiene media cero, es muy volátil. En este caso, sobre β_0 aplica la misma restricción que en (11), pero no hay restricción sobre la pendiente, β_1 .

En el Cuadro 1 se resumen las condiciones sobre los parámetros para cada una de las versiones de la hipótesis de arbitraje de tasas de interés. Es claro que el cumplimiento de la versión débil está implícito en el de la semi-fuerte y, en consecuencia, el de ambas si se satisface la fuerte.

Dado que en la derivación de todas las hipótesis supusimos que la condición de paridad se cumplía en promedio a través del tiempo (es decir, supusimos que el valor esperado del premio por riesgo cambiario era cero), para probar adicionalmente que la restricción sobre el intercepto se satisface en las versiones débil y semi-fuerte, necesitamos estimar una segunda regresión:

$$(12) \quad \epsilon_{t+1} - (i_t - i_t^*) = c + \eta_{t+1}$$

donde c es el intercepto de la regresión y η_{t+1} es el residuo con las propiedades clásicas. La variable del lado izquierdo es alguna medida de la devaluación después de descontado el diferencial de las tasas de interés, es decir, es una medida del tamaño del (negativo del) premio por riesgo cambiario. Esta regresión nos permite verificar el supuesto de que el valor esperado del premio por riesgo cambiario es cero. Si el término constante es cero, estadísticamente hablando, el diferencial promedio de intereses es igual a la tasa promedio de devaluación, como postulan estas hipótesis.

Para probar el cumplimiento o no de las distintas versiones, y consiguientemente para poder hacer

Cuadro 1. RESTRICCIONES SOBRE LA REGRESION $\epsilon_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 (i_t - i_t^*) + v_{t+1}$

Versión	Intercepto	Pendiente
Fuerte	$\beta_0 = 0$	$\beta_1 = 1$
Semi-fuerte	$\beta_0 = (1 - \beta_1) E(i_t - i_t^*)$	$\beta_1 > 1/2$
Débil	$\beta_0 = (1 - \beta_1) E(i_t - i_t^*)$	no restricción

inferencias sobre el “grado de movilidad de los capitales” o sobre la devaluación oficial, dependiendo de la interpretación que se haga de los resultados de la prueba, solo se necesita estimar las regresiones (3) y (12). Los únicos requerimientos de información son el diferencial entre las tasas nominales de interés interna y externa y una medida de la tasa de devaluación. Las tasas de interés relevantes son observadas; la devaluación pertinente no lo es.

B. La tasa de devaluación

Antes de estimar (3) y (12), discutiremos brevemente el cálculo de la devaluación entre dos períodos consecutivos, necesario para estas estimaciones. No hay una medida única de la tasa de devaluación; incluso la escogencia de la conocida comúnmente como “observada”, es arbitraria. Se podría escoger el equivalente anual de la devaluación del último mes, o del último trimestre o semestre; también se podrían tomar distintas medidas de devaluación sobre la tasa de cambio paralela.

En este trabajo se optó, arbitrariamente, por escoger dos medidas. La primera estima la tasa de devaluación como aquella necesaria para corregir el desequilibrio cambiario (DEVAL1), el cual definimos más adelante; la segunda mide la devaluación como el equivalente anual de la tasa de variación, para algún período, de la tasa de cambio oficial (DEVAL2).

La primera alternativa la aproximamos como la devaluación requerida para corregir el desequilibrio cambiario (DEVAL1). Específicamente, tomamos como devaluación nominal (DEVAL1) aquella necesaria para que, dado el diferencial corriente entre las tasas de inflación en Colombia y E.U., $\pi_t - \pi_t^*$, la tasa de cambio real observada (TCR_o) alcance su valor de equilibrio (TCR_e). La tasa de cambio real de equilibrio se calcula como en Agudelo (1991) y corresponde al componente permanente de

la serie trimestral calculada por el Banco de la República. La descomposición se realiza con base en la metodología de Beveridge y Nelson⁶ (véase Anexo). Formalmente:

$$(13) (1 + DEVAL1_t) = (1 + \pi_t) \left(\frac{TCR_{et}}{TCR_{ot}} \right) / (1 + \pi_t^*)$$

Si la tasa de cambio (real observada) es considerada, de acuerdo con la metodología de descomposición, igual a la de equilibrio, la devaluación nominal será igual al diferencial de inflaciones. De la misma forma, si la tasa de cambio real está subvaluada o sobrevaluada, la devaluación nominal es igual al diferencial de tasas de inflación ajustado por un factor que recoge el grado de desequilibrio cambiario. Dicho factor será pequeño si la subvaluación ($TCR_o > TCR_e$) es grande, lo cual implica que la devaluación nominal será inferior al diferencial de inflaciones.

La segunda medida (DEVAL2) proviene de la anualización de la devaluación oficial del último mes del respectivo trimestre. En el Cuadro 2 aparecen las dos series: en la primera columna la tasa de devaluación se calcula de acuerdo con (13); en la segunda, se presenta la mencionada anualización.

⁶ La metodología de descomposición de Beveridge y Nelson descompone una serie en dos componentes, uno, el permanente y el otro, el transitorio. El componente permanente es una serie no estacionaria, integrada de orden uno; es decir, se requiere diferenciar la serie una vez para obtener una serie estacionaria. El componente transitorio es una serie estacionaria, o integrada de orden cero, con media cero. Entre otras propiedades, una serie estacionaria fluctúa alrededor de su media, su varianza es finita y exhibe lo que se llama “reversión” hacia su media. La serie no estacionaria no revierte hacia su media. Cualquier choque al proceso generador de la serie afecta permanentemente el nivel de la serie. Una serie integrada de orden uno tiene un comportamiento suavizado y una tendencia persistente a crecer o a caer a través del tiempo: imagínese la serie del nivel de precios: mientras que un ejemplo de una serie estacionaria es una serie ruido blanco: imagínese la serie de cambios en las tasa de interés.

Cuadro 2. MEDIDAS DE LA TASA DE DEVALUACION (Porcentajes)

Trimestre	DEVAL1	DEVAL2
1981:04	46.0	22.3
1982:01	48.3	16.4
1982:02	48.9	16.8
1982:03	53.9	17.2
1982:04	51.6	25.5
1983:01	56.6	25.3
1983:02	54.4	25.5
1983:03	50.9	28.5
1983:04	49.3	28.3
1984:01	45.0	28.3
1984:02	46.1	26.2
1984:03	42.7	28.3
1984:04	42.2	28.3
1985:01	44.6	82.5
1985:02	48.3	43.1
1985:03	39.0	57.2
1985:04	30.2	48.3
1986:01	32.1	25.8
1986:02	17.8	22.9
1986:03	16.0	33.1
1986:04	18.7	27.3
1987:01	17.2	25.6
1987:02	23.1	21.4
1987:03	20.0	17.7
1987:04	17.1	16.9
1988:01	20.4	32.3
1988:02	22.5	28.2
1988:03	24.7	28.2
1988:04	24.5	24.0
1989:01	26.1	28.9
1989:02	22.1	29.2
1989:03	24.5	28.9
1989:04	19.8	31.4
1990:01	22.2	35.8
1990:02	19.4	29.7
1990:03	11.1	23.4
1990:04	6.4	29.7
1991:01	14.8	21.8
1991:02	17.6	22.3
1991:03	18.6	31.7
1991:04	22.8	26.2

Las dos series presentan importantes diferencias. Destacamos la discrepancia que se da entre 1981 y 1985 y la que se sucede casi en

forma continua desde 1987. El primer período corresponde a una época de cambio real sobrevaluado; la definición que nosotros sugerimos arroja una mayor devaluación que la que calcula la medición mas usual. Por otra parte, una vez consolidada la corrección de la sobrevaluación hacia 1987, la versión que proponemos muestra una devaluación inferior a la que estaban llevando a cabo las autoridades, fenómeno que es especialmente manifiesto a partir del segundo semestre de 1990.⁷

C. Resultados

Procedemos a aplicar la metodología diseñada en II.A., utilizando las dos medidas de devaluación propuestas en II.B, la tasa de interés de los CDTs a 90 días y la tasa LIBOR a tres meses. Usando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios se estimó primero la ecuación (12) para el período 1981:III-1991:I, habiendo definido la variable del lado izquierdo como:

$$(14) \text{ DEVALDI}_t = \text{DEVAL}_t - (i_t - i_t^*); \quad J=1,2$$

En el Cuadro 3 se presentan los resultados. Cuando se utilizó como variable dependiente la tasa de devaluación que tiene en cuenta el desequilibrio cambiario (DEVAL1 para calcular DEVALDI1) se encontró que el intercepto de la regresión (c) era estadísticamente diferente de cero. Esto significa que ni aún en términos promedios a través del tiempo la condición de paridad se cumple. El valor promedio de la tasa de devaluación no es igual al valor promedio de los diferenciales de tasas nominales de interés durante un período tan largo como la década de los ochenta; el "premio por riesgo cambiario" no ha sido, en promedio a través del tiempo, ni constante ni cercano a cero. Estos resultados fueron robustos cuando, con base en las

⁷ Para capturar el cambio estructural que sugieren las series en 1985 y 1986, en algunas de las estimaciones se introdujo una variable dicótoma para cada definición de devaluación.

Cuadro 3. ESTIMACIONES DEL INTERCEPTO DE LA ECUACION (12)

Variable Dependiente	Período	C	Estadístico t
DEVALDI1	1981.2-1991.1	11.39	5.6 *
	1981.1-1985.4	12.89	13.6 *
	1986.1-1991.1	-12.92	-4.6 *
DEVALDI2	1981.1-1991.1	0.84	0.7
	1981.1-1985.4	-0.20	-0.09
	1986.1-1991.1	1.63	1.4
DEVALDI1=DEVAL1 - ($i_t - i_t^*$)			
DEVALDI2=DEVAL2 - ($i_t - i_t^*$)			
* Significativo al 5%. Pruebas t de una cola.			

pruebas de cambio estructural CUSUM SQUARED^a, se reestimó la ecuación para los períodos muestrales 1981:III, 1985 IV y 1986 I-1991 I y cuando se excluyó la variable dicótoma.

Cuando se utilizó DEVAL2 (en DEVALDI2) se obtuvo, en cambio, que el intercepto no era

^a El CUSUM SQUARED es un test basado en la construcción de residuales recursivos obtenidos a partir de los residuos de un modelo de regresión que va adicionando una a una las observaciones y que comienza con una estimación inicial que incluye solo k de las n observaciones. El estadístico S se construye, para cada t, de la siguiente forma:

$$S_t = \frac{\sum_{k+1}^t W_i^2}{\sum_{k+1}^n W_i^2} \quad t=k+1, \dots, n$$

donde W_i es el último residuo de una regresión parcial que incluye $i-1$ observaciones, $i \geq K$. $E[S_t]$ es aproximadamente $(t-k)/(n-k)$. Bajo la hipótesis nula se plantea que el vector de coeficientes es constante en el período de tiempo estudiado. Dicho test no requiere una especificación a priori del momento en que puede haberse llevado a cabo un cambio estructural. El test se lleva a cabo graficando las bandas de confianza construidas para $E[S_t]$ y S_t contra t. Movimientos de S_t fuera del intervalo de confianza sugieren inestabilidad en los parámetros de la regresión [ver Green (1990)].

estadísticamente diferente de cero. Este resultado continuó siendo válido cuando la muestra se dividió en dos subperíodos y cuando se excluyó la variable dicótoma.⁹ Podemos concluir que cuando la tasa de devaluación se mide con base en la anualización de la devaluación oficial recientemente observada, la versión débil de la condición de paridad de intereses no puede rechazarse a los niveles convencionales de significancia.

Para determinar si versiones más fuertes de la condición de paridad no se pueden rechazar, debemos hacer uso de la regresión (3). En el Cuadro 4 se presentan primero los resultados con la tasa de devaluación DEVAL1; en sentido estricto no se debería practicar esta prueba debido a que versiones más fuertes de la condición de paridad presuponen el cumplimiento de las más débiles, y como vimos, con esta medición, la versión más débil no puede dejar de rechazarse.

Los resultados interesantes se obtienen con DEVAL2. La pendiente de la regresión es 0.86, estadísticamente diferente de cero y mayor que 1/2. Por lo tanto, la versión semi-fuerte no se puede rechazar. La evidencia estadística es consistente con la condición de paridad cumpliéndose en promedio a través del tiempo y con un "premio por riesgo cambiario" no constante pero con varianza inferior a la varianza de la tasa esperada de devaluación.

La versión más fuerte de la condición de paridad requeriría, por su parte, que el intercepto fuera cero y la pendiente uno. Ninguna de estas hipótesis puede rechazarse (Cuadro 4). En consecuencia, la versión fuerte, según la cual el "premio"

⁹ No se descarta la posibilidad de que durante algunos cortos subperíodos este resultado no se sostenga. En particular, hemos recibido comentarios en el sentido de que para el período de "corrección cambiaria" de mediados de la década pasada sería sorprendente encontrar que se cumple la condición de paridad. Consideramos que los resultados de las pruebas de estabilidad reportados en el texto son garantía de que la interpretación que hacemos en el texto es correcta.

Cuadro 4. COEFICIENTES ESTIMADOS PARA LA ECUACION (3)

Variable Dependiente	Período	β_0	Estadístico t $H_0: \beta_0 = 0$	β_1	Estadístico t $H_0: \beta_1 = 0$	Estadístico t $H_0: \beta_1 = 1$
DEVAL1	81.1-91.1	26.2	2.7 *	0.39	1.00	
	81.1-85.4	27.6	3.4 *	0.37	1.00	
	86.1-91.1	10.1	0.8	0.14	0.29	
DEVAL2	81.2-91.1	4.3	0.4	0.86	1.92 *	-0.32

* Significativo al 5%. Pruebas t de una cola.

es casi constante y próximo a cero, no puede rechazarse.

En conclusión, las pruebas desarrolladas en esta sección sugieren el cumplimiento de la versión fuerte de paridad de intereses. Una posible interpretación de este resultado, si bien no la única como mencionamos en la introducción, es que en la determinación de la devaluación, las autoridades han tratado de cubrir el diferencial de tasas de interés. Ello se desprende del hecho de que si la devaluación la medimos a partir de la anualización del comportamiento reciente de la tasa de cambio oficial, no se puede rechazar la hipótesis de cobertura de tasas de interés.

III. FLUJOS DE CAPITAL Y EL DIFERENCIAL DE TASAS DE INTERES

A. Flujos de Capital

En la sección anterior presentamos evidencia sugiriendo que no puede descartarse el hecho empírico de que durante la década de los ochenta imperó la llamada versión fuerte de la condición de paridad de intereses, si se corrige la tasa de interés externa por la devaluación oficial recientemente observada. La interpretación que damos a este resultado en un régimen de tasa de cambio administrada, implicaría que si se dan flujos de capital, tiene que ser cierto que la devaluación que los agentes estaban esperando es diferente de aquella

que en ese momento estaba llevando a cabo la autoridad; de lo contrario, implicaría que se dan flujos de capital a pesar de que los inversionistas serían indiferentes entre las alternativas de invertir en Colombia o en el exterior.

Procedemos ahora a estimar los flujos de capital, variable que en un régimen de control de cambios no es observable. Distintos autores han utilizado diversos métodos de aproximación al problema¹⁰; en este trabajo proponemos una metodología diferente.

En razón a aspectos institucionales, durante el período en consideración, en Colombia los flujos de capital se llevan a cabo a través de alteraciones en el verdadero valor de aquellas operaciones de cambio que sí son permitidas. En particular, es razonable pensar que los agentes económicos sobrefacturan sus ingresos de divisas y/o subfacturan sus egresos si hay razones financieras que creen un incentivo para ingresar capitales al país.

¹⁰ Herrera (1991) usa dos medidas alternativas. Ambas se basan en estadísticas de la balanza de pagos; una incluye los rubros de viajes, otros bienes, servicios y rentas, transferencias y errores y omisiones; la otra incluye el movimiento de capital privado de corto plazo más los errores y omisiones. Edwards (1991) usa las reservas internacionales netas como variable "proxy" de los flujos de capital.

Dentro de los ingresos de divisas cuyo registro puede ser alterado para efectuar movimientos de capital hemos considerado las exportaciones menores, los ingresos personales, las transferencias y el turismo, según la clasificación que el Banco de la República hace de la balanza cambiaria¹¹. De igual forma, se ha considerado la posibilidad de que a través de la totalidad de las importaciones de bienes se den flujos de capital. En virtud de lo anterior, en este trabajo adoptamos como definición de flujos especulativos de capital (FLUJOS) la suma, o más exactamente, la diferencia entre el componente transitorio de los mencionados ingresos y el componente transitorio de las importaciones de la balanza cambiaria.¹²

La descomposición de la parte transitoria de las series se hizo utilizando la metodología de Beveridge y Nelson (ver anexo). Los resultados se presentan en el Cuadro 5 y en los Gráficos 1 y 2. Allí se destaca lo siguiente: (i) la evolución del componente transitorio de los ingresos cambiarios está dominada principalmente por el componente transitorio de los ingresos cambiarios (ingresos personales, transferencias y turismo) diferentes a los provenientes de exportaciones menores; (ii) entre 1981 y 1984 se presenta una importante salida de capitales especulativos; (iii) desde que se inicia la corrección de la subvaluación cambiaria, se ha presentado una casi continua entrada de capitales, con excepción del año 1990; (iv) el

¹¹ Por lo tanto, no consideramos la posibilidad de que flujos especulativos se escondan detrás de las exportaciones de petróleo, café y carbón ni de los movimientos de endeudamiento externo e inversión extranjera que requieren de algún tipo de registro oficial.

¹² En tanto las series de ingresos y egresos cambiarios poseen movimientos transitorios propios, la variable que acá denominamos FLUJOS, debe entenderse como un "proxy" de la cota máxima de los movimientos de capital. El componente transitorio de una serie cambiaria con seguridad incluye tanto elementos especulativos como elementos transitorios de la serie misma. Por ejemplo, un aumento transitorio en el ingreso, bien puede dar origen a un incremento transitorio en las importaciones, de manera tal que la parte temporal de dicha serie involucrará necesariamente tanto importaciones de carácter temporal como flujos de capital.

Gráfico 1.1 COMPONENTE TRANSITORIO DE INGRESOS CAMBIARIOS TOTALES

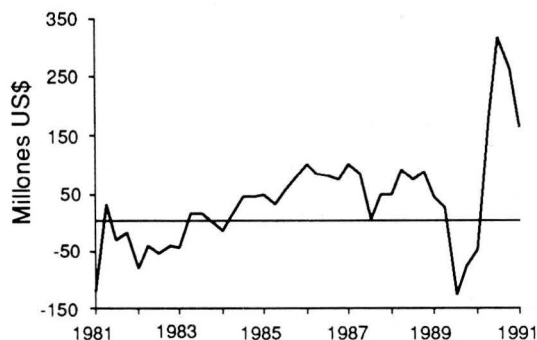


Gráfico 1.2 COMPONENTE TRANSITORIO DE EXPORTACIONES MENORES

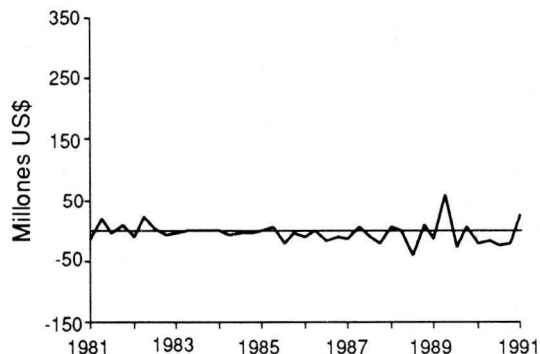
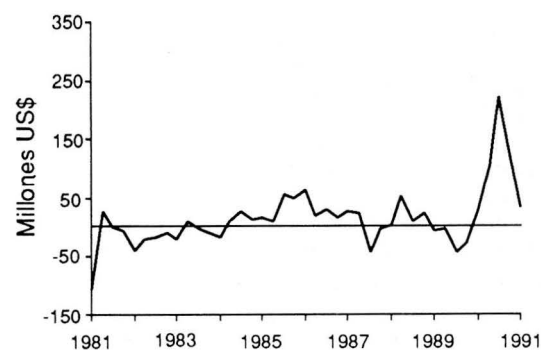


Gráfico 1.3 COMPONENTE TRANSITORIO DE OTROS INGRESOS CAMBIARIOS

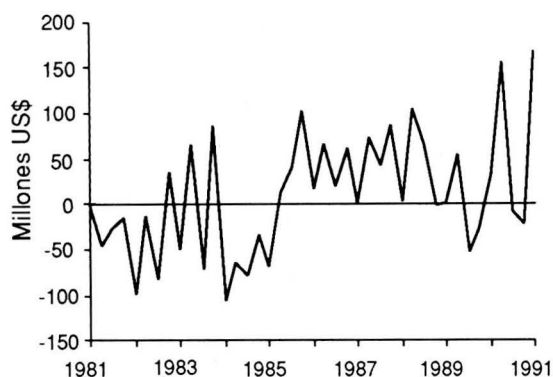


Cuadro 5. DESCOMPOSICION DE BEVERIDGE Y NELSON PARA LAS IMPORTACIONES Y ALGUNOS INGRESOS CAMBIARIOS (Millones US\$)

Trimestre	Ingr. Cambiarios		Importaciones		Flujos *
	Serie	Componente Transitorio	Serie	Componente Transitorio	
1981:04	706.4	-120.5	931.42	1.8	-122.3
1982:01	563.6	31.7	857.9	46.0	-14.4
1982:02	471.4	-30.3	859.9	27.4	-57.7
1982:03	413.8	-18.5	878.0	14.9	-33.4
1982:04	490.8	-81.4	717.8	98.6	-180.0
1983:01	334.0	-40.0	817.4	12.2	-52.2
1983:02	324.0	-53.8	681.5	81.4	-135.2
1983:03	355.0	-39.5	848.2	-35.1	-4.4
1983:04	416.5	-44.7	758.8	50.5	-95.1
1984:01	366.3	16.9	884.6	-64.7	81.6
1984:02	349.8	17.3	680.1	69.9	-52.6
1984:03	363.6	2.7	864.7	-85.8	88.5
1984:04	394.7	-14.0	598.1	104.4	-118.4
1985:01	441.3	13.9	564.6	64.7	-50.8
1985:02	427.0	44.1	550.7	76.9	-32.9
1985:03	478.2	44.8	581.1	34.5	10.3
1985:04	479.2	49.2	560.2	67.6	-18.5
1986:01	518.8	31.2	642.9	-11.5	42.7
1986:02	575.4	58.1	680.2	-40.5	98.6
1986:03	657.1	77.2	796.1	-103.3	180.5
1986:04	653.3	101.7	689.9	-16.9	118.7
1987:01	679.5	85.7	737.2	-64.3	150.0
1987:02	766.3	80.7	700.6	-18.3	99.0
1987:03	806.1	76.5	797.7	-60.5	137.1
1987:04	894.0	100.2	776.9	-0.8	101.0
1988:01	725.5	84.0	882.1	-72.9	156.9
1988:02	862.6	5.0	867.0	-42.0	47.1
1988:03	977.3	49.5	936.5	-86.4	135.9
1988:04	959.9	50.0	838.4	-2.2	52.2
1989:01	898.1	92.8	1002.5	-104.4	197.2
1989:02	1148.4	74.4	1036.6	-65.6	140.0
1989:03	1055.2	87.6	933.2	1.9	85.7
1989:04	1062.6	45.8	922.5	0.1	45.6
1990:01	742.3	25.5	993.0	-53.6	79.1
1990:02	882.5	-127.0	863.0	51.4	-178.4
1990:03	937.5	-76.9	901.3	26.5	-103.4
1990:04	1025.7	-47.8	996.7	-30.7	-17.1
1991:01	1290.4	180.7	1243.2	-154.7	335.4
1991:02	1402.4	314.7	1058.2	9.4	305.3
1991:03	1301.5	263.5	916.7	23.0	240.5
1991:04	1294.3	163.6	1210.0	-167.0	330.5

* Diferencia entre los componentes transitorios de ingreso cambiario e importaciones.

Gráfico 2. COMPONENTE TRANSITORIO DE IMPORTACIONES



monto de entradas de capital especulativo que se dió en el año de 1991 no tiene antecedente reciente; su cota máxima alcanzó alrededor de US\$1.200 millones.

B. Determinantes de los Flujos de Capital:

La mayoría de los trabajos reseñados [en particular, Correa (1984), Herrera (1991) y Edwards (1991)] han sugerido que los flujos de capital dependen tanto del diferencial de rentabilidades como de alguna medida del desequilibrio cambiario, o de la tasa de cambio real. El desequilibrio se relaciona con el hecho de que la tasa de cambio en cualquier momento dado puede diferir de su valor de equilibrio. Adicionalmente, en el cálculo del diferencial de intereses, las expectativas de devaluación se aproximan con la devaluación oficial observada.

La justificación para la inclusión de las variables explicativas recién mencionadas se encuentra, por ejemplo, en Herrera (1991) y Edwards (1991). En relación con las expectativas de devaluación que son iguales a la devaluación oficial observada en el respectivo mes, se afirma que ello "corresponde a la devaluación esperada en un marco de expectativas racionales sin incertidumbre". En cuanto a la medida de desequilibrio cambiario, su inclusión

se justifica en razón a que ello permite capturar el hecho de que, por ejemplo, en una situación de sobrevaluación los agentes reconocen su carácter transitorio y anticipan su corrección a través de una devaluación, razón por la cual fugan capitales.

Tomados en forma independiente, los argumentos que justifican la inclusión de estas variables explicativas son válidos; sin embargo, al incluirlos conjuntamente se puede estar cometiendo un error de especificación. Al fin y al cabo, implicaría que a pesar de que el cambio esté subvaluado, agentes racionales no incorporan dicha observación en la formulación de sus expectativas de devaluación, las cuales dependen exclusivamente de la devaluación oficial observada. Es decir, la corrección cambiaria esperada implícita en el término "diferencial cambiario" puede no coincidir con la corrección esperada que se incorpora en el diferencial de interés.

A diferencia de la lectura usual de las pruebas de paridad de intereses, nuestra interpretación de los resultados obtenidos en II.C. nos permitió adelantar la hipótesis de que el diferencial de rendimientos que resulta de corregir la tasa de interés externa por la devaluación oficial reciente, no se constituyó durante la década de los ochenta en un estímulo para que los inversionistas consistentemente realizaran ganancias a través de arbitraje y, en consecuencia, cambiaran la composición de monedas de su portafolio. Teniendo en cuenta este resultado y cuidándonos de no incurrir en el mencionado error de especificación, los movimientos de capital especulativos se pueden ver simplemente como una decisión de los inversionistas ante la posibilidad de obtener ganancias de capital.

La autoridad cambiaria colombiana puede estar administrando la tasa de devaluación para que se cumpla la condición de paridad de intereses, y evitar así el arbitraje el cual puede tener importantes efectos sobre los presupuestos monetarios; sin embargo, esta política puede ser inconsistente con la condición de paridad del poder de compra. Una

elevada tasa de devaluación que asegura la paridad de intereses puede llevar a que la tasa de cambio real supere su nivel de equilibrio, lo cual puede ser interpretado como transitorio e insostenible por los inversionistas y, por lo tanto, como una potencial fuente de ganancias de capital. La paridad de intereses que se desprende de utilizar la devaluación oficial, le asegura al inversionista que no pierde nada si en esta situación cambia la composición de su portafolio en favor de activos financieros denominados en pesos, mientras el desequilibrio cambiario le brinda el incentivo de obtener ganancias de capital a través de una revaluación del cambio, cuando la autoridad decida corregir el desequilibrio causado.

Una forma de medir el incentivo a traer capitales en presencia de paridad de intereses (DIDEVAL) proviene de la diferencia entre la tasa de devaluación observada del tipo de cambio oficial (DEVAL2) y la tasa nominal de devaluación requerida para corregir el desequilibrio cambiario (DEVAL1):

$$(15) \quad DIDEVAL_t = DEVAL2_t - DEVAL1_t$$

DIDEVAL mide potenciales ganancias (o pérdidas) de capital. Dicha diferencia de devaluaciones mide lo que el inversionista podría ganar o perder cuando la autoridad se separe de la paridad de intereses y decida corregir el desequilibrio cambiario. Nuestro argumento sostiene que esta variable debe explicar buena parte de la varianza de los movimientos especulativos de capital durante la década de los ochenta; es de esperar que el coeficiente de la regresión que relaciona los flujos de capital (donde un valor positivo para esta variable representa una entrada de capitales al país) con DIDEVAL sea positivo.

Una segunda implicación de nuestro argumento es que en una regresión para los flujos de capital, el diferencial de tasas de interés DIFER1 (en el cual se utiliza como "proxy" de la devaluación esperada DEVAL1) debe resultar significativo porque dicha

variable incorpora las potenciales ganancias de capital. Por otro lado, DIFER2, el diferencial de intereses calculado con la devaluación oficial observada, no debe explicar los flujos de capital porque, de acuerdo con los resultados de la sección II, los inversionistas eran indiferentes entre mantener su portafolio en Colombia o en el exterior y por lo tanto, el diferencial no constituyó un estímulo sistemático para que ellos cambiaran la composición por monedas de su portafolio

Las dos medidas citadas del diferencial de intereses (DIFER1 y DIFER2) se obtuvieron a partir de la siguiente fórmula:

$$(16) \quad DIFERj_t = \left[\frac{1 + i_t}{(1 + i_t^*) (1 + DEVALj_t)} - 1 \right] \times 100 ; j=1,2$$

En los Gráficos 3 y 4 se muestra la relación entre los flujos de capital y los diferenciales de intereses. Se observa que hay una relación mucho mas estrecha cuando el diferencial se mide usando la devaluación requerida para corregir el desequilibrio cambiario.

En los Cuadros 6 a 8 se presentan los resultados de las regresiones que relacionan los flujos especulativos (FLUJOS), por un lado, con los valores

Gráfico 3. FLUJOS DE CAPITAL Y TASA DIFER1 1981.4 - 1991.4

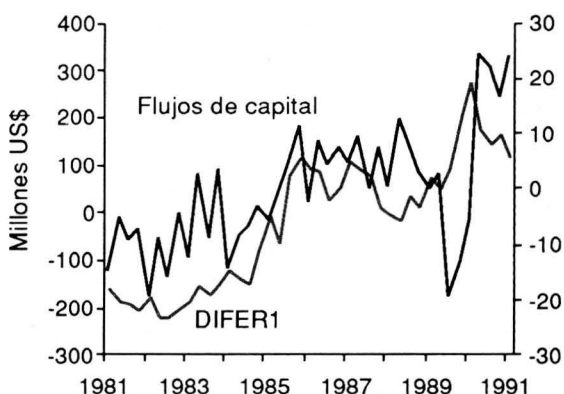
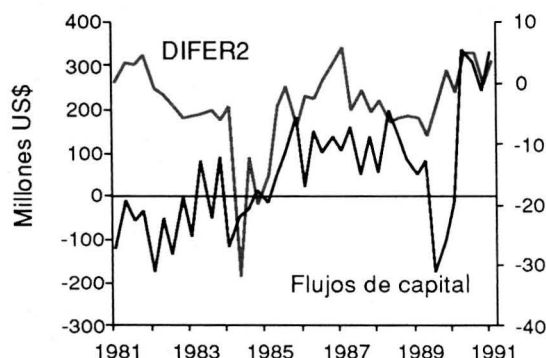


Gráfico 4. FLUJOS DE CAPITAL Y TASA DIFER2 1981.4 - 1991.4



rezagados de la diferencia en devaluaciones (DIDEVAL) o los diferenciales de interés (DIFER1 y DIFER2), por el otro. En el Cuadro 6 se incluye DIDEVAL como variable explicativa; los resultados estadísticos confirman el análisis que veníamos haciendo, según el cual las posibles ganancias de capital explican buena parte de los movimientos de capital; el coeficiente de esta variable tiene el signo esperado y es significativo. Incluyendo únicamente la variable que mide las posibles ganancias de capital, se explica cerca del 44% de la varianza de los flujos de capital; el resto de la varianza puede interpretarse como la del componente transitorio neto propio de las series de exportaciones e importaciones, el cual, obviamente, no tiene por qué estar asociado con movimientos especulativos de capital.

Cuadro 6. DETERMINANTES DE LOS FLUJOS

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico T
C	55.353	20.164	2.745
DIDEVAL(-1)	2.822	1033	2.733
AR(1)	0.588	0.163	3.616
AR(3)	-0.442	0.178	-2.485
R2	0.435	Observaciones: 37	
Durbin - Watson	2.138	Rango: 1982.4-1991.4	
Estadístico F	8.471		

En los Cuadros 7 y 8 se presenta la evidencia en favor de la segunda implicación observable de nuestro argumento. En el Cuadro 7 se muestran los resultados de la regresión de los flujos de capital en función del diferencial de intereses interno y externo, DIFER1, en el cual se usó como proxy de la tasa esperada de devaluación DEVAL1.

Cuadro 7. DETERMINANTES DE LOS FLUJOS

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico T
C	75.560	17.453	4.329
DIFER1	6.108	1.489	4.101
AR(1)	0.431	0.159	2.706
AR(3)	-0.422	0.167	-2.525
R2	0.433	Observaciones: 38	
Durbin - Watson	2.016	Rango: 1982.3-1991.4	
Estadístico F	10.414		

Los resultados son de nuevo muy satisfactorios. Este diferencial de intereses explica cerca del 48% de la varianza de la variable proxy de los flujos de capital que hemos construido. Esta evidencia confirma la hipótesis de que la variable relevante para explicar los movimientos especulativos, durante el período muestral, son las posibles ganancias de capital que surgen de los desequilibrios cambiarios.

Cuadro 8. DETERMINANTES DE LOS FLUJOS

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico T
C	79.433	33.023	2.405
DIFER2	2.454	2.878	0.853
MA(2)	0.342	0.193	1.774
AR(1)	0.462	0.165	2.803
R2	0.429	Observaciones: 38	
Durbin - Watson	1.94	Rango: 1982.3-1991.4	
Estadístico F	8.51		

Por el contrario, cuando usamos como devaluación esperada la devaluación efectivamente observada (DEVAL2 en DIFER2), los resultados estadísticos se deterioran; la correspondiente regresión se presenta en el Cuadro 8.

La evidencia muestra que el diferencial de intereses como comúnmente se calcula no tiene una relación estadísticamente significativa sobre los flujos de capital. Este diferencial no se ha constituido en un estímulo financiero para que los agentes, a través del arbitraje, exploten oportunidades de ganancia.

El mismo ejercicio se repitió utilizando tasas activas del interés en lugar de tasas pasivas. En este caso, la muestra va desde el primer trimestre de 1987, cuando se inicia la encuesta de tasas de colocación del sector financiero, hasta el cuarto trimestre de 1991. Los resultados se sostienen. El diferencial de tasas activas tiene un efecto estadísticamente significativo sobre los flujos cuando se usa DEVAL1 como proxy de las expectativas de devaluación (Cuadro 9), mientras que el diferencial medido con DEVAL2 no resulta significativo (resultado no reportado).

Cuadro 9. DETERMINANTES DE LOS FLUJOS

Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico T
DIFER1(ACT)(-1)	11.476	2.824	4.064
AR(1)	0.635	0.200	3.173
AR(3)	-0.357	0.199	-1.787
R ²	0.504	Observaciones: 20	
Durbin - Watson	2.139	Rango: 1987.1-1991.4	
Estadístico F	8.631		

IV. CONCLUSIONES

Este documento presenta alguna evidencia que ayuda a entender mejor el fenómeno reciente de movimientos especulativos de capital hacia Colombia. La interpretación normalmente aceptada la podemos resumir citando a Edwards (1991): "Existe consenso en que las altas tasas de interés observadas a partir de mediados de 1990 han atraído capitales a Colombia, ayudando a producir la acumulación de reservas de los dos últimos años... el diferencial de tasas ha jugado un papel fundamental en la acumulación de reservas" (pág. 6).

En el documento tratamos de mostrar que es mas sistemática la relación entre los flujos de capital y las ganancias potenciales que surgen de los desequilibrios en la tasa de cambio real. La razón es que las autoridades ajustan la tasa de cambio nominal para tratar de no perder control sobre los agregados monetarios, desestimulando el arbitraje de intereses. Sin embargo, esta política de devaluación no tiene por que ser consistente con la paridad del poder de compra del peso. La tasa de cambio real se puede desequilibrar; la perspectiva de una eventual corrección de desequilibrio genera potenciales ganancias de capital.

Un corolario de lo anterior es que si se está en una situación de subvaluación cambiaria, acelerar la devaluación nominal puede cerrar el diferencial de tasas de interés que observan las autoridades, pero con seguridad aumenta el diferencial que está estimulando la entrada de capitales, pues desequilibra aún mas el cambio real¹³.

¹³ Por lo tanto, la aceleración de la devaluación debe justificarse en la necesidad de proveer estímulos comerciales. El natural conflicto entre esta política y la disminución de los flujos de capital es la esencia detrás de las connotaciones de inestabilidad dinámica del trabajo de Rodríguez (1981), mencionado al inicio del trabajo.

ANEXO: DESCOMPOSICION DE BEVERIDGE Y NELSON

1. Metodología

Bajo la metodología propuesta por Beveridge-Nelson (B-N) se puede descomponer una serie en un componente transitorio y otro permanente. La primera diferencia de la serie (o de su logaritmo) debe seguir un proceso estacionario y poseer una representación ARMA. Es decir, la serie debe ser integrada de orden 1.

B-N muestran que el componente permanente corresponde a una caminata aleatoria con intercepto, mientras que el transitorio sigue un proceso estacionario, el cual puede ser estimado como la diferencia entre el componente permanente y los valores observados de la serie (B-N, 1981 pág. 157).

Dada una serie (o su logaritmo) Z_t generada por un proceso ARIMA(p,1,q):

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) (Z_t - Z_{t-1}) = \xi + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \epsilon_t$$

donde B es el operador de rezago tal que $BZ_t = Z_{t-1}$ y ϵ_t es una serie que sigue un proceso ruido blanco. Miller (1988) muestra que el componente permanente Z_t puede ser expresado como:

$$Z_t = \frac{1 - \sum_{i=1}^q \theta_i B^i}{1 - \sum_{i=1}^p \phi_i B^i} \left[\frac{1 - \sum_{i=1}^p \phi_i B^i}{1 - \sum_{i=1}^q \theta_i B^i} \right] Z_t$$

2. Descomposición Beveridge-Nelson para ingresos y egresos cambiarios

Antes de aplicar la metodología propuesta por B-N y Miller, se identificaron las transformaciones necesarias para obtener una serie estacionaria

(logaritmo y/o diferenciación) para poder estimar un modelo ARIMA.

2.1. Transformación logarítmica

Para conocer si los datos requerían de una transformación logarítmica, se aplicó el procedimiento sugerido por Guerrero (1990), en el cual se regresa S_h en función de una constante y Z_h para $h=1, \dots, H$, donde S_h y Z_h corresponden a los logaritmos de la varianza y media en el año h de la variable y H es el número total de años en la muestra.

Guerrero muestra que el exponente (LAMBDA) al cual debe estar elevada la variable para estabilizar su varianza, está dado por uno menos la estimación por mínimos cuadrados del coeficiente de Z_t .

Los resultados obtenidos mediante este procedimiento fueron:

Ingresos Cambiarios		Importaciones	
LAMBDA	STD	LAMBDA	STD
0.04	0.35	-0.35	0.95

Esto indica que la transformación logarítmica puede ser utilizada en estas series, puesto que los valores estimados de LAMBDA dentro de un intervalo de confianza del 95% ($LAMBDA \pm 2.26 \text{ STD}$) contienen a cero¹⁴.

2.2 Diferenciaciones

Con el objeto de evaluar la presencia de una raíz unitaria en las series analizadas (o sus

¹⁴ Es de anotar que como el intervalo de confianza de LAMBDA para importaciones también contiene a uno, se podría indicar que no es necesaria ningún tipo de transformación para estabilizar varianza, pero debido a que el valor estimado está más cercano a cero se adoptó la transformación logarítmica.

logaritmos) se aplicaron las pruebas de Dickey-Fuller (1976) aumentadas¹⁵, con los siguientes resultados:

Los anteriores valores de la estadística τ_t mayores que -3.18 (percentil 10 de la distribución empírica de τ_t para $n=50$) indican que no se puede rechazar la hipótesis de que ambas series presentan una raíz unitaria.

2.3 Modelos ARIMA

Una vez identificadas las transformaciones

necesarias para obtener series estacionarias¹⁶, se efectuó la identificación y estimación de los modelos ARIMA¹⁷, con los siguientes resultados:

2.4 Descomposición Beveridge-Nelson.

Basados en la estimación del componente permanente propuesto por Miller (1988) y la estimación de los modelos ARIMA en 2.3 se realizó la descomposición B-N para ingresos cambiarios e importaciones; los resultados se muestran en el Cuadro 5.

Variable (en Logaritmos)	Estadística Dickey Fuller* τ_t	Número de rezagos del diferencial de la variable incluidos	Estadística Box-Pierce**
Ingresos Cambiarios	-2.28	1	6.68 (0.67)
Importaciones	-1.83	4	4.68 (0.86)

* Para un tamaño de muestra 50, los percentiles 5 y 10 de la distribución empírica de τ_t son -3.50 y -3.18, respectivamente.

** El valor entre paréntesis corresponde al P-Value (Nivel crítico de significancia) asociado con la prueba Ljung-Box (incluyendo 9 rezagos).

Serie (X_t)	Modelos Trimestrales 1980.1 - 1991.4	Estadística Ljung-Box* (12 Rezagos)
Ingresos Cambiarios	$(1+0.326B)(1-0.315B^4)$ $(1-B)\text{Ln}(X_t) = E_t$	410 (0.94)
Importaciones	$(1+0.42B)(1+0.415B^5)$ $(1-B)\text{Ln}(X_t) = E_t$	5.74 (0.84)

* El valor entre paréntesis corresponde al P-Value (Máximo error tipo I que reporta el test) asociado con la prueba.

¹⁵ Una recopilación detallada sobre estas pruebas puede verse en Melo, Misas y Oliveros (1991).

¹⁶ Con lo que se verificó que las series son integradas de orden 1, cumpliéndose un supuesto básico para realizar la descomposición B-N.

¹⁷ Véase Box-Jenkins (1976).

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Agudelo, M. (1991), "Determinantes de la Cuenta de Servicios de la Balanza Cambiaria". Mimeo, octubre.
- Beveridge, S. y C. Nelson (1981), "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle". *Journal of Monetary Economics*, 7, 151-174.
- Box, G. y G. Jenkins (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco.
- Correa, P. (1984), "Determinantes de la Cuenta de Servicios de la Balanza Cambiaria". *Ensayos sobre Política Económica*, 6, diciembre.
- Correa, P. (1992), "Paridad entre la Tasa de Interés Real Interna y Externa: Notas Sobre el Caso Colombiano". *Coyuntura Económica*, abril.
- Edwards, S. (1985), "Money, the Rate of Devaluation, and Interest Rates in a Semiopen Economy: Colombia, 1968-82". *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, febrero.
- Edwards, S. (1991), "Flujos de Capitales, Tasas de Interés y Tipo de Cambio en Colombia". Mimeo, diciembre.
- Edwards, S. y M. Khan (1985), "Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework", *IMF Staff Papers*, 32, septiembre.
- Feldstein, M. (1983), "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run", *European Economic Review*, 21.
- Feldstein, M. y C. Horioka (1980), "Domestic Saving and International Capital Flows", *Economic Journal*, 90.
- Fernández, J. y R. Candelo (1983), "Política Monetaria y Movilidad de Capitales en Colombia". *Ensayos sobre Política Económica*, 3, abril.
- Gaab, W., M. Granzol y M. Horner (1986), "On Some International Parity Conditions", *European Economic Review*, 30.
- Green, W. (1990), *Econometric Analysis*, New York University.
- Guerrero, V. (1990), "Time Series Analysis Supported by power Transformations". Mimeo.
- Hackl, P. (1989), *Statistical Analysis and Forecasting of Economic Structural Change*, Laxenburg, Austria.
- Herrera, S. (1991), "Movilidad de Capitales y La Economía Colombiana". *Banca y Finanzas*, julio-septiembre.
- Kamas, L. (1985), "External Disturbances and the Independence of Monetary Policy under the Crawling Peg in Colombia". *Journal of International Economics*, 19.
- Melo, L.F., M. Misas y H. Oliveros (1991): "Seminario Econométrico sobre Raíces Unitarias". Mimeo, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco de la República.
- Miller, S.M. (1988), "The Beveridge-Nelson Decomposition of Economic Time Series". *Journal of Monetary Economics*, 21, 141-142.
- Montes, G y R. Candelo (1982), "El Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos: El Caso de Colombia 1968-1980". *Revista de Planeación y Desarrollo*, 7, mayo-agosto.
- Murphy, R. (1986), "Productivity Shocks, Nontraded Goods and Optimal Capital Accumulation", *European Economic Review*, 30, octubre.
- O'Byrne, A. (1991), "Relación Causal entre los Ingresos por Transferencias y el Diferencial de Tasas de Interés," Mimeo, DNP.
- Rennhack, R. y G. Mondino (1989), "Movilidad de Capitales y Política Monetaria". *Ensayos sobre Política Económica*, 15, junio.
- Rodríguez, C. (1981), "Managed Float: An Evaluation of Alternative Rules in the Presence of Speculative Capital Flows", *American Economic Review*, marzo.
- Sachs, J. (1983), "Aspects of the Current Account Behavior of OECD Economies" en E. Claassen y P. Salin (eds): *Recent Issues in the Theory of Flexible Exchange Rates*, North Holland.
- Wong, D. (1990), "What do Saving-Investment Relationships tell us about Capital Mobility". *Journal of International Money and Finance*, 9, marzo.